

高铁开通与站点城市旅游业发展：

“引擎”还是“过道”？*

冯 烽¹ 崔琳昊²



(1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732;

2. 中国社会科学院大学(研究生院), 北京 102488)

内容提要:完善的交通基础设施网络是满足人民日益增长的旅游生活需求之重要前提。我国高铁快速发展,高铁开通是成为推动区域旅游发展的“引擎”,还是仅起到交通“过道”的作用,这需要通过有效的方法予以甄别。本文基于2003—2016年中国286个城市的面板数据,使用渐进型双重差分法评估了高铁开通对站点城市旅游业发展的影响。研究发现:控制年份、城市和剔除其他因素影响后,整体上,高铁开通对站点城市国内游客人数和游客总人数的增长具有正向的影响但并不显著,甚至有较弱的证据显示高铁开通平均降低站点城市大约5%的国内旅游收入和总收入,这一结果提示,对大多数站点城市而言,高铁仅作为城市的“过道”,没能成为拉动旅游业发展的“引擎”。对不同城市的异质性分析表明,高铁的旅游效应仅在五线城市表现显著,高铁开通可平均增加五线城市14.82%的国内游客人数。机制分析显示,高铁开通对影响旅游业发展的城市规模效应、结构效应和技术效应都并非是简单的正向传导路径,而是表现为正、负向影响并存的传导模式,从而导致了高铁开通的旅游效应不显著。

关键词: 高铁 旅游业发展 双重差分法 过道效应

中图分类号: F590.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2020)02—0175—17

一、引言

党的十九大报告明确指出,深化供给侧结构性改革,提高供给体系质量,需要加强基础设施网络建设。当前,中国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分发展之间的矛盾^①,其在旅游业中的一个典型表现是交通基础设施有效供给不足,难以满足人民日益增长的旅游生活需求。相对于广袤的国土面积和庞大的人口数量,交通基础设施的有效供给不足以及交通基础设施网络互联互通水平较低,这严重制约了区域旅游业的发展(张茜和赵鑫,2018)^[1]。高速铁路(下文简称“高铁”)兼具运行快速、载客量大、安全性高等诸多优点,是一种跨城市、跨省区且适宜中长途距离出行的新型轨道交通工具,因而,高铁能够大幅改善沿线地区可达性并使区域

收稿日期:2019-10-11

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“全球价值链视角下中国装备制造业转型升级与绿色发展耦合机制研究”(18BJY101)。

作者简介:冯烽,男,副研究员,管理学博士,研究领域是数量经济理论与方法,电子邮箱:fengfeng@cass.org.cn;崔琳昊,男,硕士研究生,研究领域是应用计量经济学,电子邮箱:943632541@qq.com。通讯作者:冯烽。

① 习近平,《决胜全面建成小康社会 夺取新时代中国特色社会主义伟大胜利——在中国共产党第十九次全国代表大会上的报告》,2017年10月18日。

内的交通方式发生结构性的变化,进而对区域旅游发展产生重要影响(李磊等,2019)^[2]。自2008年中国首条高铁(京津城际高铁)开通以来,经过十余年的快速发展,中国已经跃居高铁营业里程世界第一大国;同期,中国的旅游业也取得了长足发展,国内游客人数由2008年的17.12亿人次增加至2018年的55.39亿人次^①,年均增长12.46%。由此,一个自然问题是,高铁开通是否构成了旅游业快速发展的动因?高铁开通对站点城市旅游业的影响是否存在异质性?高铁开通主要通过何种路径影响旅游业发展?厘清上述问题,有助于明晰高铁开通对旅游业发展的影响效果及机制,并且对于评估高铁的经济社会效应具有重要的研判意义。

交通对旅游的影响始终是旅游经济领域的热点问题,已有大量文献(Khadaroo和Seetana,2008^[3];Albalate等,2015^[4];张广海和赵金金,2015^[5];侯志强,2018^[6])研究了交通基础设施对旅游业的影响。随着高铁的逐步普及,高铁旅游引起了国内外学者的极大关注,可参见田里等(2018)^[7]、李磊等(2019)^[2]对高铁旅游的研究综述。已有关于高铁旅游的研究大多是以某条高铁线路或某个区域展开的“局部”分析,如Wang(2016)^[8]、黄泰等(2017)^[9]、殷平等(2019)^[10]。由于地区间的旅游资源禀赋、经济发展水平和交通基础设施等方面往往差异较大,使得基于“个案”分析所得的研究结论缺乏普适性。而且,从研究方法看,上述研究主要采用的是社会网络分析、问卷调查分析、可达性分析、灰色关联度分析等方法,这些方法虽然各有优点,但由于缺乏明确的经济学含义而难以应用于高铁开通对站点城市旅游业发展的量化评价。

近年来,一些学者尝试在国家范围内对高铁的旅游经济效应进行政策评价,但研究结论存在较大的分歧。一些学者认为,高铁开通使站点城市获得区位优势从而大幅提升旅游吸引力,同时由于旅游涉及“食、住、行、游、购、娱”等诸多方面,旅游人数的增加将会通过产业关联和乘数效应带动旅游经济,使得高铁成为推动旅游业发展的“酵母”和“引擎”(李学伟,2019)^[11]。魏丽等(2018)^[12]采用2004—2015年中国省级面板数据,使用Tobit模型检验了高铁开通对旅游产业效率的影响,发现高铁开通对旅游产业综合效率和纯技术效率存在显著的积极影响;曾玉华和陈俊(2018)^[13]采用双重差分法对2005—2015年286个城市的数据进行实证研究,认为高铁开通使得站点城市旅游人数和旅游收入分别提高了18.51%和24.99%。另一些学者则认为,如果城市缺乏明确的旅游发展战略定位,或者未能与邻近同类城市的旅游产业错位发展,旅游业在城市间未能形成互补合作,高铁开通将无法发挥当地旅游资源的比较优势,也难以给当地旅游业带来实质性的效益,从而陷入高铁“过道效应”(Masson和Petiot,2009^[14];汪德根,2016^[15])。Albalate和Fageda(2016)^[16]基于双重差分法对西班牙50个省1998—2013年的面板数据进行了实证研究,发现高铁开通对旅游产出具有较弱的正向直接效应,并且高铁开通会挤出航空旅游产出而产生显著的负间接效应。Albalate等(2017)^[17]采用西班牙2005—2012年124个城市的面板数据进行分析,发现只有很弱的证据表明高铁开通对旅游经济有促进作用,而且这种促进作用仅局限于大城市。可见,学术界对高铁的旅游效应尚无定论,这一问题还有待深入探讨和交叉验证。

高铁开通对于站点城市旅游业的发展究竟是发挥了“引擎”的积极作用,还是仅扮演着“过道”的角色?这需要通过科学的方法予以甄别。遗憾的是,有关中国高铁开通的旅游经济效应的量化研究颇少,基于全国城市数据的相关研究尤为鲜见,其原因可能是城市层面旅游资源的相关数据难以获取。为准确识别高铁开通对站点城市旅游业发展的影响,本文收集了历年全国286个城市的景区数量,并将其与城市的经济社会数据、高铁开通数据进行匹配,采用双重差分(Difference-in-Difference, DID)法对高铁的旅游效应进行量化评估与异质性分析。相比于既有文献,本文可能的边际贡献:一是拓展了交通基础设施与旅游业发展的研究。相比于既有使用“公路里程”直接度量

① 数据来源:Wind经济数据库。

“交通基础设施” (张广海和赵金金, 2015)^[5], 本文基于高铁在各城市间开通与否及先后上的差异来识别高铁开通对站点城市旅游业的影响, 可避免由于测量误差导致的内生性问题; 二是在控制变量的选取上, 除了控制相关文献常用的变量外, 本文通过手工收集整理样本期各城市 4A 级和 5A 级旅游景区的个数表征旅游资源的时空差异, 以此对旅游资源加以控制, 力求避免因遗漏随个体与时间变化的重要协变量导致的内生性问题; 三是在研究结论上, 虽然同期有两篇文献 (曾玉华和陈俊, 2018^[13]; 辛大楞和李建萍, 2019^[18]) 对同一主题进行研究且得出了高铁开通显著促进了站点城市旅游业发展的结论, 但本文研究发现, 虽然高铁开通对站点城市游客人数具有“水平效应”但“增长效应”却不显著, 对站点城市旅游收入的影响甚至是负向的, 结论与上述两篇文献的观点截然不同, 对此, 本文从计量策略和中国旅游业发展的现实两个方面阐述了本文结论更为科学合理。

二、中国高铁发展历程与理论分析

1. 中国高铁发展进程

近年来, 中国高铁发展迅猛, 已成为中国优势装备走向世界的一张靓丽名片。高铁开通前, 铁道部在 1997—2007 年共实施了六次铁路提速 (施震凯等, 2018)^[19], 但铁路运输能力仍然严重不足。2004 年国务院批准的《中长期铁路网规划》(简称《规划》) 提出了“四纵四横”快速客运专线网的规划方案。《规划》(2008 年调整) 进一步明确, 到 2020 年客运专线要达到 1.6 万公里以上, 事实上, 这一目标于 2014 年提前实现。为适应全面建设小康社会的目标要求, 《规划》(2016 年修编) 提出在原“四纵四横”主骨架基础上打造“八纵八横”的高铁主通道。图 1 描绘了中国高铁事业的发展情况, 2008 年高铁营业里程仅为 671.50 公里, 仅占铁路营业里程的 0.84%, 2018 年高铁营业里程达到 29904 公里, 占铁路营业里程的比重为 22.70%; 2008 年高铁客运量仅有 734 万人次, 2018 年达到 20.54 亿人次, 占铁路客运量的比重超过 60%。中国高铁事业在过去十余年里实现了跨越式发展。

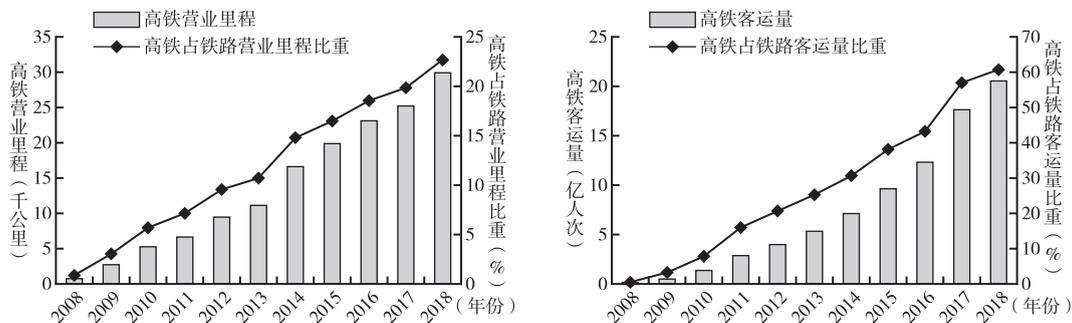


图 1 2008—2018 年中国高铁发展情况

资料来源: 根据 wind 数据库的数据使用 Excel2010 绘制

为考察高铁开通城市与未开通城市旅游业的状况, 图 2 分别描绘了两组城市接待国内旅游人数对数值的均值, 数据来源参见下文。图 2 显示, 高铁开通城市旅游业发展的平均水平高于高铁未开通城市; 由于 2008 年之后两组城市旅游发展水平的上升趋势较为类似, 因此图 2 并不能表明高铁开通具有显著的旅游促进效应, 下述将通过严谨的实证过程予以识别。

2. 理论分析

高铁具有很强的空间影响且影响机制是复杂的 (Hall, 2009)^[20]。高铁产生的时空压缩效应首先会影响区域旅游交通可达性格局, 进而对区域旅游要素产生“多米诺”效应。高铁开通加快了人口、资本、信息与技术在线城市之间的流动, 这些要素在空间的再分配会对沿线城市的经济发展、人口规模、产业结构与人力资本等方面产生影响, 进而重塑旅游资源的空间分布。本文基于汪德根

(2016)^[15]的高铁网络时代旅游地理学研究框架,将高铁开通对站点城市旅游业发展的影响途径分为规模效应、结构效应和技术效应。

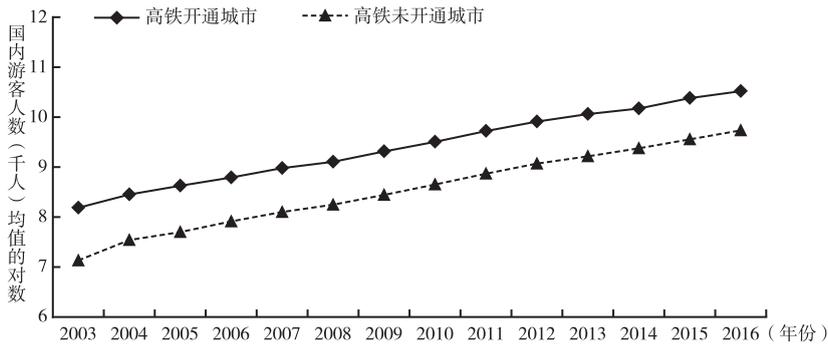


图2 2003—2016年高铁开通城市与未开通城市国内游客人数的变化趋势

资料来源:使用 Excel2010 绘制

(1)规模效应。高铁开通会通过改变区域的经济规模和人口规模进而对旅游业产生影响。高铁开通对站点城市的经济发展和人口数量可能会产生正向的“扩散效应”,也可能产生负向的“虹吸效应”(汪德根等,2015^[21];张克中和陶东杰,2016^[22])。一方面,高铁开通有利于基础设施网络的完善,加快区域经济一体化进程,强化人口、资本、信息、技术等要素由区域中心城市向外围城市的扩散,促进外围城市的经济增长和人口增加,此时,高铁的“扩散效应”将促进站点城市旅游业的发展;另一方面,高铁开通引发经济要素在空间上的转移,也可能表现为要素沿途由外围城市向中心城市加速转移,增强中心城市对周边城市的经济集聚,抑制外围城市的经济增长,此时,外围站点城市会由于高铁“虹吸效应”所致的人口外流、经济萎缩,使得旅游人数不增反降。因此,从规模效应上看,高铁开通对站点城市旅游业的影响存在不确定性。

(2)结构效应。高铁开通会通过改变区域的产业结构和游客出行方式进而对旅游业产生影响。产业结构方面,高铁开通加速了信息、技术在城市间的流动,可促进传统制造业转向高科技和知识密集型的生产性服务业(Wang,2019)^[23],张克中和陶东杰(2016)^[22]也发现第二产业的增速会由于高铁开通而放缓,Yu(2017)^[24]认为以服务业为代表的第三产业对客运交通的便利性更为敏感,因此,从产业结构上看,高铁开通可有效提高地区经济活动效率,促进产业升级,从而有利于站点城市旅游业的发展。游客出行方式方面,高铁在中距离运输中的优势明显,高铁会与民航、高速公路等交通系统发生竞合作用(汪德根,2016)^[15],高铁开通会给短途民航带来直接的冲击,使短途民航的客流锐减(Albalade和Fageda,2016^[16];Wan,2016^[25]),此外,高铁的贯通,还可能会“挤出”沿线高速公路的客运量。但另一方面,由于高铁开通打通了城市交通“最后一公里”,使得“门到门”的出行时间明显减少而在一定程度上表现为与其他交通系统的合作,同时考虑到不同交通工具在不同运输距离中各具优势,因此,从游客出行交通工具的选择看,高铁开通对站点城市客流量的影响具有异质性。

(3)技术效应。高铁开通会通过改变区域的旅游业态和人力资本进而对旅游业产生影响。旅游业态方面,高铁的时空压缩效应使得游客的旅游方式由传统走马观花式观光向休闲度假的“慢游”转变,从而加速人们旅游所需要素的重新组合,催生新的旅游业态(汪德根,2016)^[15],多样化、特色化、高端化的旅游产品应运而生。因此,从旅游业态看,依托高铁所产生的积极效应,旅游产业要素加速向高铁沿线城市聚集,有利于沿线城市旅游产品的加快开发,从而促进旅游业的发展。人力资本方面,高铁开通改善了投资环境,增加了企业的数量和规模,从而增加站点城市的高学历人才数量(杜兴强和彭妙薇,2017)^[26]。理论上,高铁开通能够提升旅游业态和人力资本水平,从而有

利于旅游业的发展。

综上,高铁的时空压缩会对城市规模、经济结构与行业技术等方面产生重要影响,进而影响站点城市的旅游业发展,但其影响的方向和大小具有不确定性。因此,当高铁开通对改善站点城市的规模、结构和技术均产生正向作用时,高铁将通过经济系统产生的乘数效应对站点城市旅游业产生“引擎”般的助推作用;否则,高铁开通可能仅起到城市“过道”的作用,无法真正对站点城市旅游业发展产生积极影响。鉴于此,本文对高铁的旅游促进作用进行检验,并探讨其作用机制。

三、实证设计

1. 识别策略

由于城市开通高铁与否以及开通先后存在差异,因此可将高铁开通视作一项准自然实验,从而可使用 DID 方法评估高铁开通对旅游业的影响。实证设计上,本文参考 Albalade 和 Fageda (2016)^[16]、张克中和陶东杰(2016)^[22]、张华和冯烽(2019)^[27]等设定如下计量模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta HSR_{it} + X'_{it}\gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i, t 分别表示城市和年份;被解释变量 Y_{it} 为城市旅游业产出水平;核心解释变量 HSR_{it} 表示高铁开通与否; X_{it} 为一组控制变量,用于控制其他因素对城市旅游产出水平的影响; μ_i 和 λ_t 分别为城市固定效应和年份固定效应,其中城市固定效应用于控制各城市不随时间变化的因素(如地理特征),年份固定效应用于控制特定年份对旅游业的整体影响(如 2003 年爆发的“非典型性肺炎”(SARS)疫情); ε_{it} 为随机误差项。为了控制可能的横截面相关、时序相关和异方差等问题,将标准误差聚类到城市层面。

利用高铁开通与否及开通先后的双重差异,可将全部样本城市分成处理组和对照组。为此,将核心解释变量 HSR_{it} 定义为,城市 i 高铁开通的当年及之后各年取值为 1, 否则为 0。这样, HSR_{it} 相当于传统 DID 法中处理对象变量和处理时间变量的乘积项。待估参数 β 即为高铁开通对旅游产出水平影响的净效应。如果 $\beta > 0$ 且显著,则表明高铁开通显著促进站点城市旅游业发展;如果 β 不显著,则表明高铁开通未能显著促进站点城市旅游业发展。

2. 样本与变量

本文以 2003—2016 年中国 286 个城市的面板数据为样本。高铁开通时间数据来自国家铁路局网站,各城市历年 5A 级景区个数由国家文化和旅游部网站的旅游名录整理得到,4A 级景区个数根据各省区文化和旅游局网站、百度网页等搜集整理得到,其他控制变量数据来自《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》。国内游客人数和旅游收入数据来自 CEIC 数据库,为最大限度保留可用样本,国内游客人数缺失的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的对应数据进行填补,剩下的少量缺失值通过线性插值进行填补。由于缺少城市层面价格指数,因此以城市所在省份的价格指数将名义价值量平减为 2003 年的不变价格,以减少价格因素的影响。人民币/美元基准汇率年平均价、各省 GDP 指数来自相应年份的《中国统计年鉴》,其余数据和资料来源随文详细说明。

被解释变量:旅游发展。统计年鉴中衡量旅游产出的指标主要有国内游客人数、国内旅游收入、境外游客人数、境外旅游收入,借鉴 Albalade 等(2017)^[17]、李光勤等(2018)^[28]的研究,同时,考虑到游客与高铁乘客中境外人员所占比例甚小,本文以国内游客人数作为衡量旅游发展水平的指标,并以国内旅游收入、游客总人数、旅游总收入这三个指标进行稳健性检验,其中旅游总收入由境外旅游收入按人民币/美元基准汇率年平均价折算为人民币后与国内旅游收入加总得到当年的名义值,再调整为不变价格。为得到高铁开通对旅游产出的变化率,在回归分析中,均取自然对数后作为被解释变量。

核心解释变量:高铁开通。本文以虚拟变量来表示高铁开通变量,定义见上文,不再赘述。

除了核心解释变量,本文还控制了如下变量对旅游发展水平的影响。旅游资源丰裕度:旅游资源丰裕度是影响旅游发展的重要因素之一,直接影响着旅游产出。借鉴杨勇(2016)^[29]、李光勤等(2018)^[28]的研究,本文通过对4A、5A级景区进行赋值加总后取对数来衡量旅游资源丰裕度。具体为:基础分1分,4A、5A级景区分别每个赋值1分和1.5分,加总得到旅游资源综合指数后再取对数得到旅游资源丰裕度指标。该指标没有包括A、2A、3A级景区,除了因为该数据无法准确获取外,还因为3A级及以下级别景区可由市级旅游景区评定机构直接评定产生,而4A、5A级景区则由所在地旅游景区评定机构逐级提交申请报告,并由省级旅游景区评定机构向全国旅游景区质量等级评定委员会提交推荐意见方能最终评定,因此,4A和5A级景区的数量更能体现城市间的旅游禀赋差异。此外,其他控制变量包括:公共设施维护水平,以城市维护建设资金与地方财政预算内支出之比衡量;道路密度,以年末实有铺装道路面积与辖区面积之比衡量;人口密度,以城市年末人口数与辖区面积之比的对数衡量;人均收入,以城市人均实际GDP的对数衡量;产业结构,参考汪伟等(2015)^[30]以综合指数衡量产业结构,即产业结构综合指数一产比重+2×二产比重+3×三产比重,其中各产比重为该产业增加值与GDP之比;FDI比重,以实际利用外商直接投资额按人民币/美元基准汇率年平均价折算为人民币后与GDP之比衡量;投资水平,以固定资产投资总额与GDP之比衡量;教育水平,以普通高校在校学生数与年末人口数之比衡量;科技支出,以预算内科技支出与预算内财政支出之比衡量;财政支出,以一般预算财政支出与GDP之比衡量。

表1为主要变量的定义及描述性统计结果。可见,高铁开通城市的旅游发展水平高于高铁未开通城市。此外,控制变量中,旅游资源、公共设施、道路密度等变量的均值也同样呈现高铁开通城市高于高铁未开通城市的特征。因此,究竟高铁开通能否促进旅游业发展需要将其他影响因素予以控制后方能厘清。

表1 主要变量的定义与描述性统计

| 变量名称及计算方法 | 总观测值 | 高铁开通城市 | | | 高铁未开通城市 | | |
|---------------------------------------|------|--------|-------|-------|---------|-------|-------|
| | | 观测值 | 均值 | 标准差 | 观测值 | 均值 | 标准差 |
| 旅游发展(国内游客人数的对数,千人) | 3997 | 2488 | 9.40 | 1.16 | 1509 | 8.53 | 1.20 |
| 高铁开通(哑变量,开通后取1,否则取0) | 4004 | 2492 | 0.33 | 0.47 | 1512 | 0.00 | 0.00 |
| 旅游资源(旅游资源丰裕度的对数) | 4004 | 2492 | 1.59 | 0.93 | 1512 | 1.07 | 0.81 |
| 公共设施(城市维护建设资金与财政支出之比,%) | 3960 | 2481 | 14.64 | 19.55 | 1479 | 8.74 | 13.79 |
| 道路密度(道路面积与辖区面积之比,%) | 3969 | 2473 | 0.27 | 0.57 | 1496 | 0.08 | 0.12 |
| 人口密度(单位面积年末人口数的对数,人/km ²) | 3998 | 2492 | 6.00 | 0.75 | 1506 | 5.23 | 0.98 |
| 人均收入(实际人均GDP的对数,元/人) | 3950 | 2452 | 9.95 | 0.83 | 1498 | 9.58 | 0.78 |
| 产业结构(产业结构综合指数) | 3994 | 2485 | 2.26 | 0.22 | 1509 | 2.18 | 0.13 |
| FDI比重(FDI与GDP之比,%) | 3763 | 2418 | 2.62 | 2.61 | 1345 | 1.25 | 1.40 |
| 投资水平(固定资产投资总额与GDP之比,%) | 3947 | 2450 | 62.28 | 25.61 | 1497 | 66.70 | 30.28 |
| 教育水平(高校在校学生数与年末人口数之比,%) | 3902 | 2453 | 1.99 | 2.47 | 1449 | 0.81 | 1.08 |
| 科技支出(科技支出与财政支出之比,%) | 3994 | 2489 | 1.34 | 1.45 | 1505 | 0.78 | 0.77 |
| 财政支出(财政支出与GDP之比,%) | 3949 | 2451 | 13.38 | 7.17 | 1498 | 19.39 | 16.67 |

资料来源:使用Stata15.0软件计算得到

四、实证结果与分析

1. 双重差分法适用性检验

共同趋势假设是有效使用双重差分法的重要前提,它关系到对照组是否是处理组合适的“反事实”。即要求处理组城市与对照组城市在高铁开通之前旅游业发展的趋势不存在系统性差异,或者差异是固定的。参考 Yu (2017)^[24]、Dong (2018)^[31]、张华和冯烽 (2019)^[27] 使用“事件分析法”检验共同趋势假设,模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k \geq -7, k \neq -1}^7 \beta_k D_{it}^k + X'_{it} \gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D_{it}^k 表示高铁开通这一“事件”的一个虚拟变量,其取值如下:用 s_i 表示城市高铁开通的具体年份,如果 $t - s_i \leq -7$,则定义 $D_{it}^{-7} = 1$,否则,令 $D_{it}^{-7} = 0$;如果 $t - s_i = k$,则定义 $D_{it}^k = 1$,否则,令 $D_{it}^k = 0$ ($k \in [-7, 7]$ 且 $k \neq -1$);如果 $t - s_i \geq 7$,则定义 $D_{it}^{7+} = 1$,否则,令 $D_{it}^{7+} = 0$ 。同时,本文将高铁开通的前一年作为基准年,即式(2)中去除了 D_{it}^{-1} 这个虚拟变量。 β_k 是需要关注的参数,其反映了高铁开通对城市旅游业的影响。式(2)中的其他变量设定一致于基本模型(1)。式(2)还有一个优点,能同时检验共同趋势假设与高铁开通影响旅游发展的动态效应。

图3直观呈现了共同趋势假设的检验结果并刻画高铁开通对旅游业发展的动态影响,图3(a)绘制了式(2)中参数 β_k 的估计值和95%的置信区间,图3(b)绘制了参数 β_k 的估计值和90%的置信区间。图3(a)与图3(b)中的横轴表示高铁开通前与开通后的年份数,如“-2”和“3”表示高铁开通前的第2年与高铁开通后的第3年。图3(a)与图3(b)均表明,各城市在高铁开通之前的国内游客数的对数并不存在显著差异,满足共同趋势假设。注意到高铁开通的当年,参数 β_0 的估计值为0.0466,其95%置信区间包括了0,而90%置信区间完全在刻度0的水平线之上,因此可以认为估计系数 β_0 在10%水平下显著为正,但在5%水平下不显著。即较弱的证据显示,高铁开通当年站点城市的国内游客人数增长4.66%;高铁开通后的第一年,国内游客人数的增速与高铁开通当年的增速相近,但在高铁开通后的第二年逐步下降且不显著。总体而言,高铁开通的旅游效应较弱且仅在高铁开通的当年与开通后第一年。

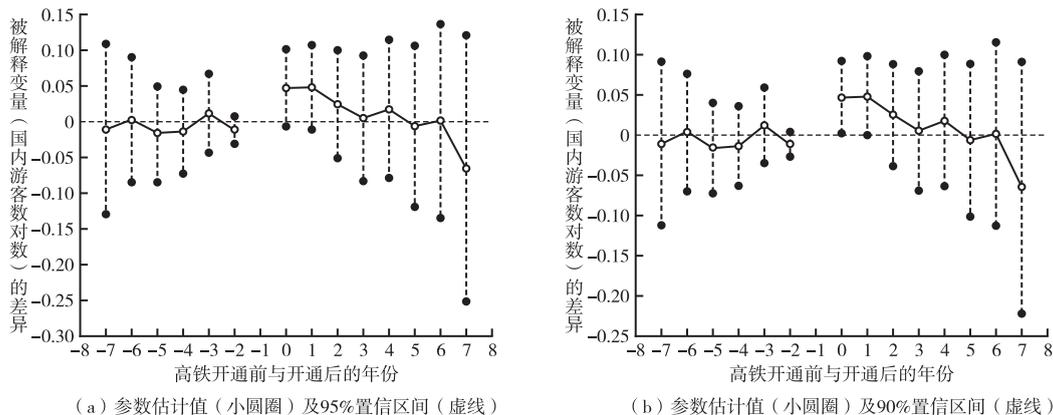


图3 被解释变量(国内游客数对数)在高铁开通前后的差异

资料来源:使用 Stata15.0 软件估计并用 Matlab2014b 软件绘制

2. 基本回归

表2(1)~(4)列是高铁开通对旅游业影响的基本回归结果。容易看出,不论模型是否包含控制变量,高铁开通的回归系数均为正值。但在加入了控制变量后,该系数由1.5222大幅下降至0.2035。进一步控制城市固定效应后,高铁开通对旅游业的影响系数下降至0.1365。值得注意的

是,当同时加入控制变量和城市、年份双向固定效应后,高铁开通哑变量的回归系数下降至0.0405,并且系数不再显著。同时,注意到旅游资源、人均收入、投资水平这三个控制变量无论是否控制城市固定效应和年份固定效应,均在1%水平下呈现显著的正向影响。上述结果表明,旅游人数的增长主要源于旅游资源数量的增加、人均收入水平的提高和投资水平的提升,且并没有充分的证据表明高铁开通显著提升了站点城市国内游客人数的增速。关于高铁开通变量系数的估计结果,本文以表2第(4)列的双固定效应模型为准。

考虑到城市行政级别不一致可能对结果产生干扰,本文在排除了北京、天津、上海和重庆四个直辖市后重新回归(如表2第(5)列),所得高铁开通的估计系数略大于全部城市样本的估计系数。由于省会城市和计划单列市在获取经济和政治资源方面比普通地级市更具优势,本文进一步删除省会城市和计划单列市的样本进行回归(如表2第(6)列),结果与排除四个直辖市的情形相近。

表2 高铁开通对站点城市旅游业发展影响的基本回归结果

| 变量 | 全部城市 | | | | 排除直辖市 | 普通地级市 |
|-------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 高铁开通 | 1.5222*** (0.0638) | 0.2035*** (0.0514) | 0.1365*** (0.0265) | 0.0405 (0.0288) | 0.0508* (0.0287) | 0.0565* (0.0314) |
| 旅游资源 | | 0.7392*** (0.0476) | 0.2127*** (0.0342) | 0.1225*** (0.0374) | 0.1218*** (0.0371) | 0.1342*** (0.0404) |
| 公共设施 | | -0.0003 (0.0013) | 0.0002 (0.0008) | 0.0001 (0.0009) | 0.0002 (0.0009) | -0.0006 (0.0010) |
| 道路密度 | | -0.1635** (0.0634) | -0.0836 (0.0673) | -0.1118* (0.0575) | -0.1773*** (0.0544) | -0.0856 (0.0966) |
| 人口密度 | | 0.3192*** (0.0382) | 0.3119 (0.2150) | 0.0989 (0.1247) | 0.1016 (0.1432) | 0.2105 (0.1860) |
| 人均收入 | | 0.2061*** (0.0580) | 1.1806*** (0.0709) | 0.3193*** (0.1065) | 0.3233*** (0.1087) | 0.3051*** (0.1134) |
| 产业结构 | | 0.2329* (0.1210) | 0.0365 (0.0582) | 0.0125 (0.0370) | 0.1039 (0.1366) | 0.0929 (0.1404) |
| FDI比重 | | 0.0029 (0.0111) | 0.0254*** (0.0064) | 0.0312*** (0.0052) | 0.0323*** (0.0052) | 0.0361*** (0.0057) |
| 投资水平 | | 0.0039*** (0.0012) | 0.0034*** (0.0007) | 0.0020*** (0.0007) | 0.0016** (0.0007) | 0.0014** (0.0007) |
| 教育水平 | | 0.0331** (0.0136) | -0.0336 (0.0266) | -0.0426* (0.0241) | -0.0418* (0.0245) | -0.0426 (0.0273) |
| 科技支出 | | 0.0178 (0.0178) | 0.0066 (0.0091) | 0.0004 (0.0093) | 0.0071 (0.0091) | 0.0094 (0.0098) |
| 财政支出 | | 0.0124*** (0.0043) | 0.0055** (0.0027) | 0.0017 (0.0017) | 0.0016 (0.0017) | 0.0010 (0.0016) |

续表 2

| 变量 | 全部城市 | | | | 排除直辖市 | 普通地级市 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 常数项 | 8.7603*** (0.0529) | 3.2029*** (0.6313) | -4.4795*** (1.5284) | 6.3807*** (1.5302) | 4.7103*** (1.6277) | 3.3732* (1.8700) |
| 城市固定效应 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 否 | 否 | 否 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3997 | 3617 | 3617 | 3617 | 3562 | 3161 |
| R ² | 0.2411 | 0.7145 | 0.9403 | 0.9495 | 0.9461 | 0.9404 |

注:括号内为聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:使用 Stata15.0 软件估计得到

3. 异质性

(1) 四大区域城市。为了探寻高铁开通对旅游业发展可能存在的区域异质性,本文根据国家“十三五”规划中四大板块的划分方法,将 286 个城市划分为东部、中部、西部和东北部四大区域,回归结果如表 3(1)~(4)列,四大区域城市子样本的回归结果也并未发现高铁开通能显著促进站点城市旅游业发展的证据。

(2) 不同发展水平城市。考虑到商业资源聚集度、城市枢纽性、城市人活跃度、生活方式多样性在城市间的差异及其对高铁旅游的影响,本文根据《2019 城市商业魅力排行榜》^①将样本划分为一线(含准一线)、二线、三线、四线和五线城市,回归结果如表 3(5)~(9)列,结果显示,五线城市高铁开通能显著提升站点城市旅游业的发展,可使城市的国内游客人数增速提高 14.82%。此外,在 10% 的显著水平下,三线城市高铁开通对站点城市旅游业发展也具有正向的促进作用。其他三组子样本的回归系数虽然也为正,但并不显著。原因可能是五线城市的旅游资源是以天然景区为主,这种绿色生态旅游更受中高收入水平人群青睐,因此,高铁开通对五线城市旅游业发展的促进作用更为明显。

表 3 分区域、分不同发展水平城市的回归结果

| 变量 | (1) 东部 | (2) 中部 | (3) 西部 | (4) 东北部 | (5) (准)一线 | (6) 二线 | (7) 三线 | (8) 四线 | (9) 五线 |
|----------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|
| 高铁开通 | -0.0140 (0.0540) | 0.0384 (0.0348) | 0.0485 (0.0528) | 0.0639 (0.0890) | 0.0190 (0.0459) | 0.0185 (0.0516) | 0.1168* (0.0614) | 0.0078 (0.0400) | 0.1482*** (0.0506) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 1147 | 1084 | 938 | 448 | 255 | 392 | 926 | 1140 | 904 |
| R ² | 0.9631 | 0.9620 | 0.9431 | 0.9285 | 0.9679 | 0.9692 | 0.9323 | 0.9465 | 0.9088 |

注:括号内为聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的水平上显著

资料来源:使用 Stata15.0 软件估计得到

4. 稳健性检验

(1) 基于 PSM-DID 方法的估计。为了增强由基本回归所得结论的说服力,使用倾向得分

① 由第一财经新一线城市研究所于 2019 年 5 月 24 日发布,参见 <https://www.yicai.com/news/100200192.html>。

匹配-双重差分法(PSM-DID)进行稳健性检验,如表4第(1)列。基于PSM-DID方法的回归结果表明,高铁开通对站点城市旅游发展的影响微乎其微,这一结果一致于基本模型的结果,表明“高铁开通对站点城市国内游客人数的增速没有显著影响”这一核心结论具有较强的稳健性。

(2)排除异常值。为了排除异常值的干扰,分别剔除被解释变量双侧1%、5%异常值后再进行回归,如表4(2)~(3)列。可以发现,高铁开通的估计系数也未能通过10%的显著性水平检验,支持前文结论。2003年全国大面积爆发了SARS疫情,这不仅对当年的旅游市场带来了极大的冲击,还会造成2004年旅游业的异常波动,故排除2003、2004年的样本进行回归以消除SARS疫情对回归结果的影响,估计系数(如表4(4)列)接近于基本模型的估计系数。

(3)更换变量指标。为了减轻指标度量问题对实证结论带来的影响,分别更换控制变量、被解释变量的指标并重新回归。控制变量指标的变更包括:1)将第三产业增加值占GDP的比重作为产业结构度量指标;2)加入城市是否有民航机场控制变量,城市民航机场的数据来自CEIC数据库;3)忽略景区被摘牌和降级的影响。2015年起,国家旅游管理相关部门对景区的认证、资质实行动态管理,对于复查不达标或存在严重问题的景区予以降级或摘牌处理。基准回归中,景区的个数是根据各景区等级的动态变化进行统计的,因此,在稳健性检验中,假设景区等级只升不降,不考虑景区被摘牌或降级的影响;4)改变5A级景区的赋值,在稳健性检验中,将基准回归中4A级和5A级景区的赋值1和1.5分别变更为1和2。结果表明,上述4种变更控制变量情形所得的回归结果与基本模型的结果一致,均未发现高铁开通能显著提高站点城市旅游业发展的证据。

表4 稳健性检验(PSM-DID和排除部分样本)的回归结果

| 变量 | (1) PSM-DID 方法 | (2) 排除因变量双侧1% 分位点后的样本 | (3) 排除因变量双侧5% 分位点后的样本 | (4) 排除受“非典” 影响年份的样本 |
|----------------|----------------------|-----------------------------|-----------------------------|---------------------------|
| 高铁开通 | 0.0004 (0.0209) | 0.0401 (0.0272) | 0.0332 (0.0228) | 0.0449* (0.0261) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 2761 | 3556 | 3293 | 3096 |
| R ² | 0.9670 | 0.9578 | 0.9524 | 0.9596 |

注:括号内为聚类稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%的水平上显著

资料来源:使用Stata15.0软件估计得到

本文还分别将被解释变量替换为游客总数的对数、国内旅游收入的对数、旅游总收入的对数做稳健性检验,回归结果如表5(5)~(7)列,容易发现,高铁开通对于站点城市游客总数的增速没有显著影响,这一结果与基本模型的结果一致。但值得注意的是,高铁开通不仅无法提升站点城市旅游收入的增速,反而会对站点城市旅游收入的增速带来负向的影响。具体而言,在10%的显著水平下,高铁开通会导致站点城市国内旅游收入的增速、旅游总收入的增速分别下降5.16%、5.32%。这一结果可能的原因是不少城市通过降低甚至免收景区门票费用的方式来招揽更多的游客,这种“赔本赚吆喝”的商业模式背后反映的是景区同质化竞争在高铁开通后日益凸显。

表 5 稳健性检验(更换变量指标)的回归结果

| 变量 | (1)三产比重作为产业结构变量 | (2)控制是否有民航机场 | (3)不考虑景区被摘牌和降级 | (4)改变5A级景区的赋值 | (5)游客总数的对数作为被解释变量 | (6)国内旅游收入对数作为被解释变量 | (7)旅游总收入对数作为被解释变量 |
|----------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| 高铁开通 | 0.0409 (0.0286) | 0.0406 (0.0287) | 0.0411 (0.0287) | 0.0402 (0.0285) | 0.0069 (0.0256) | -0.0516* (0.0288) | -0.0532* (0.0295) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3619 | 3617 | 3619 | 3619 | 3266 | 3286 | 3164 |
| R ² | 0.9495 | 0.9495 | 0.9495 | 0.9495 | 0.9462 | 0.9606 | 0.9628 |

注:括号内为聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10%的水平上显著

资料来源:使用 Stata15.0 软件估计得到

5. 内生性问题

高铁站的选址并非随机选取,高铁线路的规划需要对沿线城市的经济条件、建造成本、城市功能等因素进行综合考量,如果这些因素又同时影响到城市旅游业的发展,这就可能导致“高铁开通”这一核心解释变量的内生性问题,因此,进一步采用工具变量法进行估计。

高铁开通工具变量的构造方法主要有三种策略:城市的坡度(Duflo 和 Pande,2007)^[33]、历史的铁路线(Zheng 和 Kahn,2013)^[34]和最小路径树(Faber,2014)^[35]。张梦婷等(2018)^[36]利用高程数据提取城市的水文信息、坡度信息和起伏度信息,依据“地理开发成本最低”原则,得到各地级市是否“该”有高铁开通的虚拟变量(cost),注意到这个变量取决于地理信息数据,不会随时间而变动,因此,本文使用张梦婷等(2018)^[36]中提供的虚拟变量 cost 的数据,并将虚拟变量 cost 与年份虚拟变量的乘积作为高铁开通的工具变量。

表 6 报告了 IV 两阶段最小二乘估计的回归结果,在 IV 第一阶段回归中,坡度与年份虚拟变量乘积项的系数绝大多数显著为负,表明城市修建高铁的难度和成本越高,越不容易有高铁修建,符合经济规律;在 IV 第二阶段回归中,高铁开通的估计系数虽然为正,但并不显著,表明高铁开通未能显著提高旅游发展水平,一致于前文的结论。第一阶段 F 值为 57.94,大于临界值 10,表明工具变量是有效的。因此,可以认为“高铁开通并未显著提高站点城市国内游客人数增速”这一核心结论是可靠的。

表 6 高铁开通对旅游发展影响 2SLS 估计的回归结果

| 变量 | IV 第一阶段 | IV 第二阶段 |
|-------------------|---------------------|----------------|
| | Y:高铁开通 | Y:旅游发展 |
| 高铁开通 | | 0.0255(0.8470) |
| cost × 2003 年虚拟变量 | -0.2769*** (0.0000) | |
| cost × 2004 年虚拟变量 | -0.2739*** (0.0000) | |
| cost × 2005 年虚拟变量 | -0.2902*** (0.0000) | |
| cost × 2006 年虚拟变量 | -0.2931*** (0.0000) | |
| cost × 2007 年虚拟变量 | -0.3090*** (0.0000) | |
| cost × 2008 年虚拟变量 | -0.2956*** (0.0000) | |

续表 6

| 变量 | IV 第一阶段 | IV 第二阶段 |
|-------------------|----------------------|---------|
| | Y: 高铁开通 | Y: 旅游发展 |
| cost × 2009 年虚拟变量 | -0.2748 *** (0.0000) | |
| cost × 2010 年虚拟变量 | -0.0664 (0.3240) | |
| cost × 2011 年虚拟变量 | -0.0248 (0.7100) | |
| cost × 2012 年虚拟变量 | -0.0699 (0.2750) | |
| cost × 2013 年虚拟变量 | 0.0392 (0.5000) | |
| cost × 2014 年虚拟变量 | 0.0472 (0.3060) | |
| cost × 2015 年虚拟变量 | 0.0225 (0.4450) | |
| 第一阶段 F 值 | 57.94 | |
| 控制变量 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3578 | 3578 |
| R ² | 0.6410 | 0.9495 |

注:括号内为聚类稳健标准误;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的水平上显著
资料来源:使用 Stata15.0 软件估计得到

五、识别检验与机制分析

前文的分析表明,高铁开通未能显著提高站点城市的旅游业发展,平均而言,高铁对于站点城市而言仅起到“过道”的作用。高铁开通改善了站点城市的基础设施,却为何未能促进站点城市旅游业的显著发展?为了探寻其背后的原因,本文进一步考察高铁影响旅游业发展的作用机制,机制分析的模型设定如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 HSR_{it} + Z'_{it}\xi + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, Z_{it} 表示一组控制变量,包括 FDI 比重、投资水平、教育水平、科技支出和财政支出;其他符号的含义一致于基本模型(1)。如前面理论假说所述,本文以规模、结构和技术三个维度的七个变量分别作为式(3)的被解释变量。以年末人口数和 GDP(均取对数)表征规模效应;以产业结构和客运结构表征结构效应,前者分别以第二、三产业增加值各自占 GDP 的比重衡量,后者以民航客运量的对数衡量;以景区经济效益和城市创新水平表征技术效应,前者以旅游收入与景区(4A 级和 5A 级)数之比的对数衡量,后者以寇宗来和刘学悦(2017)^[37]的城市综合创新指数衡量。

表 7 报告了高铁开通对旅游业发展影响机制的回归结果。①规模效应的回归结果如表 7(1)~(2)列所示。可以发现,在 5% 的水平下,人口数的对数方程中 HSR 的系数显著为正,但 GDP 的对数方程中 HSR 的系数显著为负,这说明高铁开通加快了站点城市的人口增长,但也降低了站点城市 GDP 的增速,这一致于张克中和陶东杰(2016)^[22]的结论。这一结果表明高铁开通加快了农村人口向城市流动进而促进了城市的人口增长,这有助于促进站点城市的旅游产出;但另一方面,高铁开通使生产要素更方便地流向经济发达地区,这种“虹吸”效应会抑制站点城市的经济增长,从而可能阻碍站点城市的旅游业发展。由于这两种高铁开通的规模效应符号相反,这是本文结论“高铁开通未能显著促进站点城市旅游业发展”的原因之一。②结构效应的回归结果如表 7(3)~

(5)列所示。从产业结构看,高铁开通显著降低了第二产业的比重,也增加了第三产业的比重。这一结果与规模效应的结果是相吻合的,因为相对于中心城市,外围城市往往经济发展相对落后、投资环境欠佳,这些外围城市中的资金、高技术人才、信息等要素将加速向经济实力强、发展环境好、行政效能高的中心城市聚集,加上第二产业相对第三产业而言对这些优质要素更为敏感,因此,在要素有效供给不足的情况下,高铁开通从平均意义上讲会使站点城市二产比重下降。另外,由于传统服务业等第三产业对资金、人才等要素的要求相对不高,且高铁开通有助于本市下辖的县区人口向城市流动,因此,高铁开通有利于第三产业发展。从高铁对民航客运的作用看,在10%的显著性水平下,高铁开通使得民航客运量的增速下降15.4%,这一结果提示,高铁与民航客运之间的竞合作用更多的表现为“挤出”而非“挤入”。由于高铁开通的结构效应同时存在着上述正向和负向的影响,这是“高铁开通未能显著促进站点城市旅游业发展”的又一原因。③技术效应的估计结果如表7(6)~(7)列所示。可以发现,景区平均旅游收入的对数关于高铁开通的估计系数为负,表明高铁开通未能促进站点城市的旅游经济;另一方面,高铁开通显著提升了城市创新指数从而有利于旅游产品的创新。因此,高铁的技术效应对旅游业发展的影响也不甚明确。

表7 机制分析的回归结果

| | 规模效应 | | 结构效应 | | | 技术效应 | |
|----------------|----------------------|------------------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| | (1) 人口数的 对数 | (2) GDP的 对数 | (3) 二产 比重 | (4) 三产 比重 | (5) 民航客运量 的对数 | (6) 景区平均 收入的对数 | (7) 创新指数的 对数 |
| 高铁开通 | 0.0125** (0.0051) | -0.0425*** (0.0136) | -1.3436*** (0.5170) | 0.9318** (0.3740) | -0.1540* (0.0849) | -0.0512 (0.0412) | 0.1248*** (0.0429) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 城市固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 3683 | 3683 | 3681 | 3680 | 1594 | 2816 | 3665 |
| R ² | 0.3120 | 0.9626 | 0.2990 | 0.3289 | 0.5901 | 0.3764 | 0.9111 |

注:括号内为聚类稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%的水平上显著

资料来源:使用Stata15.0软件估计得到

六、与相关研究结果的比较与讨论

本文基准模型、稳健性检验和工具变量估计的回归结果均表明,高铁开通在整体上对促进站点城市游客人数的增速没有显著影响,甚至还发现高铁开通对站点城市旅游收入具有负向的影响。这一发现与近期曾玉华和陈俊(2018)^[13]、辛大楞和李建萍(2019)^[18]的研究结论相左,而一致于Albalade等(2017)^[17]对西班牙高铁对旅游业影响的实证结果,也印证了张克中和陶东杰(2016)^[22]关于高铁经济“虹吸效应”的结论。

曾玉华和陈俊(2018)^[13](以下简称“曾文”)认为高铁开通可分别提高站点城市18.51%的旅游人数和24.99%的旅游收入,辛大楞和李建萍(2019)^[18](以下简称“辛文”)尽管没有给出高铁开通对站点城市旅游业发展提高的百分比,但亦认为高铁开通对旅游业发展具有显著的正向影响。本文认为这两篇文献的结论值得商榷,下述本文结论与曾文、辛文结论不一致的可能原因:首先,从被解释变量的选取和对回归结果的解读上看,曾文和辛文均是以指标的水平值而非对数值作为被解释变量,其高铁变量的回归系数显著为正可以认为高铁开通促进了游客数量的增长,而无法回答

是否提高了游客人数的增速。因此,仅能说明高铁开通对站点城市旅游业发展带来了“水平效应”,而不能说明“增长效应”。其次,从控制变量的选取上,曾文遗漏了城市旅游资源这一重要的协变量,而本文所有模型的实证结果均表明,城市旅游资源的回归系数是显著的,说明城市旅游资源的多寡会对被解释变量产生影响,且由于城市旅游资源是随时间和城市双向变化的,表明这一重要协变量的遗漏导致的内生性问题将会高估高铁开通对站点城市旅游业发展的贡献。再次,从回归报告的标准误来看,曾文和辛文的回归结果中报告的是普通标准误或稳健标准误并非是聚类标准误,忽略了潜在的时序相关和横截面相关问题,因而可能会得出错误的统计推断。四是,从客观实际看,虽然曾文试图将回归系数转换为增长率的变化进行解释,但其转换方法缺乏科学性。事实上,本文计算了全样本城市(3142个观测值)国内游客人数年增长率的算术平均值为21.46%,从未开通高铁的城市子样本(2329个观测值)的国内游客人数年增长率的算术平均值为21.72%,高铁开通城市(177个观测值)高铁开通当年的国内游客人数增长率的算术平均值为22.63%,粗略计算可得高铁开通城市比未开通城市国内游客人数的增长率多 $\frac{22.63 - 21.72}{21.72} \times 100\% = 4.19\%$,与本文基准模型中高铁开通变量的回归系数估计结果4.05%相近,与曾文结果为18.51%相差甚远。综上,本文的结果更为科学、合理,可以认为对大多数城市而言,高铁开通仅起到“过道”作用,并未成为促进站点城市旅游业发展的“引擎”。

七、研究结论与政策建议

便捷的旅游交通是推动旅游业发展的重要前提,高铁开通在影响旅游者旅游决策的同时,也在改变着旅游业要素的空间分布。高铁对旅游业的影响取决于高铁开通产生的是扩散效应还是集聚效应。如果是前者起主导作用,则高铁开通有利于站点城市旅游业发展,即高铁开通通过推动城市间的旅游合作和区域一体化发展产生扩散效应进而促进站点城市旅游业发展,此时,高铁将成为促进旅游区域一体化发展的“引擎”;反之,如果是后者起主导作用,则意味着高铁开通加速了外围城市的旅游要素资源向中心城市转移和聚集而不利外围站点城市旅游业发展,此时,高铁对于外围站点城市的旅游业发展仅起到“过道”的作用。目前,鲜有基于城市层面数据的高铁开通与旅游业发展的量化研究,更为遗憾的是,这些文献在实证研究中由于遗漏重要变量和识别策略不当所得结论也有待商榷。

鉴于此,本文基于中国城市面板数据,采用DID法评估了高铁开通对站点城市旅游业的影响并对其作用机制进行了探讨。研究发现:(1)整体上,高铁开通对站点城市国内游客人数仅有显著的“水平效应”,但并未产生显著的“增长效应”,且在10%的显著性水平下,高铁开通会平均降低站点城市大约5%的国内旅游收入和总收入;(2)异质性上,高铁的旅游效应仅在五线城市表现显著,高铁开通可平均提高五线城市国内游客人数14.82%,其余城市的高铁旅游效应均未能通过5%的显著性水平检验,此外,四大区域城市的异质性分析中均没有充分的证据显示高铁有效提升了站点城市旅游业的发展水平;(3)机制分析表明,高铁开通对影响旅游业发展的城市规模效应、结构效应和技术效应都并非是简单的正向传导路径,而是表现为正、负向影响并存的传导模式,从而导致了高铁开通的旅游效应不显著。

高铁带来的“时空压缩”对城市的经济与社会发展的影响是全方位的,因此,高铁开通不仅会通过改变旅游者的旅游决策对旅游业发展产生影响,还通过农村人口向城镇流动、产业结构变化、经济社会的变革等作用于旅游业,这就导致了高铁的旅游效应变得扑朔迷离。有意思的是,不同与近期已有研究的结论,本文研究结论表明,整体而言,高铁开通未能显著促进站点城市旅游业发展,高铁对于大多数站点城市而言仅起到“过道”的作用,未能对整个区域的旅游业发挥“引擎”的功

能。究其原因:(1)从高铁对要素流动的影响看,高铁的集聚效应大于其扩散效应,使得更多的要素流向了中心城市,从而抑制了中小城市旅游业的发展;此外,高铁开通会“挤出”部分的民航客运,一些中距离的民航航线在高铁的冲击下凋零甚至取消。(2)从旅游业供给侧看,虽然高铁的开通可极大地提升沿线城市之间的联通性,但由于城市之间的行政藩篱不利于区域旅游一体化的发展,城市之间可能并没有因为高铁的开通而强化相互合作,反而加剧了城市间旅游业的同质化竞争,表现为同类城市间的景区缺乏特色,旅游产品的多样性不足。因此,对于缺少“重量级”景区和特色旅游线路的城市,高铁的开通并不会显著增加前往该城市旅游的人数。(3)从旅游业需求侧看,旅游本质上是时间、空间与金钱的消费,高铁的开通虽然提高了旅游景区的可达性,降低了旅游的时空成本,但可支配收入水平偏低仍是制约人们旅游消费的重要方面。(4)从城市旅游交通基础设施看,一些城市虽然拥有得天独厚的旅游资源,但如果高铁站点与景区之间没有良好的城市道路和公交线路相连接,则高铁的旅游效应也将大打折扣。(5)从旅游业的关联行业看,景区的配套服务以及城市文化、住宿、餐饮等旅游相关行业发展水平的滞后可能会减少游客在城市旅游的停留时间和前往旅游的频率,从而使高铁的旅游效应难以显现。

如何促进高铁成为拉动旅游业发展的“引擎”?结合本文研究结论,可对这一问题提出如下政策建议:一是在体制机制上,要加强城市间旅游合作,大力推进“全域旅游”发展。高铁为区域内的互联互通创造了有利条件,同时也对地方政府间的合作提出了更高的要求,因此,地方政府应当树立区域一体化发展的大局观,积极推进体制机制改革,要依托高铁沿线区域的旅游“同城化”建设,避免旅游产品的同质化竞争,共同推进“全域旅游”发展。二是在供给侧上,要加强旅游业供给侧结构性改革,创新旅游产品和服务的开发供给。随着旅游消费需求趋于常态化,原有结构单一、质量低端的旅游产品已经难以满足新时期人们多元化、特色化和高端化的旅游消费需求,因此,旅游部门应当因地制宜创新旅游线路,围绕高铁旅游加大特色旅游产品和服务的供给,强化高铁旅游的精准营销。三是在保障旅游需求上,鼓励有条件的地方和单位根据实际情况实行弹性作息。可以借鉴广西近年来推行“壮族三月三”小长假的做法,为本地职工群众创造外出休闲度假的有利条件,促进旅游消费,提升高铁的旅游经济效应。四是在旅游交通网络上,要完善旅游基础设施网络。城市道路规划和公交体系需要兼顾重点景区与高铁站之间的联通性以提高旅游景区的通达性,实现从高铁站到景区最后“几公里”的无缝接驳。五是在产业融合发展方面,要加大信息通信技术与旅游业的融合发展,加快实现旅游信息的互联互通以及资源共享的现代化旅游信息网络,通过完善的旅游信息网络扩大高铁在经济社会中的乘数效应,为打造世界旅游强国提供强有力的技术基础和完善的高铁旅游网络,以满足人民日益增长的旅游生活需求。

参考文献

- [1]张茜,赵鑫.交通基础设施及其跨区域溢出效应对旅游业的影响——基于星级酒店、旅行社、景区的数据[J].北京:经济管理,2018,(4):118-133.
- [2]李磊,孙小龙,陆林,邓洪波.国内外高铁旅游研究热点、进展及启示[J].上海:世界地理研究,2019,(1):175-186.
- [3]Khadaroo, J., and B. Seetanah. The Role of Transport Infrastructure in International Tourism Development: A Gravity Model Approach[J]. Tourism Management, 2008, 29, (5): 831-840.
- [4]Albalade, D., G. Bel, and X. Fageda. When Supply Travels Far Beyond Demand: Causes of Oversupply in Spain's Transport Infrastructure[J]. Transport Policy, 2015, (41): 80-89.
- [5]张广海,赵金金.我国交通基础设施对区域旅游经济发展影响的空间计量研究[J].北京:经济管理,2015,(7):116-126.
- [6]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].北京:宏观经济研究,2018,(6):118-132.
- [7]田里,田媛,钟晖.基于CiteSpace的国内高铁旅游研究可视化分析[J].成都:资源开发与市场,2018,(5):715-719.
- [8]Wang, L., Y. Liu, C. Sun, et al. Accessibility Impact of the Present and Future High-speed Rail Network: A Case Study of Jiangsu

Province, China[J]. *Journal of Transport Geography*, 2016, (54):161-172.

[9] 黄泰, 席建超, 葛全胜. 高铁对长三角区域旅游一体化影响计量研究[J]. 武汉: 长江流域资源与环境, 2017, (9): 1311-1322.

[10] 殷平, 杨寒胭, 张同颖. 高速铁路网与京津冀旅游: 空间作用与结构演化[J]. 北京: 旅游学刊, 2019, (3): 102-112.

[11] 李学伟. 中国高铁: 新时代经济社会发展的重要引擎[J]. 北京联合大学学报(人文社会科学版), 2019, (3): 1-8.

[12] 魏丽, 卜伟, 王梓利. 高速铁路开通促进旅游产业效率提升了吗? ——基于中国省级层面的实证分析[J]. 北京: 经济管理, 2018, (7): 72-90.

[13] 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]. 上海: 旅游科学, 2018, (6): 79-92.

[14] Masson, S., and R. 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, (9): 611-617.

[15] 汪德根. 高铁网络化时代旅游地理学研究新命题审视[J]. 北京: 地理研究, 2016, (3): 403-418.

[16] Albalade, D., and X. Fageda. High Speed Rail and Tourism: Empirical Evidence from Spain[J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2016, (85): 174-185.

[17] Albalade, D., J. Campos, and J. L. Jiménez. Tourism and High Speed Rail in Spain: Does the AVE Increase Local Visitors? [J]. *Annals of Tourism Research*, 2017, (65): 71-82.

[18] 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]. 太原: 山西财经大学学报, 2019, (6): 57-66.

[19] 施震凯, 邵军, 浦正宁. 交通基础设施改善与生产率增长: 来自铁路大提速的证据[J]. 北京: 世界经济, 2018, (6): 127-151.

[20] Hall, P. Magic Carpets and Seamless Webs: Opportunities and Constraints for High-Speed Trains in Europe [J]. *Built Environment*, 2009, 35, (1): 59-69.

[21] 汪德根, 牛玉, 陈田, 陆林, 唐承财. 高铁驱动下大尺度区域都市圈旅游空间结构优化——以京沪高铁为例[J]. 北京: 资源科学, 2015, (3): 581-592.

[22] 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]. 北京: 经济学动态, 2016, (6): 62-73.

[23] Wang, F., X. Wei, J. Liu, et al. Impact of High-speed Rail on Population Mobility and Urbanisation: A Case Study on Yangtze River Delta Urban Agglomeration, China[J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2019, (127): 99-114.

[24] Yu, Q. No county left behind? The Distributional Impact of High-speed Rail Upgrades in China [J]. *Journal of Economic Geography*, 2017, 17, (3): 489-520.

[25] Wan, Y., H. Ha, Y. Yoshida, et al. Airlines' Reaction to High-speed Rail Entries: Empirical Study of the Northeast Asian Market [J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2016, (94): 532-557.

[26] 杜兴强, 彭妙薇. 高铁开通会促进企业高级人才的流动吗? [J]. 北京: 经济管理, 2017, (12): 89-107.

[27] 张华, 冯烽. 绿色高铁: 高铁开通会降低雾霾污染吗? [J]. 北京: 经济学报, 2019, (3): 114-147.

[28] 李光勤, 胡志高, 曹建华. 制度变迁与旅游经济增长——基于双重差分方法的“局改委”政策评估[J]. 北京: 旅游学刊, 2018, (1): 13-24.

[29] 杨勇. 社会交往、旅游情境对旅游需求的影响研究——基于春节“黄金周”的实证分析[J]. 北京: 旅游学刊, 2016, (10): 56-69.

[30] 汪伟, 刘玉飞, 彭冬冬. 人口老龄化的产业结构升级效应研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2015, (11): 47-61.

[31] Dong, X. High-speed Railway and Urban Sectoral Employment in China[J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2018, (116): 603-621.

[32] 石大千, 丁海, 卫平, 刘建江. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (6): 117-135.

[33] Duflo, E., and R. Pande. Dams[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122, (2): 601-646.

[34] Zheng, S. and M. E. Kahn. China's Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Mega City Growth [J]. *Science Foundation in China*, 2013, 110, (1): 1248-1253.

[35] Faber, B. Trade Integration, Market Size and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System [J]. *Review of Economic Studies*, 2014, 81, (3): 1046-1070.

[36] 张梦婷, 俞峰, 钟昌标, 林发勤. 高铁网络、市场准入与企业生产率[J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (5): 137-156.

[37] 寇宗来, 刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017 [R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心, 2017.

High-speed Rail Operation and Tourism in the HSR Site City: “Engine” or “Corridor”?

FENG Feng¹, CUI Lin-hao²

(1. Institute of Quantitative and Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100732, China;

2. Graduate School, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 102488, China)

Abstract: A sound transportation infrastructure network is an important prerequisite to meet people’s increasing demand for a better tourism life. With the increasing popularity of high-speed rail (HSR), the impact of HSR on the development of tourism has attracted great attention from scholars worldwide. HSR has a strong spatial impact on its site cities and the impact mechanism is often complex. Therefore, it needs to be identified through effective methods that whether high-speed rail (HSR) can serve as an engine for regional tourism or merely as a transport corridor. Based on a panel data of 286 cities in China from 2003 to 2016, this paper evaluates the causal impact of HSR on tourism growth of site cities by using the gradual difference-in-differences (DID) model, taking into account the differences in times of HSR opening among cities.

The empirical results show that, on average, HSR has a positive but not statistically significant impact on the growth of the number of domestic tourists and the number of total tourists in the HSR site cities in the condition of controlling year and city effects and other factors. There is even weak evidence that HSR decreases averagely about 5% of the domestic tourism income and total tourism income of site cities. This result suggests that for most site cities, HSR merely serves as a “corridor” rather than an “engine” that boosts tourism growth. In terms of heterogeneity, the tourism effect of HSR is only significant in China’s fifth-tier cities. HSR can increase the number of domestic tourists in the fifth-tier cities by 14.82% on average.

Mechanism analysis shows that HSR has a mixed effect, both positive and negative, on the scale effect, structure effect and technical effect of cities, having influence on tourism, which leads to an insignificant HSR tourism effect. The reasons are as follow. First, the tourism agglomeration effect of HSR is greater than its diffusion effect, which will lead to more production factors flow to the central cities and be harm to the development of tourism in small and medium-sized cities. Second, HSR will substitute some of the civil aviation in passenger transport. Some medium-distance civil aviation routes will shrink or even cancel under the impact of high-speed rail. Thirdly, scenic spots between similar cities lack features. The diversity of tourism products is insufficient, and the tourism homogenization competitions among cities are severe. Finally, the administrative barriers hinder the tourism cooperation. The tourism sector lacks spatial layout and overall planning for tourism from a national scale.

The conclusions of this paper have clear policy implications. First, we must strengthen tourism cooperation between cities and vigorously promote the development of “global tourism”. The high-speed rail has created favorable conditions for interconnection and inter-regional cooperation, and put forward higher requirements for cooperation between local governments. Therefore, the local government should establish the overall situation of regional integration development, actively promote the reform of the system and mechanism, rely on the construction of “urbanization” of tourism along the high-speed rail region, avoid the homogenization competition of tourism products, and jointly promote the development of “global tourism”. Second, it is necessary to strengthen the structural reform of the tourism supply side and develop new tourism products and services. The tourism sector should create tourism products according to local conditions and increase the supply of special tourism products and services to meet the people’s growing needs for better tourism. The third is to improve the tourism infrastructure network and improve the accessibility of tourist attractions. Because most of the high-speed rail stations are located in the suburbs, and some natural scenic spots are also far from the core areas of the city. Therefore, urban road planning and public transport systems need to take into account the connectivity between key scenic spots and high-speed rail stations to improve the accessibility of tourist attractions. At last, it is necessary to increase the integration and development of ICT and tourism, and expand the multiplier effect of high-speed rail in the economy and society through a comprehensive tourism information network.

Key Words: high-speed rail; tourism development; difference-in-differences model; corridor effect

JEL Classification: C54, L92, R40

DOI:10.19616/j.cnki.bmj.2020.02.011

(责任编辑: 闫梅)