

交通基础设施升级与旅游经济高质量发展¹

——基于高铁开通的实证研究

田坤² 行伟波³ 黄坤⁴

摘 要 旅游经济作为品质化服务业的典型代表,是“绿色转型”背景下地区经济增长的新引擎。通过高铁开通的“准自然实验”,本文选取中国264个地级市2000—2019年间的面板数据,采用双重差分法评估了交通基础设施升级对地方旅游经济高质量发展的影响。研究发现,高铁开通显著带动了地区旅游经济发展,采用“最小生成树”和“民国铁路信息”作为工具变量进行内生性问题处理,结果稳健。具体而言,高铁开通对国内旅游产值和旅游城市发展更具促进作用;东部地区取得了更多的旅游产值,而中西部地区获得了更高的旅游流量。机制研究方面,高铁开通借助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带动地区旅游经济的高质量发展。本文的发现为交通基础设施升级驱动地区旅游经济发展提供了重要的现实依据。

关键词 旅游经济;高铁开通;交通基础设施升级;高质量发展

0 引言

“后疫情”时代的经济疲软和“碳达峰”任务的迫在眉睫对实体经济的健康发展提出了严峻的挑战,加快发展方式的绿色转型、促进产业经济的高质量升级成为解决眼下发展困局的重要抓手。基于此,《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》(简称“十四五”规划)明确指出,坚持生态优先、绿色发展,协同推进经济高质量发展与碳排放达峰方案的贯彻实施;加快生活性服务业品质化发展,推动旅游业等服务业的高品质和多样化升级。而旅游经济作为一种兼具“绿色产业”属性和“品质化服务业”特

1 作者感谢国家自然科学基金面上项目(72273022)、国家自然科学基金重点项目(71733003)、北京工商大学青年教师科研启动基金资助项目(19008022195)的资助。文责自负。

2 田坤,北京工商大学经济学院讲师,E-mail:tiankun@163.com。

3 行伟波,对外经济贸易大学国际经济贸易学院教授,E-mail:xingweibo@uibe.edu.com。

4 黄坤(通讯作者),武汉大学经济与管理学院博士研究生,E-mail:huangkun123@163.com。

征的经济增长新引擎,成为新常态下促进经济平稳复苏的重要推动力。既有研究发现,旅游产业的发展可以刺激当地经济增长(Kim et al., 2006),而旅游经济的增长又会带来产业结构升级(Lee and Chang, 2008)、基础设施建设水平提升(Po and Huang, 2008)、就业问题解决(Kadiyali and Kosová, 2013)和外汇收入增加(Lanza et al., 2003)等正向外溢效应。鉴于此,发展旅游经济成为许多发达国家产业结构绿色转型和地区经济发展的重要路径。

伴随着改革开放的不断深入,中国的旅游经济也迎来了蓬勃的发展,截至2019年年末,我国国内旅游收入达到5.72万亿元人民币,国内旅游入次数超过60.06亿人次,入境旅游收入和入次数也分别超过1313亿美元和1.45亿人次。^①旅游业的发展不但促进了我国地方经济的增长,同时也产生了较大的减贫效应(赵磊和张晨,2018)。为了充分发挥旅游产业对经济的拉动作用,中央和地方政府也联合推出了相应的促进政策。例如,推广旅游文化体制改革,通过促进文化产业和旅游产业的融合,充分带动地区旅游业的发展(刘瑞明等,2020)。但是,也存在诸如“国家级风景名胜区”等景点评选制度由于缺乏实时考核评价机制引发景区配套公共服务落后,从而并未达到促进旅游经济发展的作用的问题(刘瑞明等,2018)。由此可见,选择适度而恰当的外部政策,对于促进旅游产业良性健康发展有着重要的作用。而交通基础设施的便利程度作为旅游经济发展的外部先决条件,决定了当地旅游产业的发展上限。因此,分析交通基础设施升级对于旅游经济高质量发展的影响具有相当的现实意义。

高铁建设作为近十多年来我国交通基础设施升级的最典型代表,为本文研究上述问题提供了最好的样本。自2008年我国第一条高铁线路“京津城际”通车以来,我国高铁事业发展突飞猛进,截至2019年年底,已先后开通125条高铁线路,基本形成了“八横八纵”的高铁网络。高铁建设的发展极大促进了我国城市间交通的便利度,改变了原本空间距离对于居民旅游出行的阻碍作用,为旅游经济的跨越式发展扫清了障碍。因此,定量评估高铁开通对于沿线城市旅游经济发展的影响,具有重要的理论和现实意义。由于高铁开通对于地方旅游经济发展而言是明显的“外部冲击”,因此我们选取高铁开通来准确评估交通基础设施升级对旅游经济高质量发展的影响。

基于此,本文试图采用2000—2019年中国264个地级市层面的面板数据,选择双重差分法研究高铁开通对于地区旅游经济高质量发展的影响。本文发现,高铁开通有效地提高了当地旅游经济的发展水平,相比于未开通高铁的地级市,开通高铁的地级市旅游总收入增加了45.26亿元,旅游接待总入次数提升315.7万人。引入同属于交通基础设施升级的机场开通变量后,研究发现高

^① 数据来源于《中华人民共和国文化和旅游部2019年文化和旅游发展统计公报》。

铁和机场开通形成了共振效应的叠加,更加促进了地区旅游经济的发展。为了避免高铁线路规划可能存在的内生性问题,本文同时构建“最小生成树”和手工查阅“民国铁路通车信息”作为工具变量识别高铁开通对于旅游经济发展的影响,结论依然成立。上述结论通过了一系列的稳健性检验。进一步的异质性分析结果表明,高铁开通更有利于国内旅游经济产值的增长,而机场开通更利于入境旅游产值的增长;旅游城市对于高铁开通的外溢效应受益更大;得益于高铁开通,东部地区取得了更多的旅游产值,而中西部地区获得了更高的旅游入次数。最后的机制检验表明,高铁开通一方面提高了所在地级市的外部交通通达性,提升了旅游便利度和游客体验性,进而增强了本地旅游吸引力;另一方面激发了地方政府提升公共服务供给的热情,刺激了旅游配套设施的快速完善,进而共同助力了地方旅游经济发展。

本文的边际贡献在于:首先,在研究视角方面,本文从高品质服务业绿色转型的概念切入,从交通基础设施升级的视角考察高铁开通对于地区旅游经济高质量发展的影响,既完善了旅游经济发展影响因素的研究体系,又拓展了交通基础设施升级方面的评估文献,为高铁线路建设和交通强国战略提供了重要的实践依据。其次,在实证方法层面,“高铁开通”作为重要的交通基础设施升级项目,对于地方旅游经济的发展是一个外生冲击,这为我们利用双重差分法科学准确地识别高铁开通对于地方旅游经济发展的净效应提供了可能;另外,本文同时选取了地理信息数据构建的“最小生成树”和历史文献数据组成的“民国铁路通车信息”作为工具变量解决了可能的内生性问题,提高了评估的精准度。最后,在政策含义方面,本文通过中介效应模型分别证明了高铁开通依靠提升外部交通通达性和内部公共服务供给进而促进旅游经济发展的机制,由此找到了带动旅游经济发展的两条政策出路:提高城市交通可及性和增强旅游配套服务水平。

本文其余内容的结构安排如下:第1部分是高铁开通的现实背景和研究假说;第2部分是实证策略与变量描述;第3部分为实证结果,包括基准回归结果、机场开通效应分析、平行趋势检验、内生性问题处理、稳健性检验和异质性分析;第4部分是机制分析;第5部分是结论。

1 文献梳理和研究假说

1.1 文献梳理

新时期以来,交通基础设施的不断完善升级极大地推动了我国地区经济增长和产业发展(张学良,2012)。高铁的建设和通车作为我国交通基础设施升

级的重要组成部分,对区域经济增长(刘勇政和李岩,2017)、就业水平提升(董艳梅和朱英明,2016)、劳动力流动(张军等,2021)、企业生产率发展(张梦婷等,2018)、贸易出口(唐宜红等,2019)和科技创新(吉赞和杨青,2020)等产生了重要的正面促进作用,甚至在一定程度上改善了城市的空气污染水平(李建明和罗能生,2020)。上述大量研究关注到了高铁开通给经济社会发展带来的一系列影响,但尚未详细剖析高铁开通对于旅游行业高质量发展影响的内在机理,而探究这一问题对于经济“绿色转型”时期现代服务业高质量发展具有重要意义。

梳理交通基础设施升级促进旅游经济发展的文献可知,以“高速铁路”为代表的交通升级通过提升游客出行便利度和改善城市区位交通因素吸引旅游客流量,从而带动相关旅游产业发展。Yin et al. (2019)以京津城际高铁开通为政策冲击,发现高铁开通以后京津两地的旅游产业结构均呈现出动态优化的趋势,旅游经济平稳向好。Zhou and Li (2018)通过双重差分法评估了高铁可达性对旅游收入的影响,发现高铁开通城市的旅游收入平均提升了12%,研究证明了高铁网络的色散效应,即欠发达地区较之发达地区而言对高铁的经济外溢性反应更敏感。Masson and Petiot (2009)以法西高铁通车为准自然实验,验证了交通运输系统升级在旅游资源集聚中的作用,研究发现高速铁路通过降低旅客运输成本刺激了游客流量的增加,带动了高铁沿线地区旅游资源的集聚。

归纳总结上述文献可知,国内外学者虽然已经意识到了高铁开通对旅游经济发展的促进作用,但研究过程中仍然存在以下问题。首先,当前研究大多集中于单条高铁线路的开通,往往采取案例分析或简单样本回归的方法对小区域内城市旅游经济的波动进行评估,无法系统分析以高铁开通为代表的交通基础设施升级给旅游经济带来的宏观影响。其次,目前研究缺乏对于高铁线路规划过程中可能存在的内生性问题的讨论,从而导致回归结果的估计偏误。最后,上述文献在探讨高铁开通影响机制的过程中更偏向于逻辑推演和现状分析,缺乏严谨的定量分析支撑。鉴于此,本文通过采取大样本实证分析的方法,利用双重差分法和工具变量法系统分析高铁开通对地区旅游经济高质量发展的影响及其传导机制。

1.2 研究假说

从理论层面论证,高铁能够改变区域间的空间距离,从而对经济增长和产业发展产生深远影响。具体到对旅游经济发展的影响,主要体现在促进人口流动、增加基础设施配套和产生城市虹吸效应三方面。首先,高铁开通产生的时空压缩效应迅速改变了以往地理距离鸿沟造成的时空约束条件,极大地促进了游客的流动和旅游景点信息的交换,而人流和信息流则成为地区旅游流量的主要载体,为当地旅游经济发展打下了市场基础。其次,高铁建设的资本投入作

为交通基础设施投资的重要组成部分,实质上是资本要素刺激经济增长的一种现实应用。高铁网络在方便游客出行的同时,也推进了劳动力资源的跨区域迁徙,刺激酒店、餐饮和区域内交通等旅游配套服务业的快速成长,整合小区域内第三产业布局并带动服务业二次发展。最后,高铁产生了旅游经济的聚集效应,加强了旅游城市和非旅游城市间的经济联系,通过改善城市间的可达性水平促进了游客消费需求与旅游资源供给的匹配与融合,最终改变地区旅游经济结构和聚集状态。基于此,本文提出以下假说 H1 和 H2。

H1: 高铁开通借助增强城市的外部交通通达性刺激地区旅游经济高质量增长。

H2: 高铁开通依靠带动城市的内部公共服务供给水平对旅游经济施加正向影响。

2 实证策略与变量描述

2.1 模型设定

鉴于我国高铁建设和通车分批分期分段的属性^①,各地级市是否开通高铁和高铁通车的时间存在一定的差异,该差异为我们将高铁开通作为“准自然实验”进行研究提供了可能性。因此,本文使用多期双重差分法(Difference-in-Difference)来研究我国高铁开通对地区旅游经济发展的影响,通过识别地区和时间两个维度的差异捕捉地级市层面的外生冲击作用。截至2019年,本文回归样本的264个地级市中开通高铁的地级市数量为191个,所以我们将高铁通车的地级市作为处理组,而其他高铁未通车的地级市作为对照组。模型选取方面,本文选择了控制双向固定效应的双重差分模型;同时,为了排除省级政府颁布的旅游发展规划及政策对地市旅游经济的效应(Yang and Wong, 2012),本文在估计中加入了省份-时间联合固定效应,以控制各个省区随时间变化的政策影响。由此本文的基准回归模型为

$$\text{Tourism}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{HSR}_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \text{prov}_j \times \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,Tourism为被解释变量, i 为地级市, t 为年份,本文使用旅游总收入和旅游接待总人次(刘瑞明等,2020)来代表各地级市旅游经济发展水平。HSR为核心解释变量“高铁开通”,若地级市 i 在 t 年开通高铁则取值为1,否则取值为0;其系数估计值 β_1 度量了高铁开通对该地级市旅游经济发展的净效应,若 $\beta_1 > 0$ 且显著,则说明高铁开通极大促进了地区旅游经济的发展。 X_{it} 为控制变量,包括经济发展水平、基础设施投资水平、旅游配套产业发展水平、居民教育普及

^① 截至2019年年底,我国已先后开通125条高铁线路,开通高铁的地级市数量也达到242个。

水平和旅游资源富集程度。 u_i 为地级市固定效应, v_t 为时间固定效应, $\text{prov}_j \times \text{year}_t$ 为省份和时间的联合固定效应。

2.2 变量解释与数据描述

2.2.1 被解释变量

为了评估我国高铁开通对当地旅游经济发展造成的实际影响,本文选择旅游总收入(tourincome)和旅游接待总入次数(tourpop)作为被解释变量,并以 2000 年为基期利用各省份的价格指数对旅游总收入指标进行平减来消除估计结果中通货膨胀因素的干扰。

2.2.2 核心解释变量

依据国务院批准,发改委、交通运输部和铁路总公司发布的《中长期铁路网规划》(2016),本文构造了高铁开通(HSR)作为核心解释变量,并进行了相关的变量赋值和剔除。首先,自 2000 年我国实行法定节假日制度以来,每年“国庆黄金周”连同前后的“中秋小长假”共同促成了节假日旅游高峰,无论是旅游收入还是接待游客入次数都在全年旅游经济规模中占据较高比例^①,因而早于 10 月高铁通车的地区,其旅游经济规模会受到高铁通车的正向溢出效应;而晚于“国庆黄金周”通车的地区,该效应则会滞后到翌年。因此,我们将每年 10 月 1 日之前高铁通车的地级市当年赋值为 1,将每年 10 月 1 日之后高铁通车的地级市当年赋值为 0,第二年赋值为 1。其次,考虑到直辖市、省会城市、副省级城市和计划单列市的行政活动和商务活动较多^②,会对被解释变量的值产生污染进而干扰识别精度,故而将上述类型地级市数据进行剔除。最后,由于地级市之外的某些地区、自治州等行政区存在数据统计缺失问题,故而将此类样本剔除。

2.2.3 控制变量

本模型同时选择了一系列其他控制变量,控制其他因素对地区旅游经济发展的影响,从而保证回归结果的有效性。其中,根据 Bornhorst et al. (2010)的研究,旅游消费主要由经济发展水平和基础设施投入水平决定,本文分别引入人均 GDP(pgdp)和人均固定资产投资(pfixinvest)作为代理变量。旅游配套产业发展水平也关乎旅游经济的发展:一方面,旅游接待能力是发展地区旅游经济的基础(Getz et al., 1998),本文选择第三产业从业人数占比(pemploy3)和人

^① 根据中国旅游研究院和携程旅游共同发布的《国庆中秋长假旅游趋势报告与人气排行榜》,国庆小长假的旅游收入和接待入次数分别占全年比重的 14%和 13%。

^② 上述类型城市的行政活动和商务活动会带来非旅游目的的旅游收入和接待游客入次数增加,进而影响到基准回归的识别,故而剔除。

均星级酒店数 (pstarhotel) 衡量当地旅游接待能力; 另一方面, 当地的交通通达性也极大影响了游客体验进而传导到旅游消费 (Williams and Baláz, 2009), 因此, 本文采用人均公交乘坐数 (pbus) 和道路面积占比 (aroad) 表示当地交通通达性。另外, 当地居民的受教育程度与游客体验也有关联 (Leslie and Russell, 2006), 我们选取中学在校生数占比 (pedu) 进行控制。最后, 旅游资源富集程度是发展旅游经济的核心资产, 我们引入了当地是否有“5A 级景区”(a5A) 和绿地面积占比 (agreen) 两个控制变量。

本文采用 2000—2019 年中国 296 个地级市的面板数据来估计高铁开通对地区旅游经济发展的作用, 所用数据分别来自中国高铁网 (www. gaotie. cn)、中国铁路客户服务中心网站 (www. 12306. cn)、EPS 数据库、历年《中国城市统计年鉴》《中国旅游统计年鉴》和各地级市《国民经济和社会发展统计公报》。表 1 展示了变量含义及数据描述性统计。

表 1 变量含义及数据描述性统计

变量	变量定义	样本量	均值	标准差
tourincome	旅游总收入/亿元	4311	192. 5	291. 7
tourpop	旅游接待总人次/万人次	4441	1976. 3	2348. 1
HSR	地级市当年是否开通高铁 (开通高铁取 1, 否则取 0)	5645	0. 261	0. 439
pgdp	人均国内生产总值/万元	5641	3. 282	2. 956
pfixinvest	人均固定资产投资/万元	5130	1. 992	2. 007
pemploy3	第三产业从业人数占比	4536	0. 0725	0. 0619
pstarhotel	人均星级酒店数	4755	0. 103	0. 133
pbus	人均公交乘坐数	5427	35. 28	43. 70
aroad	道路面积占比	4983	0. 00183	0. 00402
pedu	中学在校生数占比	5523	0. 0590	0. 0144
a5A	地级市当年是否有 5A 级景区 (有 5A 级景区取 1, 否则取 0)	5645	0. 217	0. 412
agreen	绿化面积占比	5195	0. 00629	0. 0171

注: 人均公交乘坐数 = 公共交通运输人次/年末总人口; 中学生在校生数占比 = 中学生在校生人数/年末总人口。

3 实证结果

3.1 基准回归结果

表 2 展示了高铁开通对地级市旅游经济发展影响的基准回归结果。在加

入了控制变量、地区固定效应、时间固定效应和省份-时间联合固定效应后,结果显示开通高铁显著地促进了地区旅游经济的发展。具体来说,开通高铁显著增加了旅游总收入和旅游接待总人次,相比于未开通高铁的地级市,开通高铁的城市旅游总收入增加了 45.26 亿元,接待总人次提升 315.7 万人。

表 2 高铁开通与旅游经济发展(基准回归)

变量	tourincome	tourpop
HSR	45.26 *** (15.65)	315.7 *** (95.45)
pgdp	14.76 (11.61)	11.38 (55.73)
pfixinvest	-10.37 (10.75)	-12.34 (58.34)
pemploy3	311.5 (331.8)	3883.8 ** (1819.1)
pstarhotel	274.6 ** (130.9)	617.3 (679.3)
pbus	0.589 * (0.302)	5.193 ** (2.226)
aroad	12272.1 (10377.5)	95070.9 * (57256.0)
pedu	25.60 (34.62)	138.9 (285.5)
a5A	63.46 *** (9.664)	518.5 *** (73.93)
agreen	-270.6 (1256.9)	-3766.3 (7843.8)
地级市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
省份-时间固定效应	是	是
观测值	4311	4311
R ²	0.907	0.879

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

3.2 机场开通效应分析

为了确保是高铁开通而非同期其他交通基础设施升级措施促进了地区旅游经济发展,本节对同时期其他外生的交通基础设施升级干扰进行分析。航空

出行作为与高铁出行并立且互补的旅游出行方式,会给一个地区的旅游经济发展带来长远的影响。考虑到本文的回归样本期与我国各地级市政府争相上马机场项目、开通地区航线的“火热期”相重合,为了排除航空出行对于基准回归识别的干扰,我们引入虚拟变量“该地级市是否拥有机场”(AIRPORT)作为航空出行的代理变量。变量设置方法与前文相同,即若该地级市在每年10月1日之前机场通航,则取1;否则取0。

回归结果如表3所示,在叠加机场开通效应的情况下,高铁开通变量的系数依然显著,且系数估计值较之基准回归结果偏大;同时,开通机场变量估计结果也显著。这表明机场开通非但没有对游客选择高铁出行产生“挤出效应”,反而通过增强该地级市的旅游通达性减轻了游客对于旅游出行选择中交通不便的“恐惧感”,进一步提升了该地级市的旅游吸引力。由此证明,高铁开通与机场开通形成的共振效应叠加为地方旅游经济发展做出了显著贡献。

表3 机场开通与旅游经济发展

变量	tourincome	tourpop
HSR	45.93 *** (15.59)	323.9 *** (94.84)
AIRPORT	16.58 ** (8.42)	192.8 ** (93.06)
控制变量	是	是
地级市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
省份-时间固定效应	是	是
观测值	4308	4308
R^2	0.903	0.876

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误,***、** 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

3.3 平行趋势检验

众所周知,采用双重差分法的必要前提是平行趋势假设成立,本节通过事件分析法对开通高铁和未开通高铁的地级市旅游经济指标的平行趋势进行检验。根据唐宜红等(2019)的做法在方程(1)中加入高铁开通前和开通后的虚拟变量:

$$\text{Tourism}_{it} = \beta_0 + \sum_{b=1}^4 \beta_b \text{OpenHSR}_{i,t-b} + \sum_{a=0}^4 \beta_a \text{OpenHSR}_{i,t+a} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \text{prov}_j \times \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, OpenHSR_{it} 是表示地级市 i 在 t 年是否开通高铁的虚拟变量, $\text{OpenHSR}_{i,t-b}$ 为第 b 期的前置项,衡量高铁开通前的效应; $\text{OpenHSR}_{i,t+a}$ 为第 a 期的滞后项,表示高铁开通后的效应。图1展示了基于事件分析法的平行趋势检验结果,高

铁开通前对旅游总收入和接待游客总人次数的影响均不显著,而高铁开通后对旅游经济发展产生显著正向影响。故而排除了高铁开通可能存在的预期效应干扰,平行趋势假设成立。

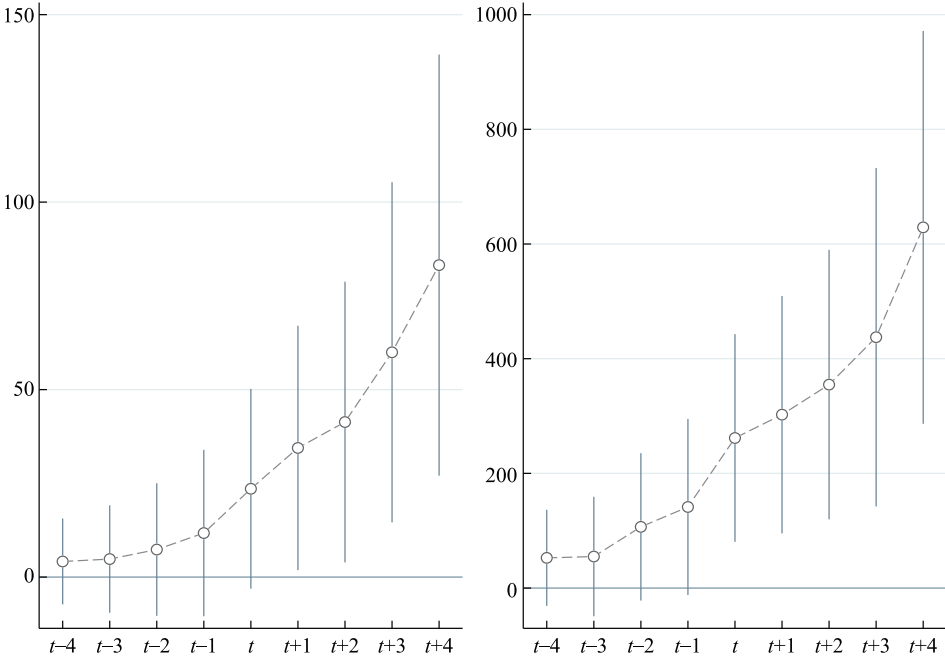


图 1 高铁开通对旅游经济发展的平行趋势检验

注:图中圆圈为估计系数,竖线为估计系数 95% 的置信区间

3.4 内生性问题处理

《中长期铁路网规划》(2016)明确指出,高铁线路规划旨在连接主要城市群,基本连接省会城市和其他 50 万人口以上大中城市,形成以特大城市为中心覆盖全国、以省会城市为支点覆盖周边的高速铁路网。基于经济发展和行政管理的目的,规划者往往偏好在经济基础好和区位优势强的地区开通高铁,因此高铁开通的随机性和外生性假定就受到了质疑,由此产生了本文基准识别的内生性风险。鉴于此,本节选择工具变量法来处理高铁线路选择的内生性问题。

参考 Redding and Turner(2015)关于交通基础设施工具变量选取的策略总结,本文主要通过两种策略选择合适的工具变量:其一,选择“意料之外”的交通线路布局方式,既可以影响交通线的布局规划,又不会受到“规划者倾向”影响的因素;其二,以历史性线路为依据,从历史上的交通线路中寻找准随机变量。

基于此两种策略,本文的工具变量选取如下:

3.4.1 基于地理信息的“最小生成树”工具变量构建

本文参考 Faber(2014)构建高速公路工具变量的做法,利用地理信息模拟高铁线路的路径选择从而生成“最小生成树”作为工具变量。最小生成树的构建策略如下:第一步,将美国太空总署(NASA)和国防部国家测绘局(NIMA)联合测绘的高程数据(SRTM)导入 Arc-Gis 软件,选择空间模块分析功能从各单元格(cell size)中提取坡度信息($slope_i$)、地形起伏度信息($grads_i$)和水文信息($water_i$)。第二步,借鉴张梦婷等(2018)的方法通过“栅格计算器”求得地理开发成本指标:

$$cost_i = 0.4slope_i + 0.3grads_i + 0.3water_i \quad (3)$$

第三步,将所有省会城市设置为靶点城市,并结合地理开发成本指标,以“地理开发成本最低”为约束条件生成模拟最优高铁线路。第四步,导出所得的栅格数据,得到某地级市是否“应当”开通高铁的虚拟变量,若应当开通则取1,否则为0。鉴于地理信息不随时间变动的特性,本文根据李建明和罗能生(2020)的做法将其与高铁开通年份虚拟变量的交互项作为工具变量加入回归方程,采用两阶段最小二乘法进行估计。

关于“最小生成树”工具变量的有效性,我们作如下说明。首先,最小生成树立足于“排除规划过程中地区经济因素的考量,地理开发成本也是决定交通线路具体走向的重要依据”原则,基于地形地貌和水文条件构建地理开发成本指标,进而以地理开发成本指标为基础模拟最优高铁线路作为工具变量。地理开发成本指标长期内相对固定且绝对外生,符合工具变量选择的外生性假定,可以有效避免“规划者倾向”带来的内生性风险;其次,我们将最小生成树的“靶点城市”设置为省会城市,与国家铁路网规划中的目标节点城市和线路选择原则密切相关,因而最小生成树作为工具变量符合相关性假定。表4的列(1)、(2)展示了工具变量回归结果,第一阶段 Kleibergen-Paap rk Wald F 值都大于10,排除弱工具变量的可能性,且高铁开通对于旅游经济变量的估计结果都显著为正,证明基准回归结果的稳健性。

3.4.2 基于历史信息的工具变量构建

本文参考章元和刘修岩(2008)的工具变量选取思路,通过民国时期的铁路开通信息构建历史线路的工具变量。经过手工查阅相关历史文献^①,我们构建了虚拟变量“民国二十二年(1933年)是否开通铁路”作为高铁开通的工具变

^① 我们通过手工查阅《中国铁道便览》(1934)和《中国交通史》(1937)来确定本文的所有样本城市在民国二十二年是否开通铁路的信息,如果当时的铁路线路经过了本文样本城市,则取1;否则取0。

量,并将此虚拟变量与高铁开通的各年份相乘作为工具变量。在外生性方面,民国铁路的规划修建基于当时的历史环境和社会背景,与如今的旅游经济发展毫无关系,故而满足外生性假定;在相关性方面,民国铁路的修建需要考虑各种自然因素从而确保道路修建的技术可行性,设计思路与如今高铁规划思路具有较强相关性。表 4 的列(3)、(4)展示了回归结果,也进一步证实了基准回归结果的稳健性。

表 4 工具变量的回归结果

变量	最小生成树 IV		民国铁路开通 IV	
	tourincome (1)	tourpop (2)	tourincome (3)	tourpop (4)
HSR	256.03 *** (67.34)	2762.22 *** (547.91)	342.85 *** (123.22)	2916.31 *** (842.21)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3762	3818	3774	3829
R ²	0.485	0.388	0.344	0.356
Kleibergen-Paap rk Wald F 检验	12.71	13.68	13.45	14.76

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;***表示在 1%的置信水平显著。

3.5 稳健性检验

为了增强基准回归结果的可信度,本节进行相应的稳健性检验^①。

3.5.1 引入高铁开通强度变量

基准回归中单纯地衡量是否开通高铁对旅游经济的作用,难以捕捉各个地级市高铁开通强度差异带来的影响。我们依据刘勇政和李岩(2017)的方法,根据该地级市通行高铁线路的数量构建了高铁开通强度指标^②,并以该指标替代基准模型中的 HSR 进行回归。表 5 列(1)、(2)的结果为正向显著,证明了高铁开通线路的增加给旅游经济的发展带来了正向溢出效应。

3.5.2 被解释变量滞后一期

鉴于从高铁开通到旅游信息宣传、当地旅游配套设施完善进而传导到游客量增加、产生旅游收入需要一定的时间,高铁开通可能并非立即会对旅游经济

① 我们也尝试了将被解释变量取对数、被解释变量更换为旅游收入占 GDP 的比重,结果均显著。
② 例如,若某地级市通车的高铁线路有两条,则记高铁开通强度为 2。

发展产生刺激,因而选择对被解释变量做滞后一期的处理。表 5 列(3)、(4)的检验结果正向显著,表明基准回归结果可靠。

表 5 稳健性检验结果

变量	高铁开通强度		被解释变量滞后一期		缩短样本期		选择地级市全样本	
	tourincome (1)	tourpop (2)	lag(tourincome) (3)	lag(tourpop) (4)	tourincome (5)	tourpop (6)	tourincome (7)	tourpop (8)
HSR	62.84 *** (16.36)	403.12 *** (82.05)	39.44 *** (13.99)	270.52 *** (84.31)	33.78 *** (10.22)	306.91 *** (82.01)	67.46 *** (15.50)	476.92 *** (103.2)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	4311	4311	3682	3737	3011	3062	5064	5139
R ²	0.888	0.912	0.873	0.909	0.882	0.886	0.882	0.908

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;***表示在 1%的置信水平显著。

3.5.3 缩短样本期

基准回归中本文选取的样本期为 2000—2019 年,但考虑到我国首条高铁线路通车于 2008 年,为使估计结果更为精确,我们将样本时间缩短至 2008—2019 年进行稳健性检验,表 5 列(5)、(6)也证明样本时间段的缩短未对结果有明显影响。

3.5.4 选择地级市全样本

在基准分析中,鉴于直辖市、省会城市、副省级城市和计划单列市的被解释变量数据存在干扰性,故而进行了样本剔除。本部分又将这些样本重新纳入回归,结果依然稳健。

3.5.5 采用 PSM-DID 方法

本节进一步根据倾向得分匹配的方法进行稳健性检验,在引入基准回归所有控制变量的基础上,分别选取 k 近邻匹配^①和核匹配的方式找到和处理组最相似的对照组并与双重差分模型结合估计高铁开通对地区旅游经济的影响。表 6 的回归结果表明,无论是 k 近邻匹配还是核匹配,HSR 的系数都显著为正,证明基准回归结果稳健。

^① 本文选择 1:4 放回抽样最近距离的配对方法构建各个高铁开通城市的对照组。

表 6 PSM-DID 回归结果

变量	k 近邻匹配		核匹配	
	tourincome (1)	tourpop (2)	tourincome (3)	tourpop (4)
HSR	43.90 *** (13.45)	325.41 *** (92.99)	48.08 *** (11.86)	450.21 *** (92.53)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	1354	1402	2696	2782
R ²	0.852	0.881	0.854	0.866

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;*** 表示在 1%的置信水平显著。

3.5.6 安慰剂检验

为了进一步排除识别过程中可能存在的遗漏变量和随机误差问题,本节参考 Li et al. (2016)的处理方法进行安慰剂检验,即通过随机模拟高铁开通城市和时间,随机生成处理组和控制组进行回归。图 2 为 1000 次蒙特卡洛模拟得到的“虚拟”估计系数分布,实线为基准回归的估计系数。图 2 的虚拟估计系数服从均值接近于 0 的正态分布,低于基准回归系数,表明由于遗漏变量或者随机误差碰巧得到基准回归结果的情况属于极小概率事件,本文所观测到的结果

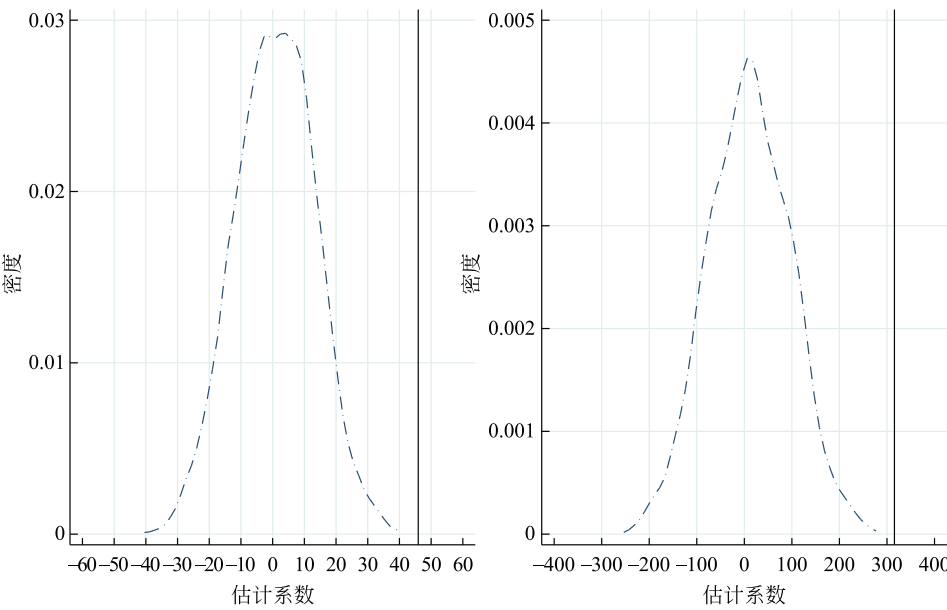


图 2 安慰剂检验

确实由高铁开通所引起,进一步论证了本文结论的稳健性。

3.5.7 对传统多期双重差分法的修正

鉴于 Goodman-Bacon (2021) 的最新研究发现,多期双重差分法在估计过程中应满足方差加权的平行趋势为 0 和处理效应不随时间变化两条假设,但传统的多期双重差分估计方法在处理效应估计时存在偏误^①。为了保证基准回归结果的稳健性,本文参考 Callaway and Sant’Anna (2021) 的估计方法,将多期双重差分法分解为两步:首先,识别地级市-时间处理效应,根据地级市首次开通高铁的时间,将处理组分为几个组别,采用结果回归、逆概率加权和双重稳健方法进行识别。其次,针对处理效应异质性不同来源问题,从被高铁开通影响时长加总、各组别不同时期效应加总和日历事件累计加总三个维度加总地级市-时间处理效应以得到更直观的参数指标。具体估计结果如表 7 所示,HSR 的系数显著为正且与基准回归结果相差不大,基准回归结果稳健。最后,基于 Callaway and Sant’Anna (2021) 估计逻辑的事件分析法结果如图 3 所示,再次证明了本文结果的有效性。

表 7 对传统多期双重差分法的修正

变量	tourincome	tourpop
HSR	35.47 *** (11.26)	363.6 *** (103.89)
控制变量	是	是
地级市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	4308	4308
R ²	0.703	0.674

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;*** 表示在 1% 的置信水平显著。

3.6 异质性分析

3.6.1 旅游经济结构异质性分析

我国本国游客和海外来华游客旅游出行方式的选择存在差异性;我国游客多以居住城市为中心,选择依附铁路、公路线路进行中短途沿线型旅游;而海外来华游客多以核心旅游城市为中心,选择航空出行方式进行跳跃式旅游^②。因此,高铁开通对于旅游经济结构中本国游客和海外入境游客创造的产值影响也具有差异性。本节把旅游收入和旅游接待人次依次划分为国内/国外旅游收入

① 此处感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

② 我国游客和外国游客的出行方式习惯也存在差异:中短途出行领域,我国居民更习惯铁路出行,外国居民更习惯航空出行。

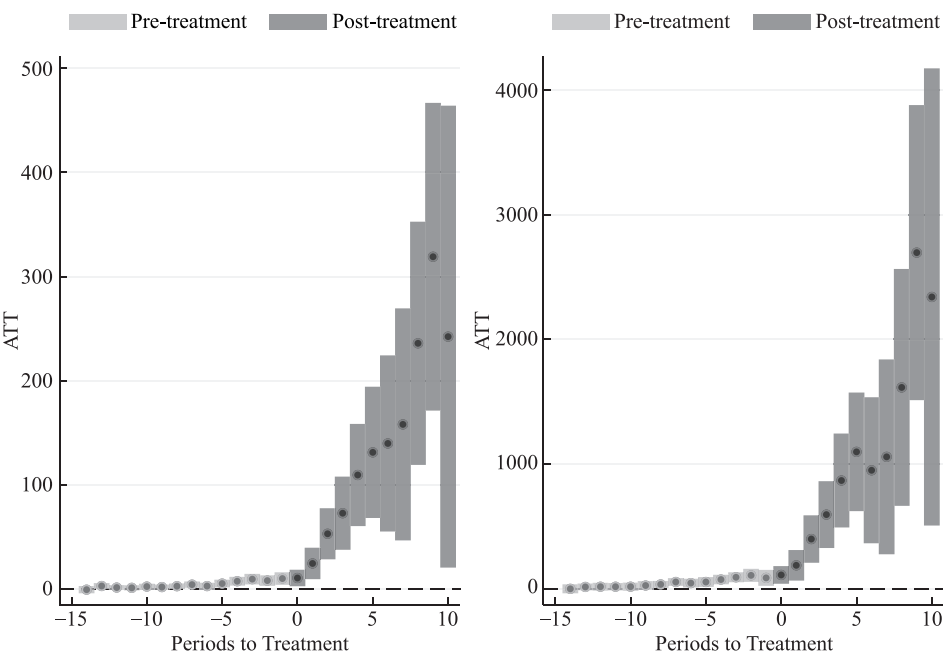


图 3 基于 Callaway and Sant’ Anna 估计方法的平行趋势检验

和国内/国外旅游接待人次展开异质性分析。结果显示,高铁开通显著地提升了国内旅游收入和旅游接待人次,而对国外旅游收入和接待人次的影响却不显著;但机场开通对国外旅游收入和接待人次的影响显著。这也与上文的分析所契合,即高铁开通更多地促进了本国游客接待的旅游经济发展,而机场开通更多促进了海外入境游客接待的旅游经济发展。

表 8 旅游经济结构异质性分析结果

变量	国内旅游收入	国内旅游接待人次	国外旅游收入	国外旅游接待人次
HSR	45.80 ^{***} (15.39)	312.11 ^{***} (93.29)	0.249 (0.160)	1.781 (1.619)
AIRPORT	61.47 ^{***} (9.436)	518.32 ^{***} (72.15)	0.427 ^{***} (0.122)	9.687 ^{***} (2.241)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3795	3857	3860	3869
R ²	0.879	0.908	0.858	0.910

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;*** 表示在 1% 的置信水平显著。

3.6.2 城市异质性分析

众所周知,高铁开通促进地区旅游经济发展最终需要落地在旅游资源上,旅游资源的富集程度很大程度上决定了当地旅游经济的发展上限。鉴于此,本节参照国家旅游局的官方认定标准^①设置了“旅游城市”的虚拟变量,并控制高铁开通变量与该虚拟变量的交乘项。回归结果显示,表 9 列(1)、(2)高铁开通变量的系数显著且大于基准回归结果,表明高铁开通对于旅游城市地区旅游经济发展的效果尤其显著;同时,列(3)、(4)高铁开通变量的系数相对较小,高铁开通对于非旅游城市的地区旅游经济发展外溢效应稍弱。

表 9 城市异质性分析结果

变量	旅游城市		非旅游城市	
	tourincome (1)	tourpop (2)	tourincome (3)	tourpop (4)
HSR	51.21 *** (18.16)	338.02 *** (101.71)	11.70 ** (5.87)	113.8 * (67.83)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3886	3780	3886	3780
R ²	0.899	0.925	0.921	0.916

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10% 的置信水平显著。

3.6.3 地区异质性分析

考虑到东部地区和中西部地区在区位优势、资源禀赋和基础设施建设方面具有较大差异,高铁开通对于不同地区旅游经济的发展也会存在相应异质性。本节通过引入地区层面^②的虚拟变量,并控制高铁开通变量与该虚拟变量的交乘项进行异质性回归,见表 10。结果显示,在旅游收入方面,高铁开通对于东部地区的外溢作用更明显,这是因为东部地区的旅游配套产业和旅游营销能力强,对游客消费能力的激发作用更明显,能够最大化利用高铁带来游客流量的消费能力,从而带动旅游收入增长。在旅游接待人次方面,高铁开通对于中西部地区的外溢作用更强,这是由于中西部地区机场和高速公路设施较之东部地区更为匮乏,旅游对于高铁这种出行方式更为依赖,因此高铁开通极大地刺激

① 参照国家旅游局 1998 年出台的《中国优秀旅游城市检查标准(试行)》和《中国优秀旅游城市验收办法》,本文将符合“景区景点为核心、旅游产业为主体、旅游业产值超过城市 GDP 的 7%”标准的城市定义为旅游城市;其他城市定义为非旅游城市。

② 东部地区包括河北、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;其余地区为中西部地区。

了中西部地区旅游接待人次的提高。

表 10 地区异质性分析结果

变量	东部地区		中西部地区	
	tourincome (1)	tourpop (2)	tourincome (3)	tourpop (4)
HSR	166.5 ** (81.76)	1698.2 ** (683.2)	144.0 *** (34.06)	2086.3 *** (409.6)
控制变量	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3821	3891	3821	3893
R ²	0.650	0.550	0.512	0.479

注：括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误；***、** 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

4 机制分析

4.1 外部交通通达性

高铁开通作为我国当前客运交通运力升级的最主要手段,在降低出行时间和提高出行便利度方面起到了重要的作用,而出行体验的提升会直接刺激消费者的旅游热情从而带动旅游经济的发展。基于此,本节通过构建外部交通通达性这一指标探究高铁开通促进旅游经济发展的内在机制。

本节参考 Donaldson and Hornbeck(2016)的思路,构建“外部交通通达性”(HSR_Save)指标作为高铁开通的代理变量,旨在度量高铁开通带来的出行时间节约情况。外部交通通达性的构建公式如下:

$$HSR_Save_{it} = \sum_j^n distance_{ijt}/n \times (HighSpeed_{ijt} - LowSpeed_{ijt}) \tag{4}$$

其中,HSR_Save_{it}表示在 t 年高铁开通给地级市 i 居民出行带来的平均旅行时间节约量;distance_{ijt}表示 t 年地级市 i 到地级市 j 的铁路线路总长,依据 Zheng and Kahn(2013)的计算结果,将地级市之间的高铁距离定义为地级市之间直线距离^①的 1.2 倍;n 为当年与地级市 i 开通高铁的地级市数量;而地级市 i 与 j 之间的高铁的平均速度^②为 HighSpeed_{ijt},普通铁路的平均速度为 LowSpeed_{ijt}。则地

① 地级市间的直线距离通过 Arc-Gis 软件利用城市的经纬度坐标数据所得。
② 地级市间点对点的高铁和普通铁路平均速度是通过手工查阅 12306 网站所有铁路客运班次运行距离与时长后,二者相除并取所有班次结果的平均值所得。

地级市 i 当年与全国所有其他地级市因高铁开通的平均出行节约时间即为平均旅行时间节约量。

为了进一步考察高铁开通降低游客出行时间进而促进旅游经济发展的机制,在基准回归方程(1)的基础上作如下改进:

$$\text{Tourism}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{HSR_Save}_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \text{prov}_j \times \text{year}_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

主要解释变量 HSR_Save_{it} 为外部交通通达性,用高铁开通带来的平均旅行时间节约量来衡量。表 11 呈现了高铁带来的外部交通通达性提升对地方旅游经济发展的影响,估计系数显著为正,表明高铁开通提升了本地的外部交通通达性,节约了游客的出行时间,刺激了游客的潜在旅游消费热情,从而促进了当地旅游经济的发展。

表 11 外部交通通达性机制分析结果

变量	tourincome	tourpop
HSR_Save	0.178 *** (0.0626)	1.268 *** (0.385)
控制变量	是	是
地级市固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
省份-时间固定效应	是	是
观测值	4308	4308
R^2	0.878	0.907

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;*** 表示在 1% 的置信水平显著。

4.2 公共服务供给

一个城市的基础设施建设水平和旅游配套设施等公共服务供给水平直接决定着旅游业发展的成败(Balaguer and Cantavella-Jordá, 2002; Shaw et al., 2011)。而高铁开通作为重要的交通基础设施升级,无疑提高了城市的交通通达性和外部吸引力,对于旅游经济的发展有显著的正向溢出效应。因此,探究高铁开通是否激发了地方政府提升公共服务供给水平进而促进旅游经济发展这一机制就显得十分必要。

为了验证上述机制,本节参考刘瑞明等(2018)的思路,引入“中介效应”模型^①,将高铁开通与人均固定资产投资、第三产业从业人数占比、人均星级酒店数和人均公交乘坐数等变量的交乘项引入模型,以验证高铁开通对地方旅游经济发展的作用是否依赖于上述公共服务供给指标。再将高铁开通作为解释变量,分别选取人均固定资产投资、第三产业从业人数占比、人均星级酒店数和人

^① 由于中介效应模型较为通用,此处省略,如需备索。

均公交乘坐数为被解释变量,来测度高铁开通是否促进了这些公共服务供给水平的提升,从而验证高铁开通对当地旅游经济发展的影响机制。表 12 和表 13 展示了具体回归结果。

表 12 公共服务供给机制分析结果

变量	tourincome					tourpop		
HSR	41.20 ** (20.80)	43.78 ** (21.02)	42.89 ** (20.32)	41.37 ** (15.93)	272.41 * (140.91)	319.74 ** (132.12)	296.13 ** (130.52)	307.12 *** (108.71)
HSR×pfixinvest	25.32 *** (8.904)				154.92 *** (53.13)			
HSR×pemploy3		90.02 ** (36.71)				452.31 *** (163.44)		
HSR×pstarhotel			38.91 ** (19.62)				303.72 ** (132.92)	
HSR×pbus				1.112 * (0.572)				7.071 ** (3.495)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
省份-时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3735	3735	3735	3735	3789	3789	3789	3789
R ²	0.885	0.887	0.881	0.881	0.911	0.910	0.909	0.909

注:括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

表 12 结果表明,当引入高铁开通与各个公共服务供给变量的交乘项后,高铁开通变量和交乘项的系数都显著为正。这证明了高铁开通对旅游经济发展指标的影响依赖于基础设施建设和旅游配套设施等公共服务供给水平。进一步分析,当将上述中介变量作为被解释变量以后,表 12 在控制了地级市固定效应、时间固定效应和省份时间联合固定效应后,高铁开通对上述指标均显示出显著正向影响。这也意味着高铁开通确实促进了与旅游经济相关的一系列公共服务供给的改善。综上所述,高铁开通带动相关公共服务供给能力提升,进而促进旅游经济发展这一机制路径成立。

表 13 高铁开通对公共服务供给的回归结果

解释变量	pfixinvest (1)	pemploy3 (2)	pstarhotel (3)	pbus (4)
HSR	3.323 *** (0.138)	0.0726 *** (0.00444)	0.0870 *** (0.00538)	31.23 *** (2.391)
地级市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是

续表

解释变量	pfixinvest (1)	pemploy3 (2)	pstarhotel (3)	pbus (4)
省份-时间固定效应	是	是	是	是
观测值	4506	3994	4167	4768
R^2	0.833	0.881	0.742	0.694

注：括号中数值为回归系数地级市层面的 Cluster 聚类标准误；*** 表示在 1% 的置信水平显著。

5 结论

旅游经济作为兼具“绿色经济”属性和“高品质服务业”特征的朝阳产业，是当前“绿色转型”背景下地方经济高质量发展的新引擎。本文借助高铁开通这一“准自然实验”，首次利用 2000—2019 年 264 个地级市的面板数据，通过双重差分法研究了交通基础设施升级对旅游经济高质量发展的影响。研究发现，高铁开通对地方旅游经济的发展具有显著的正向促进作用，且与同属交通基础设施升级的机场开通形成共振效应的叠加，共同推动了地方旅游业的蓬勃发展。为了解决高铁开通作为准自然实验的内生性问题，本文同时构建“最小生成树”和手工查阅“民国铁路通车信息”作为工具变量识别高铁开通对旅游经济发展的影响，回归结果与基准回归一致。进一步的异质性分析结果表明，高铁开通更有利于本国旅游经济产值的增长，而机场开通更利于入境旅游产值的增长；旅游城市对于高铁开通的受益更大；得益于高铁开通，东部地区取得了更多的旅游产值，而中西部地区获得了更高的旅游入次数。最后的机制检验发现，高铁开通通过提高城市外部交通通达性和优化当地公共服务供给水平两种途径带动旅游经济的高质量发展。

结合当前“绿色转型”“碳达峰”和“高品质服务业”的发展背景，本文的研究结论具有以下启示：第一，本文的研究为坚定不移地推进“新基建”和交通基础设施升级提供了一个重要的现实依据。以高铁为代表的交通基础设施升级一方面拉动了内需，解决了就业问题，带动了沿线城市的经济贸易和互联互通；另一方面也产生了诸如带动旅游产业发展，解决旅游城市内生困局的正向外溢作用。因此，有必要继续大力发展“新基建”和交通基础设施建设，把这种经济社会的正向外外部性惠及更多地区。第二，本文的研究结论为我国的产业“绿色转型”提供了新思路。在经历了相当长时间的“粗放式发展”后，加快发展完善现代产业体系，促进服务业发展繁荣尤为必要。旅游产业作为绿色服务产业的典型代表，不仅可以满足“碳达峰”行动方案对产业发展的要求，还可以带动城市间的人财物流动，进而促进上下游产业协同发展。第三，本文的研究结论为地方政府充分融入国家政策导向，发挥自身优势提供了典型案例。无论是交通基础设施建设，还是绿色产业发展，都是我国“十四五”规划中重点强调的发展

方向,地方政府应紧跟国家政策导向,提前布局相应的配套措施,融入新常态下改革发展的洪流,带动本地经济共同发展。

参考文献

- 董艳梅,朱英明. 2016. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济,(10): 92-108.
- Dong Y M, Zhu Y M. 2016. Can high-speed rail construction reshape the layout of China's economic space—Based on the perspective of regional heterogeneity of employment, wage and economic growth[J]. *China Industrial Economics*, (10): 92-108. (in Chinese)
- 吉赞,杨青. 2020. 高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究[J]. 世界经济,43(2): 147-166.
- Ji Y, Yang Q. 2020. Can the high-speed rail service promote enterprise innovation? A study based on quasi-natural experiments[J]. *The Journal of World Economy*, 43(2): 147-166. (in Chinese)
- 李建明,罗能生. 2020. 高铁开通改善了城市空气污染水平吗? [J]. 经济学(季刊), 19(4): 1335-1354.
- Li J M, Luo N S. 2020. Has the opening of high-speed rail improved the level of urban air pollution? [J]. *China Economic Quarterly*, 19(4): 1335-1354. (in Chinese)
- 刘瑞明,李林,亢延锟,等. 2018. 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,(2): 118-136.
- Liu R M, Li L, Kang Y K, et al. 2018. Selection activities of scenic spots, the supply of government public services and regional tourism economic development [J]. *China Industrial Economics*, (2): 118-136. (in Chinese)
- 刘瑞明,毛宇,亢延锟. 2020. 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, 55(1): 115-131.
- Liu R M, Mao Y, Kang Y K. 2020. Deregulation, market vitality and tourism economy development: Evidence from Chinese cultural system reform[J]. *Economic Research Journal*, 55(1): 115-131. (in Chinese)
- 刘勇政,李岩. 2017. 中国的高速铁路建设与城市经济增长[J]. 金融研究,(11): 18-33.
- Liu Y Z, Li Y. 2017. High-speed rails and city economic growth in China[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 18-33. (in Chinese)
- 唐宜红,俞峰,林发勤,等. 2019. 中国高铁、贸易成本与企业出口研究[J]. 经济研究, 54(7): 158-173.

- Tang Y H, Yu F, Lin F Q, et al. 2019. China's high-speed railway, trade cost and firm export[J]. *Economic Research Journal*, 54(7): 158-173. (in Chinese)
- 张军,李睿,于鸿宝. 2021. 交通设施改善、农业劳动力转移与结构转型[J]. *中国农村经济*, (6): 28-43.
- Zhang J, Li R, Yu H B. 2021. Transportation infrastructure improvement, transfer of agricultural labor force and structural transformation[J]. *Chinese Rural Economy*, (6): 28-43. (in Chinese)
- 张梦婷,俞峰,钟昌标,等. 2018. 高铁网络、市场准入与企业生产率[J]. *中国工业经济*, (5): 137-156.
- Zhang M T, Yu F, Zhong C B, et al. 2018. High-speed railways, market access and enterprises' productivity[J]. *China Industrial Economics*, (5): 137-156. (in Chinese)
- 张学良. 2012. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. *中国社会科学*, (3): 60-77, 206.
- Zhang X L. 2012. Has transport infrastructure promoted regional economic growth? With an analysis of the spatial spillover effects of transport infrastructure[J]. *Social Sciences in China*, (3): 60-77, 206. (in Chinese)
- 章元,刘修岩. 2008. 聚集经济与经济增长:来自中国的经验证据[J]. *世界经济*, (3): 60-70.
- Zhang Y, Liu X Y. 2008. Agglomeration economy and economic growth: Empirical evidence from China [J]. *The Journal of World Economy*, (3): 60-70. (in Chinese)
- 赵磊,张晨. 2018. 旅游减贫的门槛效应及其实证检验——基于中国西部地区省际面板数据的研究[J]. *财贸经济*, 39(5): 130-145.
- Zhao L, Zhang C. 2018. Threshold effect and empirical test of tourism on poverty alleviation—Based on provincial panel data in western China[J]. *Finance & Trade Economics*, 39(5): 130-145. (in Chinese)
- Balaguer J, Cantavella-Jordá M. 2002. Tourism as a long-run economic growth factor: The Spanish case[J]. *Applied Economics*, 34(7): 877-884.
- Bornhorst T, Ritchie J R B, Sheehan L. 2010. Determinants of tourism success for DMOs & destinations: An empirical examination of stakeholders' perspectives [J]. *Tourism Management*, 31(5): 572-589.
- Callaway B, Sant'Anna P H C. 2021. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- Donaldson D, Hornbeck R. 2016. Railroads and American economic growth: A “market access” approach[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2): 799-858.
- Faber B. 2014. Trade integration, market size, and industrialization: Evidence from China's national trunk highway system[J]. *The Review of Economic Studies*, 81(3):

- 1046-1070.
- Getz D, Anderson D, Sheehan L. 1998. Roles, issues, and strategies for convention and visitors' bureaux in destination planning and product development: A survey of Canadian bureaux[J]. *Tourism Management*, 19(4): 331-340.
- Goodman-Bacon A. 2021. Difference-in-differences with variation in treatment timing [J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- Kadiyali V, Kosov R. 2013. Inter-industry employment spillovers from tourism inflows [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 43(2): 272-281.
- Kim H J, Chen M H, Jang S C S. 2006. Tourism expansion and economic development: The case of Taiwan[J]. *Tourism Management*, 27(5): 925-933.
- Lanza A, Temple P, Urga G. 2003. The implications of tourism specialisation in the long run: An econometric analysis for 13 OECD economies[J]. *Tourism Management*, 24(3): 315-321.
- Lee C C, Chang C P. 2008. Tourism development and economic growth: A closer look at panels[J]. *Tourism Management*, 29(1): 180-192.
- Leslie D, Russell H. 2006. The importance of foreign language skills in the tourism sector: A comparative study of student perceptions in the UK and continental Europe [J]. *Tourism Management*, 27(6): 1397-1407.
- Li P, Lu Y, Wang J. 2016. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- Masson S, Petiot R. 2009. Can the high speed rail reinforce tourism attractiveness? The case of the high speed rail between Perpignan (France) and Barcelona (Spain) [J]. *Technovation*, 29(9): 611-617.
- Po W C, Huang B N. 2008. Tourism development and economic growth: A nonlinear approach[J]. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387(22): 5535-5542.
- Redding S J, Turner M A. 2015. Transportation costs and the spatial organization of economic activity[J]. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 5: 1339-1398.
- Shaw G, Bailey A, Williams A. 2011. Aspects of service-dominant logic and its implications for tourism management: Examples from the hotel industry[J]. *Tourism Management*, 32(2): 207-214.
- Williams A M, Balz V. 2009. Low-cost carriers, economies of flows and regional externalities[J]. *Regional Studies*, 43(5): 677-691.
- Yang Y, Wong K K F. 2012. A spatial econometric approach to model spillover effects in tourism flows[J]. *Journal of Travel Research*, 51(6): 768-778.
- Yin P, Lin Z B, Prideaux B. 2019. The impact of high-speed railway on tourism spatial structures between two adjoining metropolitan cities in China: Beijing and Tianjin [J]. *Journal of Transport Geography*, 80: 102495.

- Zheng S Q, Kahn M E. 2013. China's bullet trains facilitate market integration and mitigate the cost of megacity growth [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 110(14): E1248-E1253.
- Zhou B, Li N Q. 2018. The impact of high-speed trains on regional tourism economies: Empirical evidence from China[J]. *Tourism Economics*, 24(2): 187-203.

Transportation Infrastructure Upgrading and High-quality Development of Tourism Economy: An Empirical Study Based on the Opening of High-speed Railway

Kun Tian¹ Weibo Xing² Kun Huang³

(1. School of Economics, Beijing Technology and Business University;

2. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics;

3. School of Economics and Management, Wuhan University)

Abstract As a typical representative of quality service industry, tourism economy is a new engine of regional economic growth under the background of “green transformation”. Through the “quasi natural experiment” of the opening of high-speed railway, this paper selects the panel data of 264 prefecture level cities in China from 2000 to 2019, and uses the double difference method to evaluate the impact of transportation infrastructure upgrading on the high-quality development of local tourism economy. It is found that the opening of high-speed railway has significantly driven the development of regional tourism economy. The “least-cost path spanning tree” and “railway information of the Republic of China” are used as instrumental variables to deal with endogenous problems, and the results are stable. Specifically, the opening of high-speed rail will promote the domestic tourism output value and the development of tourism cities; The eastern region has achieved more tourism output value, while the central and western regions have achieved higher tourism flow. In terms of mechanism research, the opening of high-speed rail drives the high-quality development of regional tourism economy by improving external traffic accessibility and optimizing the supply level of internal public services. The findings of this paper provide an important practical basis for the development of tourism economy driven by transportation infrastructure.

JEL Classification L83, L92, L88