

张自强, 陈萍, 杨重玉. 2021. 高铁开通对民族地区旅游业发展的影响. 热带地理, 41 (5): 1096-1109.
Zhang Ziqiang, Chen Ping and Yang Zhongyu. 2021. Impact of High-Speed Rail on Tourism Development in Ethnic Regions. *Tropical Geography*, 41 (5): 1096-1109.

高铁开通对民族地区旅游业发展的影响

张自强¹, 陈萍^{2a}, 杨重玉^{2b}

(1. 贵州大学 旅游与文化产业学院/贵州基层社会治理创新高端智库, 贵阳 550025;
2. 贵州财经大学 a. 人事处; b. 经济学院, 贵阳 550025)

摘要: 高铁快速发展极大地提升了目的地可达性, 民族地区交通条件落后但旅游资源独特, 高铁开通能否成为推动民族地区旅游业发展的引擎, 抑或加剧发展差距, 亟待检验高铁的旅游经济效应。基于2000—2017年中国20个民族地区的省级面板数据, 运用多期双重差分法评估高铁开通对民族地区旅游业发展的影响。结果发现, 高铁开通促进了民族地区的国内旅游总人次和国内旅游总收入分别平均增长16.52%和23.29%, 对站点地区具有增长效应, 但对地区间旅游业发展差距的影响不显著, 不具有分配效应, 表明高铁开通能成为民族地区旅游业发展的引擎; 影响机制检验发现, 高铁开通具有扩散效应和结构效应, 但未观察到虹吸效应和过道效应; 动态性检验发现, 高铁开通对旅游业发展的增长效应在开通后第一二年仍显著, 而分配效应均不显著。

关键词: 高铁; 旅游业发展; 双重差分法; 民族地区

中图分类号: F592.7

文献标志码: A

DOI: 10.13284/j.cnki.rddl.003383

文章编号: 1001-5221(2021)05-1096-14

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



交通在决定旅游目的地的定位与竞争中起关键性作用(Lumsdon et al., 2004)。尤其是高铁开通明显改善了游客出行的交通选择和旅游目的地的可达性。高铁急剧缩短了游客出行的时间距离, “时空收敛”带动游客量与旅游收入增长, 同时也促使高铁沿线城市的要素与资源, 如资本、劳动力与技术等向中心城市聚集, 产生“虹吸效应”(汪德根等, 2015)。高铁开通对旅游业发展的影响较为复杂, 从而引发了学界对高铁旅游经济效应的激励争辩。

高铁开通对旅游业发展的影响存在争议, 实证研究中较为常见的是通过双重差分法(DID)进行检验。其中, 余泳泽等(2020)基于2004—2013年全国地级市的面板数据, 运用DID实证得出, 高铁开通对旅游业发展具有显著正向影响, 且从动态看, 在西部地区的正向影响更大。然而, 冯烽等(2020)通过同样的方法, 选择样本年限跨度为2003—2016年进行实证, 却发现在全国层面高铁开通对旅游业发展的影响并不显著, 仅在三线城市与五线城市具有显著影响, 且在五线城市的作用更

大。尽管现有研究可能因估计变量衡量方式、控制条件选择、样本时间跨度等的不同而造成研究结论或观点的差异, 但都认为: 1) 高铁开通确实促进了相对落后地区的旅游业发展; 2) 高铁开通对旅游业发展的影响存在异质性。由此引出的问题是, 高铁开通的旅游经济效应为何出现在经济相对落后的地区且呈异质性? 可能的解释是, 经济相对落后的地区天然资源相对丰富, 新的旅游业态因高铁开通而吸引的旅游客流增加, 但由于不同地区的旅游资源禀赋存在差异, 旅游吸引力不同而导致高铁开通的旅游经济效应存在差异。这也就意味着, 高铁开通使得高铁沿线的一部分地区获益较多, 而另一部分地区获益较少甚至不获益, 造成非均衡性影响, 那么, 地区旅游业发展可能因高铁开通而加剧不平衡, 当不平衡程度较高时就会导致高铁开通的整体作用甚微, 即高铁开通本身确实能促进旅游业发展, 不过只是带动了少部分地区, 从而整体估计时就不显著。现有研究侧重于检验高铁开通对旅游业发展的“水平效应”或“增长效应”, 未分析

收稿日期: 2020-10-13; 修回日期: 2020-11-30

基金项目: 贵州省哲学社会科学规划青年项目(21GZQN08)

作者简介: 张自强(1986—), 男, 贵州遵义人, 博士, 副教授, 主要研究方向为旅游经济, (E-mail) 532959728@qq.com。

高铁开通非均衡影响旅游业发展产生的分配效应。因此，高铁开通拉大了地区间旅游业发展差距吗？值得进一步检验。

基于此，收集了历年全国20个民族地区的省级数据，运用DID法实证检验高铁开通对旅游业发展的增长效应和分配效应，分析其异质性与动态性，回应上述问题，以期为准确评估高铁开通的旅游经济效应和引导地区旅游业包容性发展提供依据。

1 高铁开通对旅游业发展的作用机制：文献梳理与研究假说

高铁开通的影响是多维的，其中，经济效应最受关注，讨论高铁开通对旅游业发展的经济效应主要集中在两方面：一是高铁开通对旅游业发展的促进作用，即增长效应；二是高铁开通对旅游业发展格局的影响，即分配效应。

1.1 高铁开通对旅游业发展的增长效应

1.1.1 高铁开通的扩散效应 1) 提高旅游目的地的可达性。中国“四纵四横”高铁开通后，整体区域可达性得到优化，促进高铁客运流的均衡分布(鄢慧丽等, 2020)。交通可达性改善对旅游业发展的影响体现在两方面：一方面，开辟新旅游线路。原本无交通站点的地区因高铁开通而可通达，或可直达。高铁开辟新的线路即开辟新的旅游目的地。Fröidh (2005) 研究发现，瑞典 Svealand 高铁线延伸了原有铁路线，将原本难以抵达的边境地区纳入到高铁线路中，成为新的旅游热点地。新增高铁站点增加了游客多地旅游线路节点的选择，高铁站点也因此而形成新兴客源市场(刘宇青等, 2014)。另一方面，缩短既有旅游路线的时间距离。高铁开通更多是升级旧的铁路线，大幅缩短客源地与目的地的时间距离，塑造交通网络经济圈。高铁网络下长三角16个城市的旅游经济发展呈现以上海为主核心、南京、杭州为副核心，南北两翼各自相互抱团的分布特征(穆成林等, 2015)。区域内省会城市间因高铁开通形成小时经济圈，经济联系与聚集性增强推动区域旅游经济增长。

2) 由核心区向边缘区的扩散效应。高铁开通优化了区域空间结构，从“核心—边缘”理论看，交通可达性的提高可改善区域内关联性不高甚至孤立发展个体的联系，从而形成彼此镶嵌的区域经济结构。已有研究认为，高铁开通显著改善了沿线城市的可达性，扩大了中心地区向外的辐射范围，边

远地区从可达性中获益，高铁的扩散效应显著(蒋海兵等, 2015)。而且，高铁建设促进了区位优势地向周边地区扩张，有利于实现区域间交通网络的有效对接和区域一体化发展(梅琳等, 2018)。核心城市旅游产业结构调整促进效益“外溢”，高铁开通将原本区位优势不明显、交通条件欠发达的边缘城市拉入旅游空间格局中，从而呈现高铁开通的“扩散效应”(汪德根, 2016)。

1.1.2 高铁开通的结构效应 由于扩散效应的存在，高铁开通还会通过改变地区产业结构而影响旅游业发展。高铁开通加快了要素流动性，促进产业结构变化，包括市场融合与经济一体化，也促使旅游资源与要素在更大地域范围内重新布局或规划。珠三角地区时空距离缩短拓展了经济活动的辐射半径，城市间引力增强促进产业格局调整与新的区域经济中心形成(Hou et al., 2011)。第三产业对客运交通的便利性更为敏感，交通条件改善有利于促进地区第三产业结构的变化(Yu, 2017)。而对劳动力、资本等生产要素而言，第二产业对其流动性更敏感，高铁开通促使生产要素由中心地区向偏远地区流动，从而促进偏远地区旅游业发展。中心地区第二产业的发展增长会因高铁开通而放缓，带动边远地区的发展(张克中等, 2016)。这意味着，边远地区因高铁开通而造成产业结构变化，促进旅游业发展。

1.1.3 民族地区高铁开通的旅游业增长效应假设 综上，高铁开通延伸出新的旅行。原本交通条件落后但旅游资源独特的地区，高铁开通可带来新游客或促成新旅行，从而更可能促进地区旅游业发展。民族地区交通发展滞后，高铁开通提高了旅游目的地的可达性，民族地区的特色与优势资源可成为内生性增长动力(孙娜等, 2019)。民族地区众多旅游资源因高铁开通可延伸出新的旅游业态，尤其是随着居民消费水平与旅行需求的不断升级，民族地区的自然地理、历史文化与传统习俗等特色旅游资源不仅激发了旅游需求，还吸引资金、技术等要素由中心城市向民族地区外溢。毕竟，现代旅游目的地较多远离人类活动集聚地和生产生活中心，交通运输与旅游业发展相互影响(来逢波等, 2020)。尽管高铁开通对全国范围内旅游业发展的影响还存在争议，但对特定区域的影响却是明确的。

因此，提出假说1：**高铁开通有利于增加民族地区的旅游客流和旅游收入，促进地区旅游业发展。**

1.2 高铁开通对旅游业发展的分配效应

1.2.1 高铁开通的虹吸效应 高铁开通产生的时空收敛促进资源与要素的空间分布与流动,流动既可能由中心地向外扩散,也可能由偏远地向中心地聚集而产生虹吸效应。当高铁沿线城市的资源与要素因“时空收敛”而向中心地区聚集,将加剧地区旅游业发展的不平衡。研究发现郑西高铁促使沿线区域旅游空间结构重塑,旅游产业要素将向中心地区集聚(殷平,2012)。而且,由于不同地区旅游业发展固有的不平衡形成了路径依赖,高铁开通会强化要素与资源流动的路径依赖,难以打破不平衡状态。如京津城际高铁增强了旅游、购物等休闲活动的跨省或跨城流动但流动不对称,京津两地的到发客流分布不均(吴康等,2013)。然而,高铁开通的虹吸效应不是固定不变的,与高铁网络建设程度有关。王绍博等(2019)以东北地区高铁建设为例,发现虹吸效应主要体现在高铁主干道形成期,随着高铁支线的不断完善,虹吸效应逐渐减弱。虹吸效应在高铁不同发展阶段的作用强度不同。

1.2.2 高铁开通的过道效应 过道效应主要表现为资源与要素经过高铁沿线站点未产生任何效果。高铁站点的资金流、物流、客流等既不明显向中心城市聚集,也未享受到其他城市的外溢效应,成为“旅游漏斗区”(汪德根等,2015)。另外,即使旅游客流在高铁开通的站点地区停留,由于停留时间较短,对当地旅游业发展的贡献程度较低,也会产生过道效应。旅游目的地因高铁开通改善可达性,扩宽了游客的选择范围,可能会降低单个目的地的停留时间,导致游客量增加但总消费不变甚至下降。旅游客流停留时间是决定旅游消费水平的关键因素。如位于法国东部香槟-阿登大区的高铁开通增加了沿线站点城市的游客量,但由于可达性提高,游客的停留时间缩短,住宿却相对减少了(Delaplace,2012)。游客在旅游目的地的停留时间决定旅游消费水平,停留时间越短,总消费量就越小(Thrane,2015)。旅游资源禀赋更高地区吸引游客流停留时间相对较长,从高铁开通中获益更多。仅当目的地旅游资源足以吸引游客愿意停留时,才能避免高铁的过道效应。过道效应表明高铁沿线城市未融入旅游经济圈,区域内旅游业发展差距将拉大。

1.2.3 民族地区高铁开通的旅游业分配效应假设高铁开通的“时空收敛”促进资源与要素向高铁沿

线的中心地区集中,产生虹吸效应而拉大与边缘地区的发展差距。同时,中心地区发展的效益外溢对边远地区形成扩散效应,又会缩小地区发展差距。由于高铁开通的虹吸效应与扩散效应并存且不稳定,会模糊高铁开通对旅游业发展的分配效应。另外,少数民族主要集中于中西部地区,因旅游资源具有独特性且又有共性,高铁开通可能会加剧民族地区旅游业的同质竞争,使得部分地区成为交通过道而拉大发展差距,同时也可能促进区域旅游业资源整合与业态互补而缓解发展的不平衡,规避过道效应。基于此,高铁开通对民族地区旅游业发展差距的影响方向和大小具有不确定性,作用相互抵消而可能影响不显著。

因此,提出假说2:高铁开通不影响民族地区旅游业的发展差距,不改变旅游业发展格局。

2 研究设计

2.1 识别方法

为探究高铁开通与否及开通前后对目的地旅游业发展的影响,检验假设,借鉴以往相关研究,将高铁开通作为一项准自然实验,通过构建双重差分模型(DID)评估高铁开通对旅游业发展的影响(Albalade et al.,2016)。相较于普通最小二乘回归模型(OLS)等估计方法,DID能够避免遗漏变量引起的内生性问题。值得注意的是,全国范围内的高铁网络建设是一个逐渐完备的过程,高铁开通的政策冲击不局限在某一年,而有多期冲击,特别是从2010年大规模修建以来,每年均有新的地区融入到高铁网络中。为此,参考已有研究思路(Albalade et al.,2016;冯烽等,2020),构建多期双重差分模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{it} + \sum \beta_j X_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 、 t 分别表示对应变量的省份和年度, α_0 为模型的截距项;被解释变量 Y_{it} 表示旅游业发展水平,核心解释变量 HSR_{it} 表示高铁开通时间的虚拟变量; X_{jt} 为一组控制变量,表示影响旅游业发展水平的经济社会变量的集合; λ_t 和 μ_i 分别表示时间固定效应和省份固定效应,以控制省份自身特征差异及其随时间变动的特征对旅游业发展水平的影响; ε_{it} 为随机误差项。差分估计不仅在不同地区横向之间,还包括同一地区纵向之间。

DID主要是检验高铁开通与否及开通前后对旅游业发展的影响,式(1)中待估参数 α_1 显著表明开通高铁的地区获得了旅游业发展的净效应, $\alpha_1 > 0$

表示促进作用，反之则为抑制作用，不显著表示无影响。值得注意的是， α_1 反映旅游业发展的增长效应无法观察到高铁开通沿线地区旅游业发展水平的相对变化，即开通高铁促进了沿线地区的旅游业发展，但可能呈现部分地区增长快，而部分地区增长慢的不平衡格局，表现为旅游业发展水平整体提高但内部差距拉大。对此，在 DID 检验其增长效应的基础上，需要进一步检验其分配效应。借鉴张勋等 (2016) 的思路，构建如下模型：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{HSR}_{it} + \alpha_2 Y_{it-1} + \alpha_3 \text{HSR}_{it} \times Y_{it-1} + \sum \beta_j X_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式 (2) 中引入了 Y_{it} 的滞后项及其与 HSR_{it} 的交互项，以评估高铁开通对旅游业发展的分配效应，变量含义如同式 (1)。当 $\text{HSR}_{it}=0$ 时，即未开通高铁，目标变量值为：

$$E(Y_{it} | \text{HSR}_{it} = 0) = \alpha_0 + \alpha_2 Y_{it-1} + \sum \beta_j X_{jit} \quad (3)$$

而当 $\text{HSR}_{it}=1$ 时，即开通高铁，目标变量值为：

$$E(Y_{it} | \text{HSR}_{it} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 Y_{it-1} + \alpha_3 Y_{it-1} + \sum \beta_j X_{jit} \quad (4)$$

因此，高铁开通对旅游业发展水平的影响为：

$$E_{\text{HRS}} = E(Y_{it} | \text{HSR}_{it} = 1) - E(Y_{it} | \text{HSR}_{it} = 0) = \alpha_1 + \alpha_3 Y_{it-1} \quad (5)$$

根据式 (5)，高铁开通对旅游业发展水平的影响包括两部分：一是待估参数 α_1 衡量其他条件不变时，高铁开通对旅游业发展的影响，与 DID 估计不同的是，此处是基于 OLS 估计的参数值。二是 $\alpha_3 Y_{it-1}$ 衡量上一年旅游业发展水平通过高铁开通后作用于当年水平的异质性影响。若 $\alpha_3 > 0$ 且显著，表示上一年旅游业发展水平越高的地区从高铁开通中获益更大，地区旅游业发展差距拉大；若 $\alpha_3 < 0$ 且显著，则表示上一年旅游业发展水平越低的地区从高铁开通中获益更大，地区旅游业发展差距缩小。若 α_3 不显著，则表示高铁开通对沿线地区的旅游业发展的影响不具有分配效应。需要说明的是，待估参数 α_2 表示收敛效应， $\alpha_2 > 1$ 表示 Y_{it} 是发散的，反映数据本身的收敛性，与分配效应无关，即使 $\alpha_2 > 1$ ，只要 $\alpha_3 < 0$ 且显著，高铁开通就有利于缓解地区旅游业发展水平的差距。

2.2 样本与变量

2.2.1 数据来源 以 2000—2017 年中国涉及民族

自治地方的 20 个省份的面板数据为样本^①。高铁开通时间、站点、线路等信息来源于 CEIC 中国经济数据库，其他数据均来自于《中国民族统计年鉴 (2001—2018 年)》(国家民族事务委员会经济发展司等，2011—2018)，2001 年以前的旅游相关数据未见统计。其中 A 级景区数据从 2002 年开始才有统计，2000 和 2001 年的 A 级景区数据以世界遗产数量和重点文物保护单位量的总和替代；少数年份缺失的数据以相邻年份的均值补齐。以 2000 年为基期，旅游收入通过地区消费价格指数进行平减，价格指数来源于《中国价格统计年鉴 (2018 年)》(国家统计局城市社会经济调查司，2018)；地区国内生产总值以中国 GDP 平减指数进行平减，GDP 平减指数来源于世界银行。

选择以民族地区的省级数据为样本在于：1) 若继续以全国省份或城市为样本进行检验无益于回应现有争议，尽管以欠发达地区或四五线城市为样本可满足交通较落后的条件，却无法保证旅游资源独特，而民族地区兼顾了两项条件。2) 过远距离仍以航空旅行为主，较近旅行则更可能选择自驾，民族地区主要集中在中西部省份，民族聚集程度较高，高铁开通影响的覆盖范围更准确。3) 民族地区的旅游资源独特但也存在同质性，且地域相邻，更有利于检验和观察高铁开通对旅游业发展非均衡性的影响。4) 从统计数据看，民族地区仅有省级层面的数据。

2.2.2 变量设定 被解释变量 Y_{it} 表示旅游业发展水平。《中国民族统计年鉴》中反映旅游业发展水平的指标主要是旅游总人次和旅游总收入，均包括国际与国内两方面。中国高铁吸引国际游客入境的作用很小 (Chen et al., 2015)，借鉴冯烽等 (2020) 的研究，检验高铁开通对旅游业发展水平的影响不包括国际旅游部分，而且从统计数据看，国际旅游总人次占比确实很小，因此，主要以国内旅游总人次和国内旅游总收入两个指标反映旅游业发展水平，将旅游总收入调整为不变价格，两个指标均取自然对数后作为被解释变量代入估计。

核心解释变量 HRS_{it} 表示高铁开通，用虚拟变量反映。高铁开通状态具体来说，若某民族地区在上半年内任何一个地方开通高铁，则该地区开通当年及之后各年份的 HRS 取值为 1，之前未开通的年

① 中国目前共有 5 个自治区、30 个自治州和 120 个自治县 (旗)，分布在河北省、内蒙古、辽宁省、吉林省、黑龙江省、浙江省、湖北省、湖南省、广东省、广西、海南省、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏、甘肃省、青海省、宁夏、新疆共 20 个省市地区，其中云南省的自治县最多，共有 29 个，黑龙江省和浙江省最少，仅有 1 个自治县。

份为0；若在下半年开通高铁，则记入下一年，下一年及其之后年份的HRS取值为1，之前未开通年份为0。其中，内蒙古、西藏、宁夏在样本期内均未开通高铁。

控制变量 X_{it} 表示影响旅游业的社会经济因素。除了核心解释变量外，还控制如下变量对旅游业发展水平的影响。1) 旅游资源禀赋。高铁沿线上旅游资源禀赋较高的地区获增游客量可能更大，通过旅游资源丰裕度来衡量。参考李光勤等(2018)的旅游资源丰裕度评价方法，对不同A级景区赋值加总得分进行衡量。具体为从A级景区到5A级景区分别相应赋值1到5分，再将各级景区数量与赋值相乘加总得到一个地区的旅游资源富裕度。2) 经济发展水平。地区旅游消费与投资能力依赖于地区经济基础，而且作为一个综合性强的行业，服务业总体发展水平关系到旅游业发展。以人均GDP和人均第三产业产值来衡量地区经济发展水平，均以2000年为基期折算为不变价。3) 城镇化水平。城镇化关系人口流动与旅游要素聚集，以年末城镇人口占比来衡量。4) 产业结构。不同产业结构反映

了旅游业的地位，参考汪伟等(2015)对产业结构的评价方法，产业结构综合指数=第一产业比+第二产业比 $\times 2$ +第三产业比 $\times 3$ 。5) 财政支出水平。地方财政能力影响基建投资，尤其是如高铁等大型交通设施建设依赖于财力。以地方财政收支比和地方财政支出占GDP比来衡量，财政收支主要是一般预算财政收支。6) 人口规模。地区人口规模影响旅游客流，参考余泳泽等(2020)的做法，通过人口密集程度(以地区年末总人口与辖区面积之比)来衡量。7) 道路里程。道路里程反映了地区交通建设水平和交通可达性，总道路里程=公路里程+铁路里程+内河航道里程。

变量定义及其描述性统计特征如表1所示，将全样本划分为高铁开通样本和高铁未开通样本。由于不同地区高铁开通年份不同，同一地区在不同年份归入不同样本组，因为除了观察高铁开通与否的影响，还需要检验高铁开通前后的作用效果。从样本统计结果看，高铁开通样本的旅游发展平均水平高于高铁未开通样本，但控制变量的均值未呈现高铁开通样本高于未开通样本的特征。

表1 变量定义与描述性统计

Table 1 Variable definition and descriptive statistics

变量名称	测量与简称	全样本		高铁开通样本		高铁未开通样本	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
国内旅游总人次	取对数(万人次), ln travel_dp	6.64	1.71	7.27	1.50	6.37	1.73
国内旅游总收入	取对数(亿元), ln travel_di	3.33	2.21	4.15	1.70	2.98	2.31
高铁开通	虚拟变量, HRS	0.31	0.46	1.00	0.00	0.00	0.00
旅游资源禀赋	资源富裕度, travel_r	64.75	91.62	52.74	78.09	70.04	96.66
经济发展水平	人均GDP取对数(万元/人), lnper_GDP	-0.12	0.68	0.31	0.41	-0.32	0.69
	人均第三产业产值取对数(万元/人), ln per_opt	-1.15	0.74	-0.68	0.45	-1.35	0.75
城镇化水平	年末城镇人口占比, urban	0.35	0.18	0.38	0.19	0.34	0.18
产业结构	综合指数 $\times 100$, indstr	213.75	14.89	217.22	13.14	212.22	15.37
财政支出水平	财政收支比, ratio	0.40	0.30	0.34	0.34	0.43	0.28
	财政支出占GDP比, ratio_GDP	0.33	0.22	0.33	0.18	0.32	0.24
人口规模	人口密度(人/km ²), density	88.55	176.95	60.64	178.10	100.83	175.40
道路里程	总里程(万km), road	4.39	5.14	3.16	4.39	4.93	5.35

2.3 双重差分估计的共同趋势检验

双重差分模型的运用需要满足关键的前提条件是政策实施前实验组与对照组必须具有共同趋势，即使不存在政策冲击，实验组与对照组也不存在系统差异。借鉴冯烽等(2020)对共同趋势检验的思路，构建如下模型：

$$Y_{it} = \gamma_0 + \sum_{k \geq -7, k \neq 0}^7 \gamma_k D_{it}^k + \sum \beta_j X_{jit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

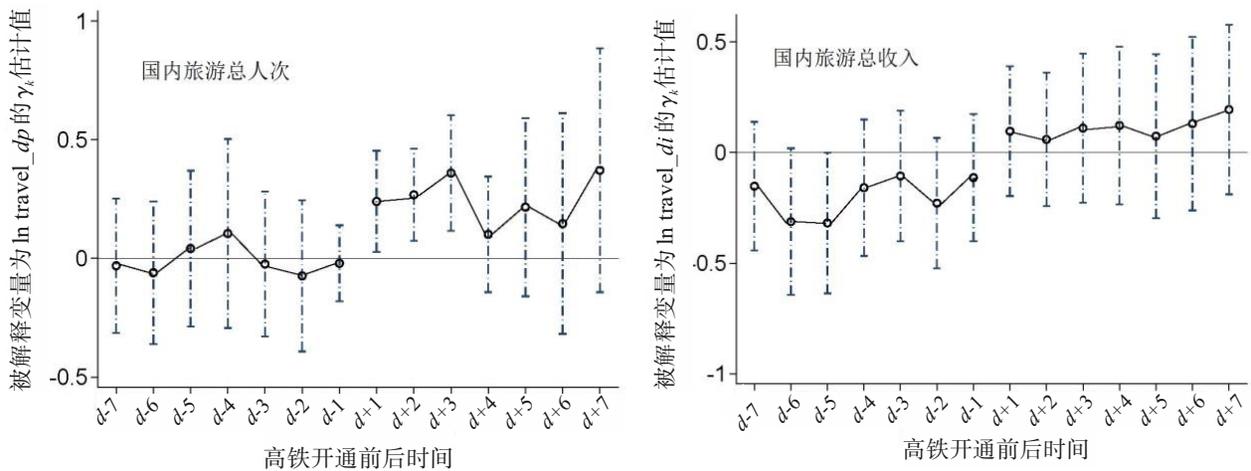
式中： D_{it}^k 表示高铁开通的虚拟变量，赋值方式： t_0 表示某地区开通高铁的具体年份，若 $t - t_0 \leq -7$ ，则 D_{it}^7

取值为1，否则为0；若 $t - t_0 \geq 7$ ，则 D_{it}^7 取值为1，否则为0；当 $t - t_0 = k$ 时， D_{it}^k 取值为1，否则为0。以高铁开通当年为基准年，式中不包括 D_{it}^0 ，即 $k \in [-7, 7]$ 且 $k \neq 0$ ；其他变量含义如同式(1)。通过观察待估参数 γ_k 系数的显著性判断是否存在共同趋势。 k 的取值区间主要考虑到中国高铁大规模建设主要从2010年开始，高铁开通的统计数据显示最早开通年份为2003年，河北省秦皇岛的秦沈客运专线，且样本截止的年份为2017，前后年份差距为7。

从共同趋势检验的估计结果看，高铁开通之前

年份 D_{it}^{-7} 到 D_{it}^{-1} 的参数，即 $d-7$ 到 $d-1$ 对应的估计值均不显著，表明通过了共同趋势检验，可进行双重差分估计。为直观呈现共同趋势检验结果，通过绘图来反映。图中， $d-1$ 和 $d-2$ 分别表示高铁开通前的 1、2 年，以此类推， $d+1$ 和 $d+2$ 则分别表示高铁开通后的 1、2 年，以此类推。图 1 分别绘制了在被解释变量分别为国内旅游总人次取对数和国内旅游总收入取对数的估计中参数 γ_k 的估计值及其 90% 的置信区间，横坐标表示高铁开通前后开通后的年份，区间

即为 $k \in [-7, 7]$ ，主要观察高铁开通前的年份估计值与 0 的关系。从图 1 看，高铁开通前 γ_k 的估计值均在 0 附近，且置信区间也包括了 0，即不显著，符合平行趋势检验。而高铁开通后 γ_k 的估计值均在刻度 0 的水平线之上，其中，国内旅游总人次存在一定波动，但国内总旅游收入呈上升趋势，且 γ_k 的估计值在高铁开通前后均表现出明显的断点特征，表明高铁开通对国内旅游总人次和国内旅游总收入的影响存在明显差异。



注：1) 小圆圈为 γ_k 估计值，虚线为 γ_k 估计值的 90% 置信区间。2) $d0$ 是高铁开通当年（在图形中不显示）， $d-1$ 表示高铁开通前一年， $d+1$ 则表示高铁开通后一年，其他时间以此类推。

图 1 双重差分的平行趋势检验
Fig.1 The results of parallel trend test of DID

3 实证结果与分析

3.1 基准回归

从高铁开通影响旅游业发展水平的估计结果看（表 2）：1) 高铁开通对旅游经济的增长效应。高铁开通变量 HSR 的回归系数均显著为正，表明高铁开通促进了民族地区国内旅游总人次和国内旅游总收入的明显增长，在回归中加入控制变量后，HSR 的影响系数分别为 0.165 2 和 0.232 9，均明显高于多数控制变量的影响系数，表明高铁开通分别带动民族地区国内旅游总人次和国内旅游总收入平均增长 16.52% 和 23.29%。在回归（2）的控制变量中，旅游资源禀赋、城镇化水平、产业结构、财政收支比、财政支出占 GDP 比例、城市规模对国内旅游总人次的增长均具有显著影响。在回归（4）的控制变量中，仅有旅游资源禀赋和产业结构对国内旅游

总收入的增长具有显著影响。值得注意的是，影响显著的控制变量中仅有旅游资源禀赋的系数为负，即旅游资源丰裕度越高，国内旅游总人次越少和国内旅游总收入越小，与冯烽等（2020）的估计结果不一致，可能的原因：一是变量衡量方式不同，冯烽等只对 4A 级与 5A 级景区赋值，而本文样本考虑了所有 A 级景区；二是变量衡量范围不同，冯烽等针对全国各省的各城市，而本文样本只针对各省内的民族地区。不同民族地区旅游业态布局的共性可能会产生一定程度的同质竞争，而未形成协同效应，因此造成旅游资源禀赋的影响系数为负，高铁开通可能促使部分民族地区的旅游人次和旅游收入增长加快，对此，需要进一步检验高铁开通对旅游业发展的分配效应。2) 高铁开通对旅游经济的分配效应。通过 Hausman 检验发现，估计应选择固定效应模型。从式（5）看，主要观察交互项系数的

表2 高铁开通对地区旅游业发展的影响

Table 2 The impact of the opening of high-speed rail on the development of regional tourism

变量	ln travel _{dp}		ln travel _{di}	
	(1) 增长效应	(2) 分配效应	(3) 增长效应	(4) 分配效应
HSR	0.165 2** (0.081 1)	0.078 7 (0.182 1)	0.232 9** (0.101 3)	0.121 4 (0.130 8)
ln travel _{dp_{t-1}}	—	0.635*** (0.037 8)	—	—
ln travel _{di_{t-1}}	—	—	—	0.500 2*** (0.038 8)
HSR* ln travel _{dp_{t-1}}	—	0.008 2 (0.024 4)	—	—
HSR* ln travel _{di_{t-1}}	—	—	—	0.007 4 (0.027 3)
travel _r	-0.001 9** (0.000 9)	-4.58e-06 (0.000 6)	-0.002 6** (0.001 1)	-0.000 4 (0.000 8)
ln per_GDP	0.039 3 (0.333 2)	0.096 1 (0.204 2)	0.053 7 (0.415 9)	0.347 5 (0.273 7)
ln per_opt	-0.026 2 (0.396 2)	0.242 (0.237 9)	0.535 7 (0.494 6)	0.348 (0.320 2)
urban	0.029 9*** (0.008 6)	-0.042 8 (0.131 3)	-0.040 9 (0.306 5)	-0.023 4 (0.175 8)
indstr	0.249 1** (0.116 5)	0.006 7 (0.005 9)	0.029 5*** (0.010 7)	0.015 8** (0.008)
ratio	0.929 5*** (0.317 8)	-0.027 7 (0.070 1)	-0.116 8 (0.145 4)	-0.226 2** (0.095 2)
ratio_GDP	-0.000 5*** (0.000 2)	0.646 4*** (0.198 8)	0.534 6 (0.396 7)	0.515 9** (0.260 5)
density	0.033 6* (0.019 9)	-0.000 2** (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 2)	0.000 1 (0.000 1)
road	-1.389 1 (2.204 8)	0.012 (0.014 4)	0.005 0 (0.024 8)	0.002 9 (0.019 3)
常数项	-1.389 1 (2.204 8)	1.140 4 (1.461 6)	-3.888 6 (2.752 4)	-1.234 (1.975 5)
Hausman 检验	—	70.28***	—	88.45***
时间固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	360	360	360	360
R ²	0.340 1	0.906 3	0.365 0	0.855 7

注：括号内为标准误；***、**、*分别表示1%、5%、10%的水平上显著。下同。

方向与显著性，高铁开通HSR与国内旅游总人次和国内旅游总收入取对数后滞后一期的交互项系数分别为0.008 2和0.007 4，但未通过显著性检验，即高铁开通不存在分配效应，估计结果未能表明高铁开通影响了不同地区间旅游业发展差距，且影响系数较小。然而，注意到国内旅游总人次和国内旅游总收入取对数后滞后一期的影响系数分别为0.635和0.500 2，且均在1%的水平上显著，系数<1表明旅游业增长具有收敛性。总体上，对于民族地区而言，高铁开通带来了新的旅游客流，促进了旅游业增长，但并未观察到其对地区间发展差距的影响。

3.2 安慰剂检验与稳健性检验

3.2.1 安慰剂检验 从共同趋势检验看，若不存在高铁开通的政策冲击，民族地区的旅游业发展也不存在系统性差异，是DID的前提。由此，再通过反事实分析检验估计结果的有效性，借鉴以往研究的处理方法（杨思莹等，2020），将高铁开通的年份提前两年，运用DID估计观察HSR对旅游业发展的影响，若HSR的影响系数不显著则表明去除高铁开通的政策冲击后，高铁开通与非开通地区的旅游业发展不存在系统性差异。从估计结果看（表3），HSR分别对国内旅游总人次和国内旅游总收入的影响系数均不显著，即基准回归的估计结果有效。

3.2.2 稳健性检验 1) 基于semi-parametric DID方法的估计。为尽可能降低个体异质性对DID估计结果的影响，可通过倾向得分匹配处理样本后再进行DID估计。然而，对于多期政策冲击，双重差分倾向得分匹配（PSM-DID）不容易满足共同趋势假设，对此，Abadie（2005）提出了半参数双重差分估计（semi-parametric DID），这是一种重新加权的技巧，对不同个体的倾向得分进行赋权，以使实验组与对照组具有共同趋势。Houngbedji（2016）编写了semi-parametric DID估计的stata代码，即absdid命令，通过该命令可进行稳健性检验。

2) 替换HSR。基准回归中衡量HSR时选择将下半年开通作为下一年高铁开通的年份，推迟一年设置高铁开通年份的虚拟变量。对此，无论上半年还是下半年开通高铁，都将当年作为高铁开通的年份，以替换原有核心解释变量HSR，再进行DID估计，检验高铁开通对旅游业发展的影响。

3) 替换控制变量。为降低控制变量选择或衡量对估计结果的影响，参考冯烽等（2020）的研究，替换其中部分控制变量再重新估计。主要替换的控制变量包括：一将第三产业占GDP比作为衡量产业结构的指标，替换原有的综合得分值；二改变A级景区的赋值方式，由于4A级景区以下的评定由地方决定，4A级和5A级景区相对更能代表地方旅游资源禀赋差异，对此，仅对4A级和5A级景区进行赋值，分别为1和1.5分。逐个替换控制变量后再估计。

基于以上3种方式再对高铁开通对旅游业发展的影响进行估计，结果表明，HSR的影响系数均显著为正，且系数值与基准回归的相接近（见表3）；而HSR分别与国内旅游总人次滞后一期和国内旅游总收入滞后一期的交互项的影响系数仍不显著（表4），即未观察到高铁开通对地区旅游业发展差距的

表3 安慰剂检验、替换估计方法与高铁开通变量的估计结果

Table 3 The estimation result about replacing estimation method and high-speed rail opening variable

变量	安慰剂检验		ln travel _{dp}			ln travel _{di}		
	(1) lntravel _{dp}	(2) lntravel _{di}	(3) Semi-DID	(4) 替换HRS	(5) 替换HRS	(6) Semi-DID	(7) 替换HRS	(8) 替换HRS
HSR	-0.060 2 (0.078 2)	0.131 (0.097 5)	1.753*** (0.378 7)	0.072* (0.079 8)	0.187 7 (0.185 8)	1.329 6*** (0.247 9)	0.209 7** (0.099 3)	0.161 3 (0.126 7)
ln travel _{dp} _{t-1}	—	—	—	—	0.647 8*** (0.038 3)	—	—	—
ln travel _{di} _{t-1}	—	—	—	—	—	—	—	0.501 2*** (0.038 8)
HSR*ln travel _{dp} _{t-1}	—	—	—	—	-0.007 1 (0.025 6)	—	—	—
HSR*ln travel _{di} _{t-1}	—	—	—	—	—	—	—	0.001 2 (0.027 9)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-1.779 1 (1.363 9)	-6.447 3 (1.701 1)	—	-1.952 9 (2.302 7)	1.126 2 (1.511 2)	—	-3.919 8 (2.866 4)	-1.255 1 (2.036 8)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Hausman 检验	—	—	—	—	69.37***	—	—	89.84***
R ²	0.318 7	0.332 2	—	0.33	0.912 8	—	0.352 6	0.855 5

表4 替换控制变量的估计结果

Table 4 The estimation result about replacing control variables

变量	ln travel _{dp}				ln travel _{di}			
	(1) 替换 travel _r	(2) 替换 industr	(3) 替换 travel _r	(4) 替换 industr	(5) 替换 travel _r	(6) 替换 industr	(7) 替换 travel _r	(8) 替换 industr
HSR	0.162 1* (0.082 9)	0.161 9* (0.083 8)	0.103 7 (0.196 8)	0.142 3 (0.194 5)	0.237 2** (0.103 6)	0.232 7** (0.103 9)	0.133 7 (0.135 9)	0.163 6 (0.135 6)
ln travel _{dp} _{t-1}	—	—	0.636 3*** (0.038)	0.645 4*** (0.037 4)	—	—	—	—
ln travel _{di} _{t-1}	—	—	—	—	—	—	0.503 4*** (0.039 1)	0.515 5*** (0.038 5)
HSR*ln travel _{dp} _{t-1}	—	—	0.004 2 (0.027 1)	-0.001 6 (0.026 8)	—	—	—	—
HSR*ln travel _{di} _{t-1}	—	—	—	—	—	—	0.003 7 (0.030 1)	-0.006 2 (0.029 9)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-2.72 (2.274 1)	6.036 8*** (1.769)	1.027 5 (1.5085)	2.629 7** (1.209 1)	-5.383 6* (2.841 4)	4.027 1* (2.194 8)	-1.571 2 (2.032 8)	1.953 7 (1.604 9)
时间固定效应	是	是	—	—	是	是	—	—
个体固定效应	是	是	—	—	是	是	—	—
Hausman 检验	—	—	69.89***	67.48***	—	—	86.55***	86.46***
R ²	0.335	0.302 8	0.906 9	0.912 7	0.385 5	0.327 6	0.857 2	0.861 1

影响，与基准回归的结果一致。这表明高铁开通对民族地区旅游业发展具有增长效应而不存在分配效应的结论较为稳健。同时，注意到国内旅游总人次滞后一期和国内旅游总收入滞后一期的影响系数仍显著<1，即旅游业发展仍保持有收敛性。

3.3 内生性问题

由于高铁选址与地区经济发展水平、地理区位条件和建造成本等因素相关，一些不可观测因素同时影响地区旅游业发展和高铁选址，两者之间还可

能存在反向因果关系，因而高铁开通对民族地区旅游业发展的影响具有内生性，对此，有必要采用工具变量法进行估计。

刘勇政等（2017）利用历史年份（1990年）的客运总量构造一个地区高铁开通的工具变量，将1990年的客运总量与各年份虚拟变量的乘积作为工具变量。历史年份的客运量与高铁开通相关，不随时间变化而又能满足外生性。故以此构建工具变量，由于民族地区1990年的客运总量数据缺失严

重, 仅有1995年的数据完整^②, 对此, 以1995年民族地区客运总量的对数与各年份虚拟变量的乘积作为高铁开通的工具变量, 客运总量的对数通过 $\ln\text{freight}$ 来表示。如表5所示: 1) 从两阶段最小二乘

表5 高铁开通对旅游业发展的两阶段最小二乘法回归的估计结果

Table 5 The Two-stage least squares regression estimation result of the opening of high-speed rail on tourism development

变量	增长效应			分配效应			
	IV 第一阶段	IV 第二阶段		IV 第一阶段	IV 第二阶段	IV 第一阶段	IV 第二阶段
	HSR	$\ln \text{travel_dp}$	$\ln \text{travel_di}$	HSR	$\ln \text{travel_dp}$	HSR	$\ln \text{travel_di}$
HSR		0.332 4* (0.356 9)	0.623 5* (0.353)	—	0.295 6 (0.343 4)	—	0.185 3 (0.025 86)
$\ln \text{travel_dp}_{t-1}$	—	—	—	—	0.637 5*** (0.072 6)	—	—
$\ln \text{travel_di}_{t-1}$	—	—	—	—	—	—	0.507 4*** (0.064 7)
HSR* $\ln \text{travel_dp}_{t-1}$	—	—	—	—	-0.018 4 (0.045 2)	—	—
HSR* $\ln \text{travel_di}_{t-1}$	—	—	—	—	—	—	-0.0059 (0.049 5)
$\ln \text{freight}$ *2000年虚拟变量	-0.071 7 (0.048 9)	—	—	0.089** (0.016 4)	—	0.155* (0.032 1)	—
$\ln \text{freight}$ *2001年虚拟变量	-0.065 (0.048 2)	—	—	0.088 (0.016 8)	—	0.151 4 (0.033 9)	—
$\ln \text{freight}$ *2002年虚拟变量	0.071 1 (0.049 6)	—	—	0.080 8 (0.017 2)	—	0.139 4* (0.034 8)	—
$\ln \text{freight}$ *2003年虚拟变量	0.088 3 (0.050 1)	—	—	0.075** (0.016 6)	—	0.118 8 (0.034 6)	—
$\ln \text{freight}$ *2004年虚拟变量	-0.092 9 (0.050 5)	—	—	0.085 2 (0.016 8)	—	0.139 1 (0.034 6)	—
$\ln \text{freight}$ *2005年虚拟变量	0.086 8 (0.048 4)	—	—	0.082 7** (0.016 7)	—	0.144 9* (0.035 1)	—
$\ln \text{freight}$ *2006年虚拟变量	0.041 9* (0.047 7)	—	—	0.083 8 (0.015 7)	—	0.145 2 (0.032 1)	—
$\ln \text{freight}$ *2007年虚拟变量	-0.041 8 (0.048 1)	—	—	0.085 7 (0.015 8)	—	0.146 5 (0.031 8)	—
$\ln \text{freight}$ *2008年虚拟变量	0.036 5 (0.049 3)	—	—	0.082 9* (0.016 2)	—	0.138 8* (0.032 8)	—
$\ln \text{freight}$ *2009年虚拟变量	-0.044 4 (0.049 7)	—	—	0.047 9 (0.015 6)	—	0.081 8 (0.031 9)	—
$\ln \text{freight}$ *2010年虚拟变量	0.115 (0.055 9)	—	—	0.054 5*** (0.020 6)	—	0.096 4*** (0.04)	—
$\ln \text{freight}$ *2011年虚拟变量	0.081 5 (0.057 8)	—	—	0.055 2 (0.02)	—	0.097 6 (0.038 8)	—
$\ln \text{freight}$ *2012年虚拟变量	0.074 9** (0.056 2)	—	—	0.048 3** (0.018 7)	—	0.074 9** (0.037 6)	—
$\ln \text{freight}$ *2013年虚拟变量	0.107 3* (0.049 2)	—	—	0.034 2 (0.017 4)	—	0.060 7 (0.032 9)	—
$\ln \text{freight}$ *2014年虚拟变量	0.055 6** (0.060 6)	—	—	0.019 2* (0.019 7)	—	0.031 9* (0.033 7)	—
$\ln \text{freight}$ *2015年虚拟变量	0.018 4** (0.061 4)	—	—	0.008 5 (0.017 2)	—	0.011 7 (0.032 1)	—
$\ln \text{freight}$ *2016年虚拟变量	0.034 2** (0.061 5)	—	—	0.089 9* (0.019 3)	—	0.155 5* (0.036 8)	—
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
第一阶段F值	18.91	—	—	315.04	—	98.33	—
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.708 9	0.954 4	0.955 9	0.980 7	0.978 9	0.921 6	0.975 9

② 1995年重庆市仍隶属于四川省, 对此, 以历年重庆市客运总量占四川省客运总量的平均值来推算。

法(2SLS)的第一阶段估计结果看,在增长效应中,客运总量的对数与年份虚拟变量乘积的影响系数大多为正,表明历史客运总量与高铁开通总体呈正相关,且从2010年后表现显著。而在分配效应中,客运总量的对数与年份虚拟变量乘积的影响系数均为正,但从2010年后仍表现不显著。刘勇政等(2017)认为,国家从2008年才开始大规模新建高铁,考虑到滞后性,一般以2010年为节点,工具变量的高铁开通的影响不显著,表明满足了外生性。即工具变量有效,而且,从第一阶段估计的 F 值看,均大于临界值10,也表明工具变量有效。2)从2SLS的第二阶段估计结果看,增长效应中,高铁开通对民族地区国内旅游总人次和国内旅游总收入的影响系数高于基准回归的估计结果,表明高铁开通促进了民族地区旅游业发展,但在分配效应中,高铁开通交互项的影响仍不显著,表明高铁开通未拉大地区间旅游业发展差距。

3.4 影响机制分析

通过分析高铁开通对旅游业发展的作用机制发

现,由于扩散效应,高铁开通存在效益外溢会带动偏远地区的经济发展,而结构效应主要表现在产业结构的变动上。对此,以地区实际GDP表征扩散效应,以第二三产业产值占比($sture_2$ 和 $sture_3$)表征结构效应。另外,虹吸效应会促进生产要素向中心地区聚集,而过道效应使得高铁站点地区成为中转过道的交通道。对此,以地区年末人口量($person$)表征虹吸效应,以地区客运周转量($turnover_1$)和货周转运量($turnover_2$)表征过道效应。各变量均取对数,变量的选取参考冯烽等(2020)的研究。从估计结果看(表6),HSR对地区经济增长和产业结构调整具有显著的正向影响,表明高铁开通促进了民族地区经济增长和第二产业结构变动,存在扩散效应和结构效应,即有利于促进地区旅游业发展。HSR对年末人口量和对客运或货运的周转量影响均不显著,表明高铁开通未促进民族地区的劳动力要素向中心地区聚集,不存在虹吸效应或过道效应,即未观察到高铁开通对地区发展差距的影响。

表6 高铁开通对民族地区旅游业影响机制的估计结果

Table 6 Estimation result of the mechanism of the opening of high-speed rail on tourism in ethnic regions

变量	扩散效应	结构效应		虹吸效应	过道效应	
	ln GDP	ln $sture_2$	ln $sture_3$	ln person	ln $turnover_1$	ln $turnover_2$
HSR	0.011 4* (0.008 3)	0.009 9** (0.017)	0.003 (0.002 9)	-0.007 6 (0.166 5)	0.120 7 (0.130 8)	0.071 (0.123 4)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	5.655*** (0.002)	2.9418*** (0.379 9)	4.573 4*** (0.077 9)	9.451 3*** (0.325 7)	5.198 6 (3.560 4)	4.015 5 (3.358 4)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
R^2	0.617 9	0.724 5	0.990 2	0.983 5	0.475 5	0.338 6

4 扩展性分析

高铁开通时间与高铁网络完备程度影响地区旅游业发展,不同阶段可能产生的“虹吸效应”和“扩散效应”的作用强度不同。高铁开通对旅游业发展的影响具有滞后性,开通较晚的地区旅游业增长较小(余泳泽等,2020)。对此,引入高铁开通变量HSR的滞后项,观察高铁开通对旅游业发展的动态效应,由于西部地区高铁开通年份集中在2014年左右,主要检验HSR滞后三年的动态效应。从高铁开通对旅游业发展增长效应的动态估计结果看(表7),回归(1)和(2)中HSR滞后一二年的影响系数显著为正,表明高铁开通对国内旅游总人次

的增长具有滞后性;回归(5)中HSR滞后一期的影响系数显著为正,表明高铁开通对国内旅游总收入的增长也具有滞后性。另外,进一步观察高铁开通线路数(HSR-line)对旅游业发展的影响,发现回归(4)和(8)中其影响均显著为正,但系数值明显低于HSR的系数值,表明高铁开通线路越多,越有利于旅游业发展,不过总体作用不大。同时,HSR滞后期越长,其影响不显著且作用程度递减,可能的原因是:1)全样本中以西部地区居多,而西部开通高铁的年份较晚,HSR滞后越长则剔除开通高铁的样本越多,从而影响了估计结果的显著性。2)HSR滞后期越长表明高铁网络越完备,可能会加剧相邻或相近民族地区间旅游业发展的同质

表7 高铁开通对旅游业增长效应的动态影响

Table 7 The dynamic impact of the opening of high-speed rail on the growth effect of tourism

变量	Intravel_dp				Intravel_di			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
HSR _{it-1}	0.248*** (0.084 6)	—	—	—	0.216 6** (0.106 6)	—	—	—
HSR _{it-2}	—	0.186 2** (0.089 3)	—	—	—	0.169 9 (0.112)	—	—
HSR _{it-3}	—	—	0.120 5 (0.095 7)	—	—	—	0.145 6 (0.119 8)	—
HSR-line	—	—	—	0.005 3** (0.002 3)	—	—	—	0.007 4** (0.003)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-1.798 4 (2.190 2)	-1.832 2 (2.207 5)	-1.7259 (2.217 7)	-0.600 1 (2.016 3)	-4.325 3 (2.758 2)	-4.366 4 (2.769 6)	-4.325 4 (2.773 9)	-4.799* (2.534)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.358	0.354 7	0.346	0.871 4	0.373 2	0.371 5	0.369 5	0.881 5

竞争，高铁开通的增长效应不平衡影响了估计结果的显著性。对此，需要进一步观察高铁开通对旅游业发展分配效应的动态性。

表8显示，HSR分别与国内旅游总人次和国内旅游总收入滞后一二三年的交互项的影响系数均不

显著，即从动态视角看，仍未观察到高铁开通对旅游业发展差距的影响，不具有分配效应。同时，交互项的影响系数数值均较小，即使系数显著，高铁开通对地区旅游业发展差距的影响也甚微，且国内旅游总人次和国内旅游总收入滞后期的影响系数均显

表8 高铁开通对旅游业分配效应的动态影响

Table 8 The dynamic impact of the opening of high-speed rail on the distribution effect of tourism

变量	Intravel_dp			Intravel_di		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
HSR _{it-1}	0.135 (0.183 5)	—	—	0.136 6 (0.141 1)	—	—
HSR _{it-2}	—	-0.117 3 (0.221 1)	—	—	0.048 5 (0.157 4)	—
HSR _{it-3}	—	—	-0.186 (0.260 9)	—	—	-0.094 7 (0.185)
Intravel_dp _{t-1}	0.929 8*** (0.017 8)	0.638*** (0.038)	0.644 3*** (0.038)	—	—	—
Intravel_di _{t-1}	—	—	—	0.500 8*** (0.039)	0.504 7*** (0.039 3)	0.5028*** (0.039 6)
HSR _{it-1} *Intravel_dp _{t-1}	-0.002 (0.025 3)	—	—	—	—	—
HSR _{it-2} *Intravel_dp _{t-1}	—	0.023 (0.029 3)	—	—	—	—
HSR _{it-3} *Intravel_dp _{t-1}	—	—	0.026 (0.035 1)	—	—	—
HSR _{it-1} *Intravel_di _{t-1}	—	—	—	0.005 2 (0.000 8)	—	—
HSR _{it-2} *Intravel_di _{t-1}	—	—	—	—	0.013 9 (0.033 1)	—
HSR _{it-3} *Intravel_di _{t-1}	—	—	—	—	—	-0.000 5 (0.000 8)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	0.465 6 (0.701 8)	1.124 8 (1.488 6)	1.351 7 (1.495 3)	-1.544 (1.979 5)	-1.485 (2.000 2)	-1.323 8 (2.008)
Hausman 检验	71.83***	69.89***	69.61***	88.78***	88.34***	88.31***
R ²	0.968 9	0.900 8	0.900 4	0.858 2	0.857 0	0.852 9

著 <1 ，旅游业发展的收敛特征也呈动态性。

5 结论与讨论

5.1 结论

通过厘清高铁开通对旅游业发展的作用机制，进一步细分样本，基于2000—2017年中国民族地区的省际面板数据，运用DID法实证检验高铁开通对旅游业发展的经济效应。可能的边际贡献：1) 研究议题上，在以往研究讨论高铁对旅游经济的增长效应上更进一步，将其可能引致的旅游业发展差距纳入到高铁开通的旅游经济效应中。2) 在回应现有争议上，从全国样本中细分出民族地区这一特定样本，针对性检验高铁开通的旅游经济效应。3) 在研究方法上，运用多期DID法，在稳健性检验的基础上讨论高铁开通对旅游业发展的滞后性，评估动态性。研究发现：

1) 高铁开通的实验组与未开通的对照组不仅满足共同趋势假设，还表现出明显的断点特征，高铁开通后的旅游业发展水平明显更高。2) 整体上，高铁开通对站点地区的旅游业发展具有增长效应，分别带动国内旅游总人次和国内旅游总收入平均增长16.52%和23.29%，但高铁开通未产生分配效应，未观察到对地区间旅游业发展差距的影响。3) 影响机制上，高铁开通促进了民族地区经济增长与产业结构变化，具有扩散效应和结构效应，但对劳动力流动和客运周转的影响不显著，未观察到虹吸效应和过道效应。4) 滞后性上，高铁开通对旅游业发展具有动态效应，高铁开通后第一二年和第一年分别对国内旅游总人次和国内旅游收入具有显著正向影响，但影响程度逐渐减弱。

5.2 讨论

(1) 高铁开通的旅游经济效应在全国层面存在争议，与高铁效应的多样性与动态性有关，如当虹吸效应与扩散效应相抵消时，则高铁作用可能不显著，反之则显著。另外，还与高铁效应的非均衡性有关，即便虹吸效应更大，但仅少部分地区受益，而多地区成为交通过道而未获益或受损，受益与受损抵消或受益整体增幅较小，从而整体效应不显著。因此，需要细化样本或针对特定线路来观察高铁开通的旅游经济效应。(2) 高铁开通改善了可达性只是旅游业发展的充分条件，必要条件还包括：1) 高铁延伸到新旅游地还需要与当地交通形成互补，“最后一公里”对扩宽客源市场甚至具有决定性影响；2) 全域旅游布局，地区间特别是相邻城

市或省份的时空收敛因资源与要素整合而促进旅游业发展，也会因协作交易成本过高以及中国地区间的“晋升锦标赛”而加剧同质竞争。3) 行业协作，关联行业的发展能否匹配旅游业发展的基础需要也会影响高铁开通的正向激励，毕竟旅游业是一项综合性很高的行业。(3) 高铁开通对旅游业发展的直接或间接影响改变了旅游业态与竞争格局，是渐进的过程，具有滞后性，还需长期观察。由于未能获取到民族自治州或自治县的旅游相关统计数据，后续还需要从民族特征视角，探究高铁开通对旅游业发展的异质性。

参考文献 (References):

- Abadie A. 2005. Semiparametric Difference-in-Differences Estimators. *The Review of Economic Studies*, 72(1): 1-19.
- Albalade D and Fageda X. 2016. High Speed Rail and Tourism: Empirical Evidence from Spain. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 85(3): 174-185.
- Chen Z and Haynes K E. 2015. Impact of High-Speed Rail on International Tourism Demand in China. *Applied Economics Letters*, 22(1): 57-60.
- Delaplace M. 2012. TGV, Développement Local et Taille Des Villes: Une Analyse en Termes D'innovation de Services. *Revue D'économie Régionale Et Urbaine*, (2): 265-290.
- 冯烽, 崔琳昊. 2020. 高铁开通与站点城市旅游业发展: “引擎”还是“过道”? . *经济管理*, 42 (2): 175-191. [Feng Feng and Cui Linhao. 2020. High-Speed Rail Operation and Tourism in the HSR Site City: "Engine" or "Corridor"?. *Business Management Journal*, 42(2): 175-191.]
- Fröidh O. 2005. Market Effects of Regional High-Speed Trains on the Svealand Line. *Journal of Transport Geography*, 13(4): 352-361.
- 国家民族事务委员会经济发展司, 国家统计局国民经济综合统计司. 2001—2018. 中国民族统计年鉴. 北京: 中国统计出版社. [Economic Development Department of China National Ethnic Affairs Commission and National Economic Comprehensive Statistics Department, National Bureau of Statistics. 2001-2018. *China National Statistical Yearbook*. Beijing: China Statistics Press.]
- 国家统计局城市社会经济调查司. 2018. 中国价格统计年鉴. 北京: 中国统计出版社. [Urban Socio-Economic Investigation Department, National Bureau of Statistics. 2018. *China Price Statistics Yearbook*. Beijing: China Statistics Press.]
- Hou Q and Li S M. 2011. Transport Infrastructure Development and Changing Spatial Accessibility in the Greater Pearl River Delta, China, 1990-2020. *Journal of Transport Geography*, 19(6): 1350-1360.
- Houngbedji K. 2016. Abadie's Semiparametric Difference-in-Differences Estimator. *The Stata Journal*, 16(2): 482-490.
- 穆成林, 陆林, 黄剑锋, 汪莹, 邓洪波. 2015. 高铁网络下的长三角旅游交通格局及联系研究. *经济地理*, 35 (12): 193-202. [Mu Chenglin, Lu Lin, Huang Jianfeng, Wang Ying and Deng

- Hongbo. 2015. Research on Yangtze River Delta Tourist Traffic Pattern and Linkage under the High-Speed Rail Network. *Economic Geography*, 35(12): 193-202.]
- 梅琳, 黄柏石, 敖荣军, 高喆. 2018. 长江中游城市群高速铁路可达性格局及演变. *经济地理*, 38 (6): 62-68. [Mei Lin, Huang Boshi, Ao Rongjun and Gao Zhe. 2018. The Spatial Pattern and Evolution of High-Speed Railways Accessibility of the Urban Agglomeration in the Middle Reaches of the Yangtze River. *Economic Geography*, 38(6): 62-68.]
- 蒋海兵, 张文忠, 祁毅, 蒋金亮. 2015. 高速铁路与出行成本影响下的全国陆路可达性分析. *地理研究*, 34 (6): 1015-1028. [Jiang Haibing, Zhang Wenzhong, Qi Yi and Jiang Jinliang. 2015. The Land Accessibility Influenced by China's High-Speed Rail Network and Travel Cost. *Acta Geographica Sinica*, 34(6): 1015-1028.]
- Lumsdon L and Page S J. 2004. Tourism and Transport: Issues and Agenda for the New Millennium. *Tourism Management*, 27(2): 357-359.
- 李光勤, 胡志高, 曹建华. 2018. 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. *旅游学刊*, (1): 13-24. [Li Guangqin, Hu Zhigao and Cao Jianhua. 2018. Institutional Change and Tourism Economic Growth: Policy Evaluation of Replacing the TB with the TDC Based on the Double Difference Method. *Tourism Tribune*, (1): 13-24.]
- 来逢波, 程钰, 耿聪. 2020. 交通运输与旅游业融合发展: 问题机理与路径. *山东社会科学*, (4): 144-149. [Lai Pengbo, Cheng Yu and Geng Chong. 2020. The Integrated Development of Transportation and Tourism: Problem Mechanism and Path. *Shandong Social Sciences*, (4): 144-149.]
- 刘宇青, 徐虹, 刘海玲. 2014. 高铁开通对消费者旅游线路节点选择的影响研究. *消费经济*, (6): 60-64. [Liu Yuqing, Xu Hong and Liu Hailing. 2014. Research on the Impact of the Opening of High-Speed Rail on Consumers' Choice of Tourist Route Nodes. *Consumer Economics*, (6): 60-64.]
- 刘勇政, 李岩. 2017. 中国的高速铁路建设与城市经济增长. *金融研究*, (11): 18-33. [Liu Yongzheng and Li Yan. 2017. High-Speed Rails and City Economic Growth in China. *Journal of Financial Research*, (11): 18-33.]
- 孙娜, 张梅青, 陶克涛. 2019. 交通基础设施对民族地区经济增长的影响——兼论民族地区高铁建设. *中央民族大学学报(哲学社会科学版)*, 46 (1): 98-107. [Sun Na, Zhang Meiqing and Tao Ketao. 2019. Research on the Influence of Transportation Infrastructure on Economic Growth and the Construction of High-Speed Railway in Ethnic Regions. *Journal of Minzu University of China (Philosophy and Social Sciences Edition)*, 46(1): 98-107.]
- Thrane C. 2015. Research Note: the Determinants of Tourists' Length of Stay: Some Further Modelling Issues. *Tourism Economics*, 21 (5): 1087-1093.
- 汪德根. 2016. 高铁网络化时代旅游地理学研究新命题审视. *地理研究*, 35 (3): 5-20. [Wang Degen. 2016. Thinking on the New Topics of Tourism Geography Research in High-Speed Rail Network Era. *Geographical Research*, 35(3): 5-20.]
- 汪德根, 牛玉, 陈田, 陆林, 唐承财. 2015. 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. *资源科学*, 37 (3): 581-592. [Wang Degen, Niu Yu, Chen Tian, Lu Lin and Tang Chengcai. 2015. Optimizing Tourist Spatial Structure for Large Scale Regional Metropolitan Circles under the Beijing-Shanghai High-Speed Rail. *Resources Science*, 37(3): 581-592.]
- 鄢慧丽, 王强, 熊浩, 余瑞林. 2020. 中国“四纵四横”高铁对沿线站点城市可达性及其经济联系的影响. *经济地理*, 40 (1): 59-69. [Yan Huili, Wang Qiang, Xiong Hao and Yu Ruilin. 2020. The Effect of Chinese "Four Vertical and Four Horizontal" High-Speed Railways on the Accessibility and Economic Relations of the Cities along the Line. *Economic Geography*, 40(1): 59-69.]
- 吴康, 方创琳, 赵渺希, 陈晨. 2013. 京津城际高速铁路影响下的跨城流动空间特征. *地理学报*, 68 (2): 159-174. [Wu Kang, Fang Chuanglin, Zhao Miaoxi and Chen Cheng. 2013. The Intercity Space of Flow Influenced by High-Speed Rail: A Case Study for the Rail Transit Passenger Behavior Between Beijing and Tianjin. *Acta Geographica Sinica*, 68(2): 159-174.]
- 王绍博, 罗小龙, 郭建科, 张培刚, 顾宗倪. 2019. 高铁网络化下东北地区旅游空间结构动态演变分析. *地理科学*, 39 (4): 568-577. [Wang Shaobo, Luo Xiaolong, Guo Jiangke, Zhang Peigang and Gu Zhongni. 2019. Dynamic Evolution of Tourism Spatial Structure Under the Improvement of the High Speed Rail Network in Northeast China. *Scientia Geographica Sinica*, 39(4): 568-577.]
- 汪伟, 刘玉飞, 彭冬冬. 2015. 人口老龄化的产业结构升级效应研究. *中国工业经济*, (11): 47-61. [Wang Wei, Liu Yufei and Peng Dongdong. 2015. Research on Effect of Population Aging on Industrial Upgrading. *China Industrial Economics*, (11): 47-61.]
- 殷平. 2012. 高速铁路与区域旅游新格局构建——以郑西高铁为例. *旅游学刊*, (12): 48-54. [Yin Ping. 2012. High-Speed Railway (HSR) and Establishment of New Pattern of Regional Tourism: A Case Study of the High-Speed Railway between Zhengzhou and Xi'an. *Tourism Tribune*, (12): 48-54.]
- Yu Q. 2017. No County Left Behind? The Distributional Impact of High-Speed Rail Upgrades in China. *Journal of Economic Geography*, 17(3): 489-520.
- 余泳泽, 伏雨, 庄海涛. 2020. 高铁开通对区域旅游业发展的影响. *财经问题研究*, (1): 31-38. [Yu Yongzhe, Fu Yu and Zhuang Haitao. 2020. The Impact of the Opening of High-Speed Rail on the Development of Regional Tourism. *Research on Financial and Economic Issues*, (1): 31-38.]
- 张克中, 陶东杰. 2016. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据. *经济学动态*, (6): 62-75. [Zhang Kezhong and Tao Dongjie. 2016. The Economic Distribution Effect of Transportation Infrastructure—Evidence from the Opening of High-Speed Rail. *Economic Perspectives*, (6): 62-75.]
- 张勋, 万广华. 2016. 中国的农村基础设施促进了包容性增长吗? . *经济研究*, 51 (10): 82-96. [Zhang Xun and Wan Guanghua. 2016. Rural Infrastructure and Inclusive Growth in China. *Economic Research Journal*, 51(10): 82-96.]

Impact of High-Speed Rail on Tourism Development in Ethnic Regions

Zhang Ziqiang¹, Chen Ping^{2a} and Yang Zhongyu^{2b}

(1. College of Tourism and Culture Industry, Guizhou University//Guizhou Grass-roots Social Governance Research Centre, Guiyang 550025, China;

2. a. Personnel Office ; b. College of Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China)

Abstract: High-speed rail (HSR) has significantly improved the accessibility of tourist destinations, thereby promoting the increase and gathering of tourist flow. In addition to promoting the development of tourism, the HSR may exacerbate the gap in regional tourism development. Thus, the tourism economic growth effect and distribution effect of HSR opening coexist. Existing studies are controversial regarding the growth effect. Moreover, they have not considered the distribution effect. Accordingly, it is urgent to test whether the HSR can become a promotion engine for the development of regional tourism or aggravate the development gap. Using provincial panel data of 20 ethnic regions in China from 2000 to 2017, this study evaluated the applicability of the difference-in-differences (DID) method through parallel trend testing and used DID to evaluate the impact of the HSR on tourism development in ethnic regions. In addition, three factors need to be considered to ensure robust estimation results. First, a placebo test is performed. According to the counterfactual hypothesis, the opening year of the HSR is advanced by two years, and the DID is used to perform an estimation again. Second, robustness tests are conducted using semiparametric-DID to perform an estimation and DID to perform an estimation by replacing the explanatory and control variables, respectively. Finally, the endogeneity test is conducted using Two-stage least squares method. The major research conclusions are as follows: 1) Overall, HSR has promoted the development of tourism in ethnic regions, with an average increase of 16.52% in total domestic tourist arrivals and of 23.29% in total domestic tourism revenue. Thus, HSR has a growth effect on the tourism economy in ethnic areas. Furthermore, HSR does not affect the gap in total domestic tourist arrivals among ethnic regions or in total domestic tourism income among ethnic regions. Hence, HSR does not have a distribution effect on the tourism economy in ethnic regions. 2) From the perspective of robustness, after replacing the variables and estimation methods, the HSR has a significant positive impact on the total domestic tourist arrivals and domestic tourism revenue in ethnic regions. That is, while it still has the growth effect of the tourism economy, it does not have the distribution effect, indicating that the overall estimation result is relatively robust. 3) From the perspective of the impact mechanism, HSR has a significant positive impact on GDP growth and industrial structure adjustment in ethnic regions, but it has no significant impact on population at the end of the year, passenger turnover, and cargo weekly transshipment volume. That is, the HSR has diffusion and structural effects but does not have a siphon or aisle effect in ethnic areas. Thus, the tourism economic growth effect of HSR in the minority areas is mainly due to the diffusion effect of HSR. Tourist flows from central cities or regions continue to flow to relatively remote ethnic regions and, simultaneously, promote the adjustment of the industrial structure in ethnic regions. As there is no siphon or aisle effect, HSR does not aggravate the regional tourism development gap. 4) From a dynamic standpoint, the growth effect of the HSR on the tourism economy in ethnic regions still lags. As time passes since the opening of HSR, its economic effect gradually weakens. Even if the opening time of HSR is extended, the distribution effect of HSR on the tourism economy in ethnic areas is still not observed. In general, this study examines the tourism economy of HSR. It considers its growth and distribution effects. This provides a basis for accurately evaluating the economic effects of HSR and guiding the inclusive development of regional tourism.

Keywords: high-speed rail; tourism development; difference-in-differences model; ethnic areas