

高铁开通促进了沿线城镇经济活动吗

——来自双源夜间灯光证据

陈美招, 张炜康, 郑荣宝

摘 要: 高铁已经成为我国客流主要的运输方式, 高铁开通对沿线城镇经济活动带来重要影响。本文基于 2008—2017 年双源夜间灯光数据集, 以沪昆高铁为实证研究对象, 在县域尺度下运用多时点 DID 模型, 定量地探究了高铁开通运营对周边城镇经济活动的影响。研究结果表明: (1) 沪昆高铁开通运营对沿线城镇的人口密度、固定资产投资等社会经济活动指标具有正向促进作用, 且城镇夜间灯光值与旅行时间距离呈现正“U”型关系; (2) 高铁运营对所在城镇的促进作用最大, 对 18~64 分钟时间距离段内的城镇造成虹吸效应, 削弱邻近城镇的经济增长; 同时会对 64~151 分钟距离段的城镇经济活动产生促进影响, 该影响随着距离的增加, 促进效果逐渐减弱。直到在 151 分钟后, 促进效果消失。为更充分发挥沪昆高铁带来的经济发展契机, 完善产业布局, 促进基础交通建设和产业、城乡融合发展, 应建立综合立体的城市交通网, 缩短边缘区与核心区的时间距离。中心城镇应扩大经济辐射范围, 减少经济分割, 与中小城镇协同发展。

关键词: 高铁; 经济活动; 多时点 DID 模型; 夜间灯光

中图分类号: F532-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2021)06-0119-15

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2021.06.011

一、引 言

截至 2019 年底, 中国高速铁路总里程达到 3.5×10^4 km, 位居世界第一。高铁减少了人员的通行时间成本, 极大满足各阶层人们的旅行需求, 缓解了煤矿、金属、大型货物等传统资源的运输压力^[1]。高铁深化区域间的经济往来, 形成了更大范围、更具规模的经济活动网。

高铁经济是当前国内外学者研究的热点, 高铁的乘数效应带来了“高铁经济学”。“高铁经济学”已经在东部城市群有些实证研究, 其研究视角大多分别从研究方法与尺度两个方面进行。在研究方法上, 学者们大多运用双重差分模型^{[2][3]}、社会网络模型^[4]、引力模型^{[5][6]}、多元回归模型^[7]、空间杜宾模型^{[8][9]}等方法, 通过考虑空间可达性^{[10][11]}、区域平衡^{[12][13]}、多维角度^[14]等, 探讨高铁建成后对区域经济格局的影响。如孔令章等通过加权平均时间对空间可达性进行测算, 并通过引力模型对高铁沿线城市所受影响进行分析, 研究结果表明, 高铁开通后, 沿线城市可达性增长幅度呈现空间差异性, 廊道东段城市可达性发展潜力较西段城市更强劲, 各省份经济基础较好的城市可达

基金项目: 国家自然科学基金项目“基于生态位与多智能体系统的土地资源优化配置研究”(41001054); 教育部人文社会科学基金项目“基于多源遥感数据融合的农村闲置宅基地目标识别研究”(19YJAZH116)

作者简介: 陈美招, 广东外语外贸大学社会与公共管理学院讲师, chenmz068@163.com (广东 广州 510420); 张炜康, 广东工业大学管理学院研究生 (广东 广州 510520); 郑荣宝, 广东工业大学管理学院副教授

性提升空间更明显^[15]。赵康杰等基于社会网络分析方法和引力模型，通过对中心城市的高铁网和经济网的演进特征进行分析，发现高铁促进区域之间的要素流动，减少区域经济差异^[16]。孙娜等通过使用列车数为主要指标，结合随机森林法和样本瓜分对高铁建设与运营水平对不同城市的影响程度差异，研究发现高铁的城市经济效益主要是一种间接影响，作用路径的不同解释了高铁对不同规模城市影响程度的差异性^[17]。刘国燕等采用空间计量模型，测算高铁运营对区域创新产出的直接与间接效应，认为中国创新产出具有空间相关性，其“核心—外围”区域已经形成^[18]。在研究尺度上，众多学者从县域^{[19][20]}、市域^{[21][22]}、主要经济区^[23]、国家层面进行多维度的系统分析。如黄洁等以高铁价格、居民对铁路消费力分析高铁网对中国省会城市的经济可达性影响^[24]。金水英等以“一带一路”为背景，中国为非洲国家建立的高铁线沿途国家为实验组，非沿线非洲国家为控制组，通过多时点双重差分模型（Difference in differences，简称 DID）分析中国高铁走进非洲国家后所带来的经济影响^[25]。

从上述文献梳理可以看出，以往研究区域基本集中在中心经济区或南北贯通的纵向高铁线路，多以地级市为单位，精度较差，以定性描述性的叙述为主，且研究区域也集中在经济较为发达的地区，缺少从核心经济区到经济欠发达地区的高铁沿线区域，高铁对沿线经济的带动作用难以直观体现。同时，一些定量研究缺乏客观的评价数据，更是缺少客观的空间数据，多以行政区社会统计数据为评价基础数据，数据代表性与说服力不足。本文采用的夜光遥感数据具有客观性和空间性，这正是本研究的出发点和创新之处。本文以东西横向的沪昆高铁为研究线路，以县域为研究尺度，用 DMSP（Defense Meteorological Satellite Program System，简称 DMSP）/OLS（Operational Linescan System，简称 OLS）与 NPP/VIIRS（Suomi National Polar-orbiting Partnership/Visible Infrared Imaging Radiometer Suite，简称 NPP/VIIRS）夜间灯光取代传统指标作为衡量人口经济活动数据，运用多时点 DID 分析 2008—2017 年沪昆高铁陆续开通运营对沿线城镇人口经济活动的影响。

二、研究区概况与研究方法

（一）研究区概况

沪昆高铁作为中国大陆南方“四横四纵”高速铁路主要纵向运输通道之一，研究区自东向西横跨浙江省、江西省、湖南省、贵州省、云南省，连接了长江上、中、下游的交通经济带，是中国横贯东西线路里程最长、穿越省份最多的高铁，线路全长达 2 252 km。

表 1 沪昆高铁各线路段开通时间

线路	开通时间	里程
沪杭段（上海—杭州）	2010 年 10 月	160 km
杭长段（杭州—新晃）	2014 年 9—12 月	933 km
长昆段（新晃—贵阳）	2015 年 6 月	1158.09 km
长昆段（贵阳—昆明）	2016 年 6 月	

上海市在高铁开通前经济已经非常繁荣，其经济增长趋势也是其他城市无法比拟的，难以设置控制组。据此，为提升研究结果的合理性，研究区将剔除上海市。

（二）研究方法

DID 模型（双重差分法）是专门用于政策实施评估的方法，最初由医学家 Snow 在 1855 年研究伦敦霍乱时提出，Obenauer 和 Nienbyrg 研究最小工资法的时候引入经济学中。较之于传统的 DID 方法中政策实施时点均一的特征，多时点 DID 适用于同一政策或行为在影响群体中的渐进实施。本文将高铁运营作为“自然实验”，高铁沿线城镇设置为实验组，非高铁沿线城市设置为对照组，通过分析高铁运营后实验组与对照组间的差距，从而观察高铁运营对沿线城市人口经济活动的净影响。其基本原理是：现在要修一条高铁，高铁是条线，所以必然会有穿过的城市 and 没有被穿过的城市。记 $Di=1$ ，如果城市 i 被穿过； $Di=0$ ，如果城市 i 没有被穿过。现在我们比较好奇铁路修好以后，被铁路穿过的

城市是不是经济增长更快了? 我们该怎么做呢? 一开始的想法是, 我们把 $Di=1$ 的城市的 GDP 加总, 减去 $Di=0$ 的城市的 GDP 加总, 然后两者一减, 即 $E(Y_i | Di=1) - E(Y_i | Di=0)$, 这样我们就算出了两类城市的 GDP 的平均之差。这样做不用说肯定有问题。万一被铁路穿过的城市在建高铁之前 GDP 就高呢? 为了解决这个问题, 我们需要观察到至少两期, 第一期是建高铁之前, 第二期是建高铁之后。我们先把两类城市的 GDP 做两期之差, 经过这一步, 我们实际上算出了每个城市 GDP 的增长率; 第二次差分就是把两类城市在修建高铁之前和之后的 GDP 增长率的差异给算出来了, 这就是我们要的处理效应, 即修建高铁之后对城市经济的促进作用。

由于沪昆高铁建设周期长, 各城镇开通高铁时间长短不一, 经典 DID 模型已经不能满足研究需要。因此, 本文拟构建多时点 DID 模型, 分析沪昆高铁线路段陆续开通对城镇经济发展的影响。多时点 DID 模型回归方程如下:

$$DN_{it} = \alpha + \gamma_1 G_{it} + \gamma_2 DT_{it} + \delta Z_{it} + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, DN_{it} 值作为被解释变量; i ($i=1, 2, \dots, N$) 表示城镇个体; t ($t=1, 2, \dots, T$) 表示高铁运营前后年份; γ_1 为差分系数, 其正负分别表示正向促进作用还是负向抑制作用; G_{it} 则是相当于标准 DID 中的交互项, 高铁开通后取 1, 未开通则为 0; DT_{it} 则表示约束变量; Z_{it} 表示控制变量; λ_i 表示个体固定效应; δ 为控制变量系数; ϵ_{it} 为模型随机扰动项。

三、数据处理与变量选取

(一) 数据预处理

众多研究结果均已证明夜光数据与人口及社会经济活动具有非常密切的关系, 一般认为, 夜光数据不断增加的地区, 社会经济活跃程度呈现不断加大趋势。

本文研究期为 2008—2017 年, 时间跨度较大, 因此需要采用 DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS 两类卫星。两类原始灯光数据集均可在 NOAA 网站下载 (https://ngdc.noaa.gov/eog/viirs/download_dnb_composites.html)。2008—2017 年未经校正的原始夜间灯光 DN 值如图 1 所示。

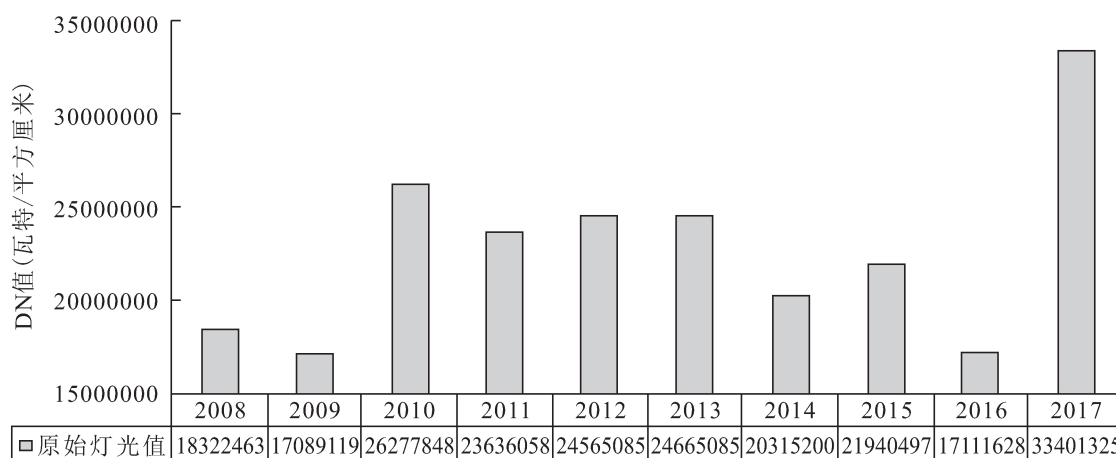


图 1 2008—2017 年原始夜间灯光 DN 总值

(二) 处理流程

首先运用 ArcGIS 平台对两种夜间灯光和行政区设置基于 GCS_Krasovsky_1940 基准面的正轴等积割圆锥投影 (Albers 投影), 设置 Albers 投影 7 项参数。考虑到后期 DMSP/OLS 和 NPP/

VIIRS 夜间灯光数据集整合需要, 本研究将两类夜间灯光影像均重采样为 $1\,000 \times 1\,000\text{ m}$, 因为夜间灯光属于连续性数据, 所以重采样技术选择 BILINEAR。以中国行政区为掩膜, 对灯光数据集进行批量提取^[26]。

1. DMSP/OLS 校正。校正方法思路基于张梦琪等的标准校正^[27]。由于高次幂通常带来不稳定的拟合结果, 所以将采用二次方程对其余传感器进行饱和校正和连续性校正。按照式 (2) 建立二次方程, 对其余传感器进行相互校正:

$$DN_{after} = aDN_{before}^2 + bDN_{before} + c \quad (2)$$

其中, DN_{after} 为校正后的影像 DN 值, DN_{before} 为校正前影像的 DN 值, a 、 b 、 c 系数是二次方程的回归系数和常数。

2. NPP/VIIRS 处理。NPP/VIIRS 夜间灯光仅为无云灯光图, 其中存在微弱灯光没有去除, 有异常值。DMSP/OLS 夜间灯光数据集是去除火云光的, 提取 2013 年 DMSP/OLS 灯光值 > 0 的区域作为 NPP/VIIRS 去除异常值的掩膜, 进行提取去噪, 并将异常负数灯光值取为 0。

由于 NPP/VIIRS 经过提取后会出现某些极高的异常值, 因此需要采用“经济中心矩形法”设定每一张 NPP/VIIRS 的最高上限, 定义北京、上海、广州、深圳市中心为中心区域, 以中心区域四个角坐标为点, 统计矩形区域内 DN 值最高上限, 并通过地图代数将极高异常值取为统计出来的上限值。

3. DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 辐射一致性校正。经过 DMSP/OLS 影像饱和校正和 NPP/VIIRS 降噪后, 两种夜间灯光均达到可用状态。此次校正不采用一般拟合的方法进行辐射一致性校正, 拟合的方法一般适用于建成区的扩张, 用于衡量经济活动的指标则会产生较大的波动, 此次将通过提取的方法进行校正 (结果如图 2 所示)。由于 2020 年新冠肺炎疫情期间导致社会波动较大, 为防止数据断层, 使用最后一年 2019 年灯光作为掩膜提取各年份灯光数据, 主要思路基于曹子阳的连续校正公式, 如下式 (3)。

$$DN_{ni} = \begin{cases} 0 & DN_{(n+1,i)} = 0 \\ DN_{(n-1,i)} & DN_{(n+1,i)} > 0 \text{ 且 } DN_{(n-1,i)} > DN_{(n,i)} \\ DN_{(n,i)} & \text{其他} \end{cases} \quad (3)$$

其中, DN_{ni} 分别表示前一年、第 n 年, 后一年经过相互校正的夜间灯光的 DN 值。

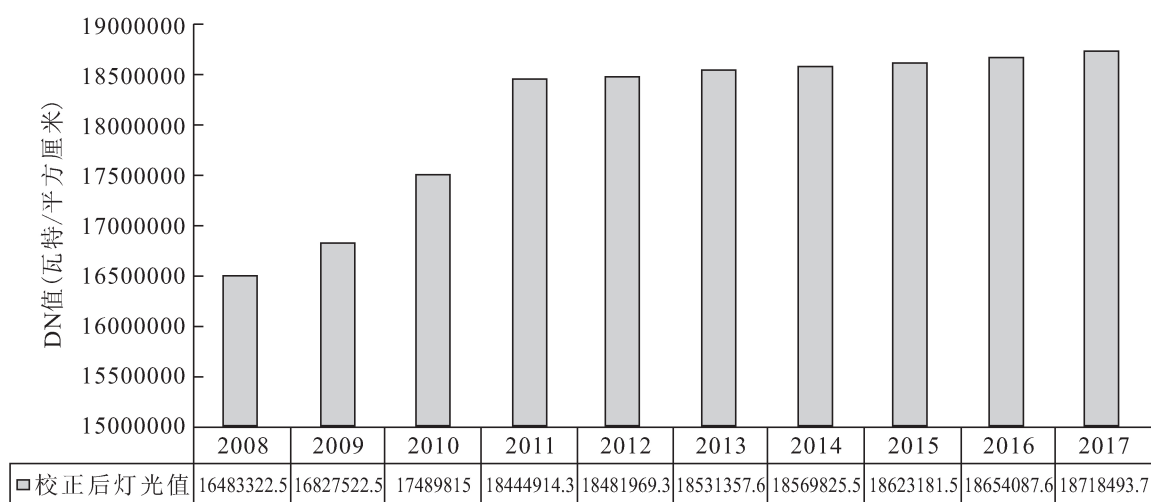


图 2 2008—2017 年校正后夜间灯光 DN 总值

经过辐射一致性校正后，每一年的最高值大于或等于前一年，将 2008—2017 年夜间灯光数据提取，与对应年份的 GDP 进行拟合检验，如表 2、图 3 及图 4 所示。未校正原始数据 R^2 平均在 0.25 以下，而经过了辐射一致性校正的夜间灯光数据集与 GDP 拟合优度最高为 $R^2=0.854$ ，相较于传统的拟合方法的 $R^2=0.769^{[28]}$ 更高，证明采用提取方法进行辐射一致性校正方法进行整合，更适用于衡量人类经济活动。

表 2 校正前后夜间灯光与 GDP 拟合结果

方程	公式	辐射一致性校正后 R^2	未校正原始数据 R^2
线性函数	$y=ax+b$	0.756	0.176
对数函数	$y=\log_a x$	0.750	0.152
二次函数	$y=ax^2+bx+c$	0.844	0.243
三次函数	$y=ax^3+bx^2+cx+d$	0.849	0.254
幂函数	$y=x^a$	0.849	0.161
指数函数	$y=a^x$	0.854	0.175

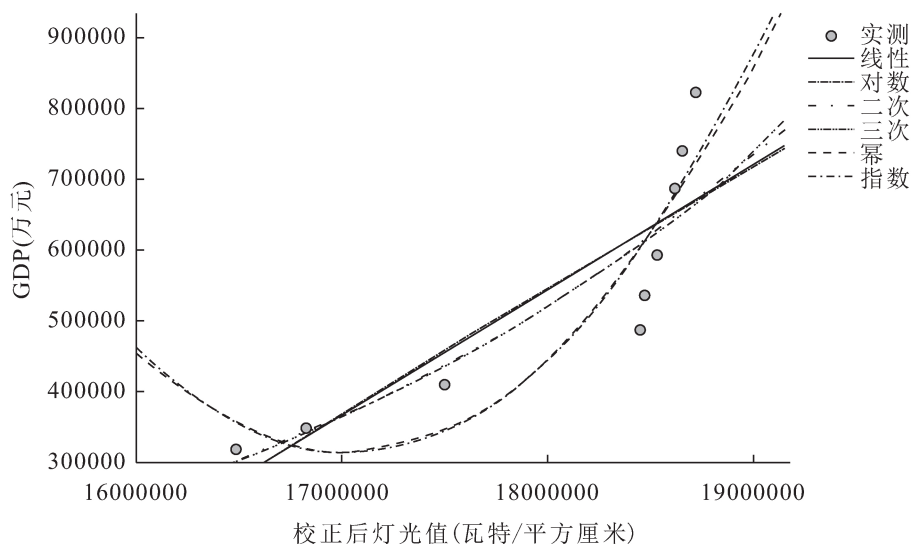


图 3 辐射一致性校正后夜间灯光与 GDP 拟合关系图

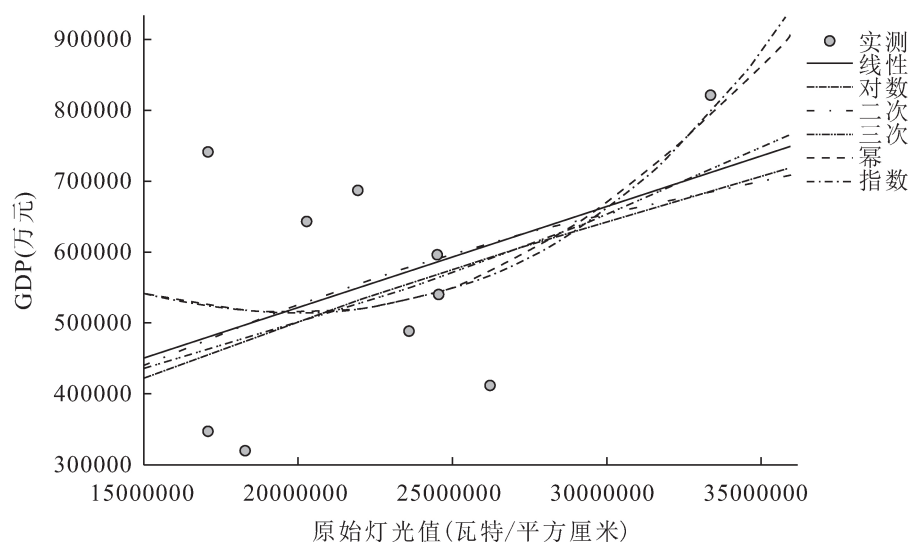


图 4 未校正原始灯光数据与 GDP 拟合关系图

（三）变量选取

1. 旅行时间和时间带划分。高铁开通运营，直接节约的便是人们的旅行时间成本，弱化了地理条件造成的不便，打破了区域之间的障碍。因此，采用旅行时间（*travel time*）来评价人口经济活动更为合适，即在不考虑交通障碍及其他不可控因素的前提下，自驾车从城镇中心到最近高铁站点所需要的时间。

为了探究高铁对城镇在不同的时间距离带上有异质性的作用，运用 K-均值聚类分析法，将旅行时间分成 6 个参考组，设置 6 组虚拟变量，取值如下所示：

$$T_1 = 0 \text{ min} \leq \text{travel time} < 18 \text{ min};$$

$$T_2 = 18 \text{ min} \leq \text{travel time} < 64 \text{ min};$$

$$T_3 = 64 \text{ min} \leq \text{travel time} < 113 \text{ min};$$

$$T_4 = 113 \text{ min} \leq \text{travel time} < 151 \text{ min};$$

$$T_5 = 151 \text{ min} \leq \text{travel time} < 207 \text{ min};$$

$$T_6 \geq 207 \text{ min}.$$

2. 其他变量描述。本文作为“自然实验”，用夜间灯光衡量人口经济活动作为因变量，旅行时间作为自变量，为了减少区域之间内部经济影响，考虑经济增长的主要刺激性增长因素，将城镇的固定资产投资、地方财政一般预算收入、地方财政一般预算支出、人口密度、居民储蓄存款余额、年末金融机构各项贷款余额作为控制变量。由于夜间灯光无法对晚上的工厂、产业区等灯光微弱但仍进行活跃经济活动的地区进行探测，因此添加第二产业增加值作为控制变量，以增加夜间灯光作为衡量人类经济活动指标的可信度。为了消除异方差所造成的影响，改善数据随着核心解释变量的增加而造成核心被解释变量方差随之增大的变化特征^[29]，故将所有控制变量进行对数变换。上述变量数据来源于各年份县域统计年鉴及国民经济和社会发展统计公报。描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量选取以及描述性统计

变量	指标	名称	单位	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	<i>DN</i>	城镇灯光总值	瓦特/平方厘米	衡量人口经济活动	610	6808.05	8293.53	213.89	43598.58
自变量	<i>travel time</i>	自驾车距离最近高铁站点所需要花费的时间	分钟	根据高德地图，从城镇中心到高铁站的距离	610	56.66	48.94	6.00	207.00
	<i>travel time</i> ²				610	5601.72	8280.29	36.00	42849.00
控制变量	<i>lnindust _ya</i>	第二产业增加值	亿元	弥补夜间灯光无法探测工业区经济活动	610	13.29	1.27	9.66	16.10
	<i>lnpop _d</i>	人口密度	万人/平方公里	代表城市规模	610	5.77	0.91	4.27	18.02
	<i>lnfis _re</i>	地方财政一般预算收入	亿元	代表政府的干预程度	610	11.44	1.21	7.94	14.81
	<i>lnfis _ex</i>	地方财政一般预算支出	亿元		610	12.37	0.78	10.32	16.52
	<i>lnpop _sav</i>	居民储蓄存款余额	万元	代表居民生活收入水平	610	13.62	1.14	9.00	17.32
	<i>lnloans</i>	年末金融机构各项贷款余额	亿元	代表城市经济活跃程度	610	13.65	1.37	10.47	17.30
	<i>lnfix _invest</i>	固定资产投资	亿元		610	13.62	1.20	8.41	16.29

四、结果分析

(一) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。多期 DID 模型有效性需要通过平行趋势假设前提，需要实验组与控制组在政策时间点前具备相似的变化趋势，即高铁沿线城镇与非沿线城镇在 2010 年之前的经济发展具有相同的发展趋势。为检验本次实验多期 DID 可用性，本文采用夜间灯光值对实验组和控制组进行平行趋势检验。如图 5 所示，在 2010 年之前，实验组与控制组保持基本相同增长趋势。自 2010 年

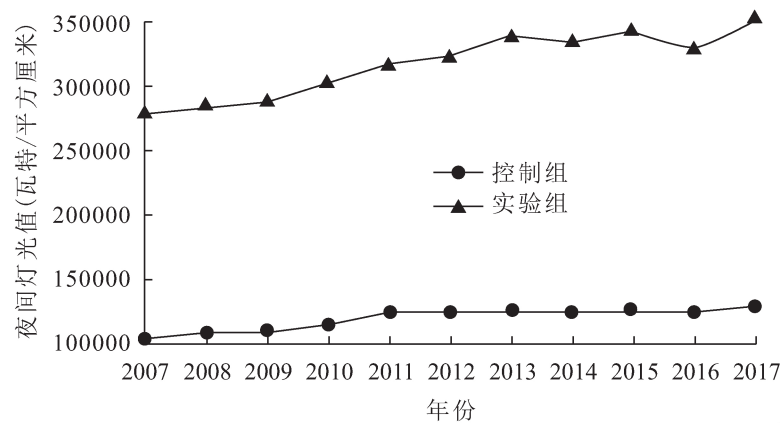


图 5 夜间灯光平行趋势检验

第一段高铁线路开通后，实验组与控制组的经济增长速率出现较大差异。根据平行趋势检验结果，可以认为研究采用多期 DID 模型分析沪昆高铁对沿线城镇的影响方法具有合理性。在政策时点 t 发生之前，2008 年、2009 年系数不显著，而 t 时点后， $t+1$ 、 $t+2$ 、 $t+4$ 均在 1% 水平下显著， $t+3$ 显著性降低，这是因为第一段高铁开通后经济发展逐渐趋于平稳，直到 $t+4$ （2014 年）开通第二段高铁时才重新开始发生变化，证明实验组与控制组基本具有平行趋势，可以使用多期 DID 模型。

2. 变换政策时点检验。影响城镇经济活动的因素很多，许多遗漏因素也会造成城镇经济的波动。为验证模型的稳健性，本文采用反事实检验方法加以解决。为排除高铁开通前城镇的经济趋势就已经存在上述经济变化，因此设置两种虚拟政策时点变化，分别假设提前两年开通与推迟一年开通。如表 4 所示，其结论表明，假设高铁提前开通后， G 项在 10% 水平上不显著，结果证明实际上高铁未开通前，城镇经济活动不会发生上述影响效应。而假设高铁延后一年开通， G

表 4 变换政策时点结果

DN	提前开通	延后开通
	DID (xtreg)	DID (xtreg)
G	82.147 (64.234)	232.733*** (68.602)
$travel\ time$	-288.037*** (8.139)	-285.177*** (7.960)
$travel\ time^2$	1.280*** (0.054)	1.272*** (0.052)
$lnindust_va$	-267.195* (153.668)	-227.776 (152.440)
$lnpop_d$	55.875 (42.685)	54.870 (42.228)
$lnfis_re$	-167.272* (97.410)	-166.428* (96.521)
$lnfis_ex$	44.784 (152.450)	75.484 (150.789)
$lnpop_sav$	-210.160* (116.510)	-202.697* (115.449)
$lnloans$	-172.522** (77.622)	-170.752** (76.904)
$lnfix_invest$	-14.408 (53.724)	-13.504 (53.169)
Observations	610	610
R^2	0.9978	0.9979
固定效应模型	YES	YES

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

项在 1% 水平下显著为正，实际上由于高铁已经开通运营，即使假设推后一年运营，沿线城镇也一直受到高铁运营所带来的经济效应影响。两项结果均证明高铁开通运营影响城镇的经济活动结果是可靠的。

3. 替换自变量检验。采用旅行时间来表示城镇到高铁站的距离，其结论证明高铁对城镇经济活动具有正向促进作用且呈现正“U”型的关系。设置城镇到高铁站的地理距离（*distance*）来替换旅行时间。如表 5 所示，结果表明 *G* 项显著为正，距离一次项显著为负，距离二次项显著为正。表明高铁对城镇经济活动有正向促进作用，且城镇灯光总值与距离增加呈现出正“U”型关系。其检验结果证明将旅行时间替换为近似变量地理距离后，原模型回归结论依然是可靠的。

表 5 替换自变量多期 DID 结果

DN	方程 1 DID (reg)	方程 2 DID (reg)	方程 3 DID (xtreg)	方程 4 DID (xtreg)
<i>G</i>	88.51747 (549.012)	175.327** (72.323)	124.259* (75.054)	175.327*** (64.239)
<i>distance</i>	-26.151** (10.266)	-269.153*** (5.157)	-104.502*** (27.649)	-269.153*** (6.734)
<i>distance</i> ²	0.118** (0.049)	1.256*** (0.024)	0.317** (0.141)	1.256*** (0.039)
<i>lnindust_va</i>	470.634 (374.751)	-248.047 (202.089)	256.561 (178.468)	-248.047 (-152.781)
<i>lnpop_d</i>	1749.436*** (247.052)	55.528 (45.236)	54.858 (48.512)	55.528 (-42.394)
<i>lnfis_re</i>	2898.065*** (529.873)	-167.701** (76.178)	-55.961 (115.386)	-167.702* (96.883)
<i>lnfis_ex</i>	88.841 (569.341)	60.660 (123.470)	376.845** (155.037)	60.660 (151.271)
<i>lnpop_sav</i>	116.323 (499.808)	-207.290 (217.936)	168.317 (125.769)	-207.290* (115.871)
<i>lnloans</i>	3742.739*** (428.280)	-174.949* (96.366)	-98.976 (89.378)	-174.949** (77.184)
<i>lnfix_invest</i>	-3504.496*** (355.653)	-11.757 (63.615)	-15.642 (63.860)	-11.757 (53.489)
<i>Observations</i>	610	610	610	610
<i>R</i> ²	0.7334	0.9979	0.2505	0.9979
固定效应模型	NO	YES	NO	YES

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

4. 替换因变量检验。本文在进行夜间灯光数据可用性分析的同时，也对夜间灯光与第二产业增加值的整合做出分析与检验。结果证明，整合后复合指标（SDN）具备衡量区域人口经济活动程度特点。鉴于首次使用这类型复合指标，本次检验采用复合指标替代夜间灯光作为因变量。复合指标作为本次实验的因变量，自变量、控制变量保持不变，使用多期 DID 模型进行划分旅行时间后检验高铁对周边城镇经济作用机制。若实验结果与原模型结论一致，则认为原结论稳健，反之，则继续深入分析其内在变化机制。

按照前文划分时间距离带标准，继续采用多期 DID 模型进行分析。如表 6 所示，在 T_1 距离代表高铁站点所设立的城市，显著为正数，说明高铁开通运营后对城市具有很大程度的促进作用；而在 T_2 距离中显著为负，证明高铁对这个距离带的城镇人口经济活动具有一定抑制作用； T_3 、 T_4 距

离带为正数,且系数逐渐减少,可以认为高铁对这两个距离带的城镇人口经济活动具有一定促进作用,且这种促进作用随着距离的增加逐渐减弱。其中 T_5 与 G 项回归结果不显著,不具备统计学意义。此次检验结果与原模型结论一致,因此可以证明原结论具备稳健性。

(二) 回归结果分析

在一般回归模型中将时间变迁与各变量的交互性作为双重差分,来估计高铁建设对区域经济带来的影响,并报告回归系数与标准误差。经计算,在 0.001 的显著水平下,双重差分净效果值在 0.817,这表明本研究的估计结果是稳健的。具体结果如表 7 所示,方程(1)为混合回归模型, G 项系数为正数,其旅行时间为负,旅行时间的二次方项为正,但该结果均不显著,所以并不具备说服力。为了验证城镇之间是否存在较大差异,使用固定效应模型再次进行回归,方程(2)中几乎所有城市虚拟变量均很显著(城镇样本共 61 个,篇幅原因省略该结果),表明城镇间差异较大,应当使用固定效应模型。方程(2)中 G

表 6 替换因变量检验-划分旅行时间

SDN	方程 1 DID (xtreg)
G	-0.007 (0.004)
T_1	0.949*** (0.021)
T_2	-0.219*** (0.031)
T_3	0.404*** (0.018)
T_4	0.238*** (0.019)
T_5	0.023 (0.0230)
Observations	610
R^2	0.9995
固定效应模型	YES

注:控制变量不做分析,故省略;
括号内为标准误;*、**、*** 分别表示
10%、5%、1%的水平上显著。

表 7 多时点 DID 结果

DN	方程 1 DID (reg)	方程 2 DID (reg)	方程 3 DID (xtreg)	方程 4 DID (xtreg)
G	182.945 (558.032)	175.327** (72.323)	125.391* (75.469)	175.327*** (-64.239)
$travel\ time$	-18.871 (12.704)	-286.069*** (5.332)	-80.185** (34.918)	-286.069*** (-8.003)
$travel\ time^2$	0.086 (0.072)	1.273*** (0.034)	0.150 (0.206)	1.273*** (-0.052)
$lnindust_va$	461.014 (382.568)	-248.047 (202.089)	273.751 (179.400)	-248.047 (-152.781)
$lnpop_d$	1802.678*** (246.978)	55.528 (45.236)	58.893 (48.753)	55.528 (-42.394)
$lnfis_re$	2907.758*** (533.566)	-167.701** (76.178)	-57.626 (116.037)	-167.701* (96.883)
$lnfis_ex$	122.434 (573.999)	60.660 (123.470)	368.622* (155.844)	60.660 (151.271)
$lnpop_sav$	42.115 (498.745)	-207.290 (217.936)	169.572 (126.454)	-207.290* (115.871)
$lnloans$	3830.424*** (430.984)	-174.949* (96.366)	-97.772 (89.877)	-174.949** (77.184)
$lnfix_invest$	-3496.183*** (358.395)	-11757 (63.615)	-18.264 (64.206)	-11.757 (53.489)
observations	610	610	610	610
R^2	0.7316	0.9979	0.2274	0.9979
固定效应模型	NO	YES	NO	YES

项系数为正数,旅行时间为负数,旅行时间的二次方项为正数,三项均很显著,即认为高铁对城镇经济活动具有促进作用,且城镇灯光总值与旅行时间总体呈现正“U”型关系。但使用混合回归模型存在结果会呈现过多不太需要的固定效应问题,此结论仍然不具备足够说服力。

方程（3）作为方程（4）的对照，没有添加固定效应，显著性远低于方程（4），以方程（4）为最终解释方程。从方程（4）中得出， G 项显著为正，表明高铁对沿线运营的城镇经济活动具有促进作用，且开通高铁的城镇比未开通高铁的城镇高灯光总值高出 175.327 个单位。旅行时间显著为负，旅行时间二次式显著为正，城镇 DN 值与旅行时间呈现正“U”型关系，说明随着旅行时间增加，高铁对一定距离内的城镇经济活动产生负向影响，超过这一距离后，高铁就会对城市产生促进作用，表示高铁运营后周边城市经济活动并非单调递增或单调递减。

（三）划分旅行时间的结果分析

为探究高铁运营在微观尺度下城镇之间距离高铁站点的不同距离对其经济活动的异质性影响，将旅行时间划分为 6 个间隔，继续运用多时点 DID 模型进行回归。方程（5）依然作为参考组， G 项与各时间距离段均不显著。方程（6）增加了固定效应模型， G 项显著为 175.327，各时间距离带显著性很好，但使用混合回归模型存在结果呈现过多不太需要的固定效应问题，结果仍不够说服力。

参考方程（5）、（7），不加入固定效应模型，则各变量不显著或仅在 10% 以下显著。方程（8）加入固定效应模型后，显著性大幅提高，用作最终解释方程。方程（8）中得出，以 T_6 （ ≥ 207 分钟）为参考组，在距离高铁站 T_1 （0~18 分钟）时间距离段内的城镇灯光总值比参考组高 12391.650 个单位； T_2 （18~64 分钟）时间距离段内的城镇灯光总值则低 2091.870； T_3 （64~113 分钟）时间距离段内的城镇灯光总值高 2829.143； T_4 （113~151 分钟）时间内的城镇灯光值高 633.431； T_5 （151~207 分钟）时间内的城镇灯光值低 865.119。如表 8 所示，结果表明，高铁运

表 8 划分距离带多时点 DID 结果

DN	方程 5 DID (reg)	方程 6 DID (reg)	方程 7 DID (xterg)	方程 8 DID (xtreg)
G	138.614 (563.160)	175.327** (72.323)	126.679* (75.029)	175.327*** (-64.239)
T_1	-114.160 (1136.499)	12391.65*** (317.059)	8013.179* (4359.203)	12391.650*** (312.489)
T_2	-210.907 1091.324	-2091.87*** (602.709)	7508.377* (4370.392)	-2091.870*** (453.646)
T_3	-1496.381 (1105.728)	2829.143*** (241.3468)	3648.896 (4442.525)	2829.143*** (259.403)
T_4	-858.556 (1108.368)	633.431** (310.226)	1500.010 (4484.218)	633.431** (275.179)
T_5	-1181.87 (1814.118)	-856.119** (413.768)	434.632 (5214.511)	-865.119*** (334.319)
$\ln \text{indust_va}$	461.014 (382.568)	-248.047 (202.089)	261.9377 (178.787)	-248.047 (-152.781)
$\ln \text{pop_d}$	1802.678*** (246.978)	55.528 (45.236)	55.781 (48.513)	55.528 (-42.394)
$\ln \text{fis_re}$	2907.758*** (533.566)	-167.701** (76.178)	-57.287 (115.381)	-167.701* (96.883)
$\ln \text{fis_ex}$	122.434 (573.999)	60.660 (123.470)	376.174** (155.011)	60.660 (151.271)
$\ln \text{pop_sav}$	42.115 (498.745)	-207.290 (217.936)	165.349 (125.754)	-207.290* (115.871)
$\ln \text{loans}$	3830.424*** (430.984)	-174.949* (96.366)	-99.494 (89.364)	-174.949** (77.184)
$\ln \text{fix_invest}$	-3496.183*** (358.395)	-11757 (63.615)	-15.240 (63.858)	-11.757 (53.489)
Observations	610	610	610	610
R^2	0.7338	0.9979	0.2226	0.9979
固定效应模型	NO	YES	NO	YES

营对在 T_1 时间距离的城镇经济活动具有正向促进作用, 对 T_2 时间距离的城镇经济活动具有抑制作用, 对 T_3 、 T_4 时间距离的城镇经济具有正向促进作用, 且促进作用明显随着距离的增加而减少, 直至到了 T_5 时间距离, 高铁对城镇经济活动的促进作用消失。

(四) 划分东西高铁线路段的结果分析

为探究高铁运营对东部城市与西部欠发达城市影响作用的异质性, 将沪昆高铁沿线城镇划分为两段。由于研究时间跨度大, 容易受到其他政策的影响, 为此, 根据开通时间设定最早的两个政策时点, 将 2010 年与 2014 年开通运营的沪杭段与杭长段作为东部沿线城镇重新进行回归分析。而 2015 年与 2016 年开通的长昆段则作为西部欠发达城市重新进行回归分析以观察高铁运营对沿线城镇所带来的异质性影响。从表 9、表 10 可知, G 项显著为正, 证明高铁开通运营对城镇经济活动具有促进作用; 旅行时间一次项显著为负、二次项显著为正, 表明城镇灯光总值与距离呈现正“U”型关系, 此项结论可作为一次稳健性检验, 证明表 4 结论可靠。其中东部沿线城镇 G 项系数为 187.704, 相比于西部欠发达城镇的 G 项系数 208.284 要低, 证明高铁开通运营对西部经济欠发达城镇的促进作用要大于东部沿线城镇。

表 9 杭长段与沪杭段多时点 DID 结果

DN	方程 1 DID (reg)	方程 2 DID (reg)	方程 3 DID (xterg)	方程 4 DID (xtreg)
G	790.256 (707.291)	184.704** (88.693)	238.960** (95.726)	184.704*** (68.71)
$travel\ time$	2.224 (15.691)	-292.836*** (6.202)	-158.293*** (34.539)	-292.836*** (7.319)
$travel\ time^2$	0.008 (0.082)	1.263*** (0.041)	0.444** (0.195)	1.263*** (0.045)
R^2	0.7839	0.9988	0.3110	0.9988
固定效应	NO	YES	NO	YES

表 10 长昆段多时点 DID 结果

DN	方程 1 DID (reg)	方程 2 DID (reg)	方程 3 DID (xterg)	方程 4 DID (xtreg)
G	-433.575 553.041	208.284** 90.597	42.621 93.391	208.284** 93.191
$travel\ time$	-12.567 9.701	-3787.162*** 579.85	6.668 29.901	-3787.162*** 525.617
$travel\ time^2$	0.006 0.052	19.167*** 2.98	-0.161 0.164	19.767*** 2.68
R^2	0.6351	0.9933	0.292	0.9933
固定效应	NO	YES	NO	YES

(五) 内在机理分析

1. 高铁开通对沿线经济具有明显的带动作用。从表 4 可知, 高铁开通对沿线城市具有正向促进作用, 并随着旅行时间的增加呈现出正“U”型关系, 即距离开通高铁城镇较近的地区经济活动会被抑制, 而超过一定距离后则会消除抑制作用, 转为正向促进作用。该结果表明高铁开通后, 高铁沿线城镇对邻近城镇产生了“虹吸作用”。“虹吸作用”的直接后果是像水管中的水流一样, 从压力高的一侧向压力小的一侧流动。高铁就像一条水管, 吸引人口、资金和技术由城镇周边向城镇中心区域集聚。但超过一定距离后, 未开通高铁的城镇将脱离沿线城镇的吸力, 获得高铁开通运营所

带来的经济促进作用。通过划分时间带可以更直观看出内在机理， T_1 时间带内基本为高铁开通城镇，方程（4）与方程（8）共同证明了高铁对沿线城镇经济活动有正向促进作用，对比 T_3 、 T_4 系数， T_1 时间距离带范围的城镇高铁促进影响最为明显。而 T_2 时间距离段则基本是与高铁沿线城镇相邻的未开通高铁的城镇，其受高铁沿线城镇的强大磁力作用，资金、人口、技术、信息等生产资源将涌入高铁沿线城镇。而 T_3 、 T_4 时间带内的城镇超过了“虹吸作用”的范围，且基本与高铁沿线城市在同一个地级市内，高铁开通提供了巨大的就业空间，吸引了大量的企业和人才资金等经济要素流入该地级市，使得城市整体经济水平提高，激活市内其他城镇经济活跃程度。

2. 高铁对沿线城镇经济发展具有明显的“虹吸效应”。从表 4 可知， T_3 、 T_4 系数逐步下降，表明高铁沿线核心辐射半径有限，促进作用随着距离的增加而逐渐减弱。而在 T_5 时间距离带内则基本为另一个地级市的城镇，高铁开通对这个距离的城镇具有抑制作用，这符合两个地级市之间存在的“聚集阴影”效应^[30]，即在大于 80 分钟的时间距离，经济欠发达城市的生产要素将会快速流入经济发达城市。而高铁的开通运营对西部经济欠发达地区的促进作用相对明显，其原因是高铁的开通运营具有重组资源配置的功能，另外，云南、贵州地区经济特点多为旅游产业，地区可达性增强会吸引众多东部沿线城镇的人来旅游、投资、开发，产生系列经济活动。其次，经济基础较弱的城镇由于高铁开通后经济增长速度较快，而东部沿线城市带来更多的是“锦上添花”的作用，符合客观经济规律。分析如图 6 所示。

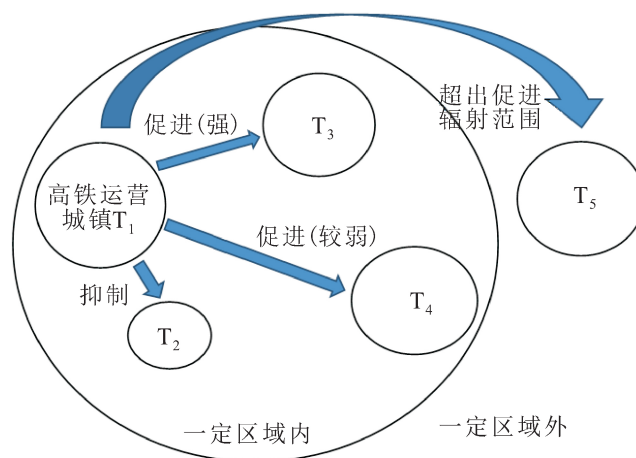


图 6 时间距离结果分析图

结论表明，高铁运营会对城市经济格局产生正“U”型关系，即在两个高铁站的中间受两端高铁影响，产生的“虹吸效应”并不利于该地的经济发展。高铁可以对区域内的生产资源进行快速重组配置，城市之间的通达程度影响市场潜力。高铁沿线城镇短时间内吸附邻近城镇生产要素，提高自身城镇竞争力与经济基础，带动城市经济增长与促进其他高铁沿线城市的经济来往，进而吸引其他城市的生产资源，使得土地价值得以提升，投资、人口随之流入，带动核心城市周边地价、房价上涨。另外，西部经济欠发达地区受到高铁开通运营的促进效果比东部沿线城市更为明显。

五、结论与建议

本文通过 2008—2017 年夜间灯光数据，运用多时点 DID 模型对沪昆高铁周边城镇经济活动进行分析，得出以下结论：

1. 沪昆高铁对站点所在城镇经济发展产生正向促进影响。综合衡量工业产值、城市人口规模、政府对城镇的干预程度、居民生活水平状态以及市场的资金流动活跃程度,从宏观角度分析站点所在城镇经济发展随着高铁运营得到明显促进作用。随着距离高铁站点距离增加,其影响作用呈现正“U”型关系,即距离高铁站点较近的城镇经济总量会被抑制,而超过一定距离后则会消除抑制经济的作用,转为促进作用。

2. 高铁运营对非沿线城镇经济发展影响具有两方面。距离高铁站 0~18 分钟时间距离城镇,即高铁站点设立城镇,此时促进作用最为明显;18~64 分钟时间距离带上,高铁站点所在城镇将吸引此距离带中城镇生产要素,如劳动力、资金、技术等使其造成资源流失,对附近非沿线城镇经济活动造成抑制作用;在 64~151 分钟的时间距离带上抑制作用将会消失,转变为促进作用,且该促进作用随着距离增加逐渐衰减,说明高铁促进作用辐射范围有限和高铁发展使城镇具有空间溢出效应。超过 151 分钟的旅行时间,高铁运营带来促进作用将会消失。

3. 沪昆高铁对城镇经济的影响存在空间异质性。沪昆高铁会为沿线城镇都带来促进经济发展作用,但作为横跨东西、途径省份最多的高铁线路,西部欠发达城镇经济基础落后于东部沿线城镇,这使高铁运营对西部经济欠发达城镇经济活动产生的作用更为明显。

针对上述研究结论,本文提出以下建议:

1. 建立综合、灵活的交通运输体系网络。完善基础交通设施,建立完整的综合交通体系,有利于城市空间有效拓展和内部结构优化,缩短城市边缘区域到核心区域的旅行时间,充分发挥沪昆高铁带来经济上的效益,优化市场资源配置,逐渐打破城市核心区与边缘区的交通壁垒。

2. 协调区域均衡发展。沪昆高铁应当扩大高铁带动经济效应,优化长江上、中、下游经济带的要素分配,促使生产要素流入四周小城镇,减弱“虹吸效应”。

3. 发展特色区域产业。面对综合配套不完善、发展模式单一、持续性发展基础不牢靠等问题,西部欠发达城市要突出自己的经济特色,进一步挖掘自身产业资源,凭借机遇发展特色旅游业,创新发展模式,搭乘高铁运营的便捷快车,充分发挥地方经济特色,合理开发利用城镇周边区域,吸引人口和产业进驻,形成多城镇经济合作一体化,积极缩小与东部沿海城市的经济差距。

4. 加强中、东、西部区域联系。建设高铁需要高昂的建设资金,对于人口数量或高铁需求不大的城市,无疑会加剧当地财政负担,进一步造成部分区域发展不平衡,如云南、贵州等地的沿线区域,高铁运营连接经济发达地区造成了部分资源流失。国家在重视东部发达经济区的同时,也应该关注还未有能力享受高铁福利的西部经济欠发达地区,加强东西部城市之间的联系,充分引进经济发达地区的溢出人才,鼓励劳动力往欠发达城市流动。

由于研究区范围大,时间跨度长,城镇经济活动容易受到其他政策影响。寻找 2016 年还未开通高铁、动车的控制组难度较大,且以县域尺度分析沪昆高铁的开通对周边城镇经济活动影响,造成了少部分研究区域的缺失,未能得到更加细微、全面的结论。另外,DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 数据集的辐射一致性校正过程中,基于地图代数编写的公式形式多变,还能进一步优化,DMSP/OLS 夜间灯光精度稍差,会造成统计不准确的问题。未来的研究方向应从精度更高的夜间灯光数据集入手,例如珞珈一号、吉林一号等,继续从微观尺度,以单一时间节点观察小区域范围城际轨道、动车、高铁开通运营后对地方经济活动产生的影响。

参考文献

- [1] 谢梅,白薇,吴沁媛,等. 高铁对经济发展的影响[J]. 电子科技大学学报,2020(6).
- [2] 吴贵华,张晓娟,李勇泉. 高铁对城市旅游经济发展的作用机制——基于 PSM-DID 方法的实证[J]. 华侨大学学报(哲学社会科学版),2020(5).

- [3] 冉启英,张晋宁,杨小东. 高铁开通提升了城市绿色发展效率吗——基于双重差分模型的实证检验[J]. 贵州财经大学学报,2020(5).
- [4] 王玉泽,罗能生,周桂凤. 高铁开通是否有利于改善居民健康水平?[J]. 财经研究,2020(9).
- [5] 张雪薇,宗刚,赵蓉. 高铁时代中国城市群创新空间相关性研究——基于空间关联网络格局的分析[J]. 价格理论与实践,2019(7).
- [6] 李玲. 高铁站区发展的影响因素研究[D]. 北京:北京交通大学,2019.
- [7] 赵旭滕. 我国主要城市高铁站区土地集约利用特征及影响因素研究[D]. 哈尔滨:东北农业大学,2019.
- [8] 朱文涛,顾乃华. 高铁可达性、空间溢出效应与制造业集聚[J]. 首都经济贸易大学学报,2020(5).
- [9] 何天祥,黄琳雅. 高铁网络对湖南区域经济协同发展影响[J]. 地理科学,2020(9).
- [10] 唐可月. 高速铁路对沿线站点城市经济发展的影响——以哈大高铁和郑西高铁为例[J]. 北京交通大学学报(社会科学版),2020(4).
- [11] 李金锴,钟昌标. 高铁开通、城市可达性与就业机会[J]. 软科学,2020(11).
- [12] Yong, H. A study on the sustainability about development of station area based on high speed railway station — Focused on transbay district of San Francisco[J]. *Journal of the Korean Housing Association*, 2020(1).
- [13] 张瑞瑞. 高铁时代跨区域协同治理:机遇、挑战及机制构建[J]. 科技管理研究,2015(5).
- [14] Elisa, R., S. Thomas, C. Federico. The effects of the planned high-speed rail system on travel times and spatial development in the European Alps[J]. *Mountain Research and Development*, 2017(1).
- [15] 孔令章,白洋,李晓东. 高铁对欠发达地区可达性及经济联系的空间影响——以兰新高铁为例[J]. 地域研究与开发,2020(5).
- [16] 赵康杰,吴亚君. 高铁网络与经济网络演进特征及协同关系研究——以中国省域中心城市为例[J]. 华东经济管理,2020(2).
- [17] 孙娜,张梅青,陶克涛. 高铁时代的城市经济增长路径与效益机制研究[J]. 经济与管理研究,2020(5).
- [18] 刘国燕,李涛. 高铁影响下的中国区域创新时空演化与效应分解[J]. 世界地理研究,2021(2).
- [19] 吴锦顺. 高铁改造引发的大都市圈效应对县域经济的影响[J]. 地域研究与开发,2019(3).
- [20] 王柏娇. 高铁对县域经济的影响研究[D]. 呼和浩特:内蒙古大学,2020.
- [21] 吴昊,张馨月. 高铁对沿线城市旅游业发展影响研究——以京广高铁为例[J]. 经济问题,2020(11).
- [22] 黄建男,侯立春,廖淑婷. 基于高铁“筛选效应”的江西省上饶市旅游业发展策略探析[J]. 上饶师范学院学报,2020(1).
- [23] 任佳莺. 人口流动、城市化和居民消费——来自长三角地区高铁发展的实证研究[J]. 商业经济研究,2020(15).
- [24] 黄洁,钟业喜,李建新,等. 基于高铁网络的中国省会城市经济可达性[J]. 地理研究,2016(4).
- [25] 金水英,顾津静,田泽. 中国高铁“走进非洲”对沿线国家经济发展的影响[J]. 浙江师范大学学报(社会科学版),2020(2).
- [26] 曹子阳,吴志峰,米素娟,等. DMSP/OLS 稳定夜间灯光影像在中国的分类校正方法[J]. 地球信息科学学报,2020(2).
- [27] 张梦琪,何宗宜,樊勇. DMSP/OLS 稳定夜间灯光影像的校正方法[J]. 测绘通报,2017(12).
- [28] 梁丽,边金虎,李爱农,等. 中巴经济走廊 DMSP/OLS 与 NPP/VIIRS 夜光数据辐射一致性校正[J]. 遥感学报,2020(2).
- [29] 董鹤松. 基于 DMSP-OLS 与 NPP-VIIRS 整合数据的中国三大城市群城市空间扩展特征研究[D]. 石家庄:河北师范大学,2020.
- [30] 黄春芳,韩清. 高铁线路对城市经济活动存在“集聚阴影”吗?——来自京沪高铁周边城市夜间灯光的证据[J]. 上海经济研究,2019(11).

Does High Speed Railway Promote the Economic Activities of Cities and Towns along the Line

— Evidence from Dual Source Night Lighting

CHEN Mei-zhao, ZHANG Wei-kang, ZHENG Rong-bao

Abstract: High-speed railway has become the main way of passenger transportation in China, but there is a lack of quantitative research on the impact of high-speed railway on the economic activities of cities and towns along the line. Based on DMSP/OLS and NPP-VIIRS night light data set from 2008 to 2017, the multi-time DID model was used to analyze the impact of the Shanghai-Kunming high-speed railway on economic activities in surrounding towns. The research conclusions are as follows: (1) Shanghai-Kunming high-speed railway has a positive promotion effect on economic activities in towns along the route, and the relationship between night light value and travel time distance in towns presents a positive “U” shape; (2) High-speed railway has the greatest promotion effect on the towns where it is located, while towns along the high-speed railway cause a siphon effect on those towns within a distance of 18 to 64 minutes, which weakens the economic growth of neighboring towns; At the same time, it has a promoting effect on urban economic activities in the distance of 64~151 minutes, and the promoting effect gradually weakens with the increase of distance. The effect disappeared after 151 minutes. In order to give full play to the economic development opportunities brought by The Shanghai-Kunming high-speed railway, improve the industrial layout, promote the basic transportation construction, industry and urban-rural integration development, a comprehensive three-dimensional urban transportation network should be established to shorten the time distance between the marginal areas and the core areas. Central cities and towns should expand the scope of economic radiation, reduce economic division, and develop in coordination with small and medium-sized towns.

Key words: high-speed rail; economic activities; multi-time DID model; nighttime lights

(责任编辑 周振新)