

交通基础设施、经济增长与空间均等化

——基于中国高速铁路的自然实验^{*}

年 猛

内容提要:高速铁路作为一种区域间大型交通基础设施,对区域经济增长和经济空间格局都会产生重要影响。自中国开始大规模建设高速铁路以来,国内学者的实证研究大多认为中国高铁的开通运行具有“虹吸效应”,有助于促进相对发达区域的经济增长,但不利于相对落后区域的经济增长。我们认为,未纳入更多类型的空间尺度和未考虑大型交通基础设施运行的时间累积可能是产生上述结果的重要原因。本文以一般县级行政区、县级市和地级及以上城市市辖区为基本空间单元,利用全球夜间灯光数据作为经济发展水平的代理变量来考察2007—2013年高铁的时间累积效应和空间邻近效应对区域经济增长和空间格局的影响,同时使用GDP数据进行稳健性检验。实证研究表明,高铁运行时间越长对区域经济增长带动效应就越强,具有显著的时间累积效应;而距离高铁站点越近的区域受益于高铁的带动效应就越大,具有显著的空间邻近效应;高铁对连通的各类区域均具有显著的经济增长带动效应,但对不同类型区域的带动效应具有显著差异,一般县受益最大,其次是县级市和地级及以上城市;此外,本文通过构建高铁各线路沿途站点的基尼系数发现,高铁的运行有助于缩小区域差距、促进经济空间均等化。

关键词:高速铁路 经济增长 空间均等化

作者简介:年 猛,中国社会科学院农村发展研究所、经济学博士,100732。

中图分类号:F291.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)08-0146-16

一、引言

交通基础设施被认为是促进经济增长的关键因素(Aschauer, 1989),历史上西欧、日本及美国等发达国家和地区经济的高速增长与铁路等大型交通基础设施的建设处于同一时期更加支持了这种观点(Banerjee等, 2012)。基于这种认识,交通基础设施投资也就成为政府及一些国际援助机构用来促进落后地区发展和总体经济增长的主要政策工具之一(Faber, 2014)。在中国,从20世纪90年代开始,中央政府开始实施大规模的交通基础设施建设和升级计划,尤其体现在高速公路和

^{*} 基金项目:国家社会科学基金青年项目“户籍制度改革与中国城市规模体系优化研究”(17CJL023)。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

铁路系统领域,而这一时期同样也伴随着经济的高速增长(Baum-Snow 等,2017)。

根据现有研究,交通基础设施主要通过以下三种效应来促进经济增长。(1)投资效应(Investment Effect)。作为一种大规模投资项目,交通基础设施在建设过程中会增加相关产品及服务的需求(Hong 等,2011)。(2)成本节约效应(Cost Saving Effect)。交通基础设施的改善可以通过显著减少货物的运输时间和降低物流成本来提升企业利润并刺激其扩大再生产(Gunasekera 等,2008)。(3)市场准入效应(Market Access Effect)或市场一体化效应(Market Integration Effect)。一些大规模的跨区域交通基础设施通过将各个区域性的市场连接起来达到市场一体化效果,从而提高每个区域内部企业产品进入其他区域市场的便利性,扩大每个企业的潜在市场规模,促进区域之间要素流动、企业竞争与合作,并最终通过区域之间贸易水平的提升来促进经济增长(Donaldson 和 Hornbeck,2016;Donaldson,2018)。

除经济增长外,空间格局也是学者们关注交通基础设施对经济发展影响的另一维度(Calderón 和 Servén,2004;董艳梅、朱英明,2016;王雨飞、倪鹏飞,2016),新经济地理学将交通基础设施对经济空间格局的影响称为“分布效应”(Distributional Effect)。一般来说,交通基础设施对经济空间格局的影响无非是空间经济均等和不均等两种结果,主要由以下两种相反的内在机制形成。一是集聚效应(Agglomeration Effect)。^① 基于规模报酬递增的新贸易理论(Krugman,1980;Helpman 和 Krugman,1985)和新经济地理理论(Krugman,1991;Fujita 等,2001)认为,在不完全竞争条件下,由于存在本地市场效应,交通条件改善导致的贸易成本降低会强化经济活动的聚集,从而形成“中心—外围”的空间结构,不利于落后地区的经济增长,造成经济空间格局更加不均等。二是扩散效应(Diffusion Effect)。交通基础设施在促进区域市场一体化进程中,通过降低贸易壁垒和交易成本会加快知识技术、资本及劳动力等生产要素由发达地区向相对落后地区的扩散,从而促使经济活动空间分布更加均衡(Baum-Snow,2007)。

长期以来,各国政府政策制定者只关注交通基础设施的经济增长效应和经济空间均等效应,并寄希望于通过建设大规模的跨区域交通基础设施网络来提升区域间的交通便利性,降低贸易成本,促进区域一体化,从而实现国内总体经济增长以及落后地区实现“赶超”,减少区域发展不均等和缓和社会矛盾(Roberts 等,2012)。同样,世界银行等国际援助机构也长期坚持“促进落后地区发展的最佳方式之一,是保证其与增长的且具竞争力的城市市场之间的有效通达性”的观点,交通基础设施一直都是世界银行最重要的支出项目之一,其贷款额在 2007 年世界银行的总贷款中占比约为 20%,高于教育、健康和其他社会基本公共服务的总和(Baum-Snow 等,2017)。

尽管各国政府及一些国际援助机构关于交通基础设施的经济增长效应深信不疑,但学术界关于交通基础设施在区域发展中的确切作用,经济增长与交通基础设施水平之间的因果关系,以及交通基础设施对经济空间格局的影响,仍存在争议(Vickerman 等,1999)。

首先,在交通基础设施对经济增长影响方面。虽然已有大量的实证研究表明交通基础设施对总体经济产出具有很强的正向效应(Berechman 等,2006;Lall,2007;Yamaguchi,2007),但仍有一些经济学家对“交通基础设施一定能促进地区经济发展”的观点提出质疑。Fogel(1964)认为“除非该地区经济发展的需要,否则交通基础设施本身并不会产生多大作用”。Fleisher 和 Chen(1997)等研究也并未发现交通基础设施对经济增长产生显著影响。由此,一些学者对中国政府在 20 世纪 90 年代以来实施的“基础设施先行”政策持批判观点(Huang,2008)。

① 也被称之为虹吸效应(Straw Effect),都是指发达地区(或核心区)对落后地区(或外围区)各类经济要素的汲取。

其次,在交通基础设施对经济空间格局影响方面。尽管理论上同时存在交通基础设施促进经济空间格局更加均等或不均等的可能性(Puga,2002),但越来越多的研究表明交通基础设施并不能有效减少经济空间的不均等现象。例如,Clark等(1969)和Keeble等(1982)认为一体化程度的提高会造成区域之间经济潜力差异的扩大。一些研究欧洲区域政策的文献认为,以基础设施建设来降低区域之间不平等的做法并不成功(Rietveld,1989)。欧洲的跨区域交通网络往往更有利于核心地区(Vickerman,1995),而并不能促进落后区域实现经济起飞(Rodríguez-Pose和Fratesi,2004)。此外,Faini(1983)对意大利南北之间通达性的研究也表明区域之间交通便利性的提高更加有利于发达地区而对落后地区不利。由此可见,现有关于交通基础设施对经济空间格局影响的实证研究大都支持新经济地理学的“中心—外围”模型,使其逐渐成为解释交通便利性与经济空间格局演变的主导理论。

为进一步理解交通基础设施对经济增长和空间格局的真实影响,本文利用中国高速铁路作为一项大规模的自然实验来进行实证研究。重点检验以下两个相关问题。一是中国的高速铁路网是促进还是抑制了区域经济增长?二是由于中国目前各地区经济发展差距依然存在,高速铁路网不可避免地连接了相对发达与相对落后的区域,高速铁路网是促进空间均衡发展还是进一步加剧了空间不均等?

与现有研究中国高铁与区域经济发展相关文献相比,本文的创新可能有以下方面。

第一,实证研究思路创新。本文同时纳入时间和空间维度,与现有大多实证文献中,仅仅通过构建高铁虚拟变量采用DID方法进行分析不同,由于类似高铁这种大型基础设施往往需要运行一段时间才能充分发挥作用,因此本文在实证分析中加入了时间维度以考察高铁对区域经济增长的时间累积效应。此外,由于高铁站可能存在空间邻近效应,其作用的发挥可能并不仅局限于高铁站点所在的行政区域,其邻近区域也可能会受到一定程度的影响,因此本文将距高铁站点的距离也纳入了实证分析框架。

第二,工具变量选择创新。由于一方面高铁是推动经济发展的因素,另一方面高铁站建设可能是根据该地区的经济发展水平而选址。因此,模型中可能存在因果关系问题,影响了回归结果的一致性。我们选择工具变量的思路源于以下两个方面。一是来自历史维度,根据历史上具有重要经济政治地位的城市构造一个虚拟高速铁路网,该交通网与现代高速铁路网高度相关,但是选址标准外生于现代经济与社会发展。因此,我们使用相关历史资料来构建工具变量,在借鉴Banerjee等(2012)研究的基础上,我们考虑了地形、河流等地理因素,构造道路运输工程学模型,使用最小成本距离将鸦片战争前期中国主要城市和鸦片战争后中国被迫开放的城市进行连接,进而构造交通网络,以各地区地理中心到该网路的距离作为到高铁线路距离的工具变量。二是来自地理环境维度,利用地区贫瘠土地的面积作为工具变量,该变量与中国当前高铁网高度相关,但与地区经济增长相关数据无直接相关性。

二、模型设定与数据介绍

(一)计量模型设定

本文实证研究主要思路如下:首先,我们根据传统研究思路,构建高铁虚拟变量使用DID方法来分析高铁对区域经济增长的影响;其次,由于构建“有”和“无”这种简单的虚拟变量来分析高铁对区域经济增长的影响包含的信息较少,可能会忽略一些关键信息,如一些大型基础设施往往需要运行一段时间才能充分发挥作用,因此我们会在这部分实证分析中加入时间纬度来考察高铁对区域经济增长的时间累积效应;再次,如果只是观察高铁对拥有高铁区域的经济影响,会忽视高铁

这种大型基础设施可能存在的空间邻近效应,因此我们在此部分的实证分析中纳入了空间维度,以考察距离高铁站点远近对该区域经济的影响;最后,我们计算了高铁网络内部的空间基尼系数,以分析高铁是加剧了空间经济不均,还是促进了空间均等化发展。具体模型设计如下。

1. 高速铁路开通对区域经济增长的影响

为检验高铁开通的经济增长效应,我们首先构建一个 DID 模型,回归方程如下:

$$\ln\left(\frac{Light_{it}}{Light_{i0}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln Light_{i0} + \beta_2 HSR_{it} + \beta_3 Time_{it} + \beta_4 HSR_{it} \times Time_{it} + \beta_5 Economic_{i0} + \beta_6 Natural_{i0} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Light_{it}$ 表示*i*地区*t*时期的灯光值; $Light_{i0}$ 表示*i*地区的基期灯光值; HSR_{it} 为高铁虚拟变量,*i*地区*t*时期有高铁开通取值为1,否则为0; $Time_{it}$ 为时间虚拟变量; $Economic_{i0}$ 表示*i*地区社会经济变量的基期值; $Natural_{i0}$ 表示*i*地区自然变量的基期值; α_i 表示随个体不随时间变化的因素, δ_t 表示随时间不随个体变化的因素, ε_{it} 是随机扰动项。

2. 时间累积效应

为了检验高铁运行时间对区域经济增长的影响,我们构建模型如下:

$$\ln\left(\frac{Light_{it}}{Light_{i0}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln Light_{i0} + \beta_2 HSR_Duration_{it} + \beta_3 Economic_{i0} + \beta_4 Natural_{i0} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $HSR_Duration_{it}$ 表示高铁运行时间。我们根据本文样本观测期(2007—2013年)计算各区域高铁具体运行时间^①,公式如下:

$$HSR_Duration_{it} = \begin{cases} t^{year} - [t_0^{year} + (t_0^{month}/12)] & \\ 0, & t^{year} \leq t_0^{year} \end{cases}$$

其中, t^{year} 表示观测期的年份, t_0^{year} 和 t_0^{month} 分别表示高铁开通的年份和月份。

3. 空间邻近效应

为了检验高铁的空间邻近效应对区域经济增长的影响,我们构建模型如下:

$$\ln\left(\frac{Light_{it}}{Light_{i0}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln Light_{i0} + \beta_2 HSR_Distance_{it} + \beta_3 Economic_{i0} + \beta_4 Natural_{i0} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $HSR_Distance_{i0}$ 表示区域地理中心到最近高铁站的距离,该距离根据每年运营高铁站点计算。由于每年可能会有新的高铁站点开通和运行,因此有些区域距邻近高铁站点的距离会随时间而发生变化。

4. 区域一体化效应

为了检验高铁是否有助于缩小区域之间经济差距,本文搜集了136条高铁线路作为研究样本,以Gini系数作为衡量区域之间经济发展是否均等的指标,并构建DID模型来对比分析高铁开通对高铁线路区域Gini系数变化的影响。基本方程如下:

① 高铁运行时间具体到月份并换算成年份。

$$Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 HSR_Line_{it} + \beta_2 Time_{it} + \beta_3 HSR_Line_{it} \times Time_{it} + \alpha_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $Gini_{it}$ 表示 i 线路 t 时期途径高铁站灯光值的基尼系数; HSR_Line_{it} 表示 i 线路 t 时期开通状态的虚拟变量, 开通取值为 1, 否则为 0。

(二) 内生性问题与工具变量选择

在研究高铁空间邻近效应问题上, 本文设定的计量模型可能存在内生性问题, 一方面高铁促进了区域经济发展, 另一方面高铁选址可能由经济发展水平所决定。因此, 我们尝试从历史与地理两个角度寻找外生变量。

首先, 从历史角度出发, 构造一个虚拟交通网, 该网与现实中的高速铁路网高度相关, 但是不以现代经济与社会发展作为依据进行构建。Banerjee 等 (2012) 利用鸦片战争前期中国具有重要政治经济地位的城市以及《南京条约》中中国被迫开放的口岸城市作为主要节点, 将这些城市进行连线构造虚拟交通网路。19 世纪 40 年代, 中国在经济与政治有重要地位的城市包括北京、太原、兰州、西安、成都、贵阳、昆明、南昌等。1942 年, 第二次鸦片战争签订的《南京条约》中上海、宁波、福州、广州由于其战略位置被选择为通商口岸。

但是简单将这些节点城市直线连接所构建交通网路并未考虑到地形、修建成本等因素, 因此, 我们在构建虚拟交通网的时候将地形、修建成本等因素考虑。借鉴运输工程学相关文献 (Jha 等, 2001; Jong 和 Schonfeld, 2003) 提出的方法, 我们利用 ESRI 公司出版 ArcGIS 软件进行最低成本路线计算, 公式如下:

$$Cost_i = 1 + Slope_i + 25 \times Developed_i + 25 \times Water_i + 25 \times Wetland_i$$

其中, $Cost_i$ 表示通过栅格 i 修建道路的成本。 $Slope_i$ 表示栅格 i 的坡度值, 依据高程地图计算得到, 公式为坡度 = (高度差/水平距离) $\times 100\%$ 。其余变量为土地利用类型的虚拟变量, 栅格为该种土地利用类型时取值 1, 否则为 0。该数据来自 GLCNMO^① (The Global Land Cover by National Mapping Organizations) 的卫星数据, 每 5 年更新一次, 记录了 2003 年、2008 年和 2013 年全球土地利用状况。^② 其中 $Developed_i$ 为建成区, $Water_i$ 为河流湖泊, $Wetland_i$ 为湿地。最后根据最低成本栅格图确定我们所构建的虚拟高速铁路网, 以计算区域地理中心到这些线路的距离作为到高铁线路的距离工具变量。其次, 从地理环境维度出发, 本文根据 GLCNMO 中荒原/岩石以及荒漠面积作为到高铁线路距离的工具变量。这些变量与中国当前高铁网高度相关, 但与地区经济增长相关数据无直接相关性。

(三) 高速铁路界定与主要变量说明

根据《中长期铁路网规划》(2016—2030), 中国高铁线路分为主通道、区域铁路连接线和城际铁路三类。其中, 高铁主通道规划新增项目原则采用 250km/h 以上标准, 而人口稠密、经济比较发达、贯通特大城市的铁路可采用 350km/h 标准, 如京沪通道、京港(台)通道、沪昆通道等“八纵八横”即属于此类; 区域铁路连接线原则采用时速 250km/h 及以下标准, 如东部地区的北京—唐山、东北地区的朝阳—盘锦、中部地区的郑州—阜阳、西部地区的兰州—张掖线路都是属于此类; 城际铁路原则采用 200km/h 及以下标准, 以服务城市群发展为主要功能, 如京津、津保等线路属于此

① 该数据来源于日本地理空间信息管理局 (GSI), 利用遥感技术和 MODIS 数据编制的。数据覆盖整个地球 500 米 (15 秒) 的时间间隔 (对于版本 2 和版本 3)。

② 该数据库按照联合国粮农组织 (The Food and Agriculture Organization, FAO) 的划分标准将全球土地覆盖状况分为 20 类, 包括: (1) 常绿阔叶林; (2) 落叶阔叶林; (3) 常绿针叶林; (4) 落叶针叶林; (5) 混交林; (6) 开闢树林; (7) 灌木丛; (8) 草原; (9) 草原/稀疏树木; (10) 稀疏植被; (11) 耕地; (12) 稻田; (13) 耕地/其他植物; (14) 红树林; (15) 湿地; (16) 荒原/岩石; (17) 荒漠; (18) 建成区; (19) 冰/雪; (20) 水体。

类。而根据《高速铁路设计规范(试行)》(2009),高速铁路为新建铁路旅客列车设计最高行车速度达到 250km/h 及以上的铁路。由此可见,这两类文件对高速铁路的概念界定是不同的,与《高速铁路设计规范(试行)》(2009)相比,《中长期铁路网规划》(2016—2030)涵盖的范围更广。基于本文研究需要,同时借鉴了一些国际组织关于高速铁路的定义,本文将中国高速铁路区分为广义和狭义。其中,广义高铁为《中长期铁路网规划》(2016—2030)认定的所有高铁线路类型;狭义高铁为设计运行达 250km/h 及以上的铁路线路。

为全面考察高铁对中国区域经济发展的影响,本文根据《中国铁道年鉴》、中国铁路运行路线图及相关铁路规划资料将 2007—2013 年正在建设高铁站和高铁站建成通车的区域全部纳入研究范围,并依据高铁线路设计运行的速度进行分类研究。

(四)主要变量说明及数据描述

结合高铁开通时间与夜间灯光数据记录的年份,我们将重点实证分析的时间范围划分为 2005—2013 年,而一些使用 GDP 数据进行稳健性检验的方程则会延伸至 2016 年,将样本确定为地级及以上城市的市辖区和县域行政区(包括县级市和一般县级行政区),以下为文章中使用的主要变量介绍。

1. 全球夜间灯光数据

人均 GDP、人口规模等变量常用来反映一国或某一地区经济发展水平。由于外界长期怀疑中国官方 GDP 数据的真实性(徐康宁等,2015),而全球夜间灯光数据与一国或地区的 GDP 高度正相关(Sutton 和 Costanza,2002;Chen 和 Nordhaus,2010;Henderson 等,2012;Michalopoulos 和 Papaioannou,2013;Hodler 和 Raschky,2014),可以准确揭示一国或某一地区经济发展水平(范子英等,2016)。因此,本文使用全球夜间灯光数据作为经济发展水平的代理变量。

全球夜间灯光数据来自美国空军的国防气象卫星计划(Defense Meteorological Satellite Program,DMSP)发射携带线性扫描业务系统(Operational Line Scan Program,OLS)传感器的卫星记录地球夜间灯光的强度,^①于 1992 年开始记录数字档案。美国国家海洋和大气管理局(National Oceanic and Atmospheric Administration,NOAA)国家地球物理数据中心(National Geophysical Data Center,NGDC)的科学家处理这些原始数据并将最终数据进行公布。^②该数据像素为 30 弧秒的网格,经度跨度 -180 度至 180 度,纬度 -65 度到 75 度,覆盖中国所有地区。NOAA 对外公布稳定灯光、平均可见灯光、无云覆盖灯光以及平均灯光四种灯光数据,本文根据研究需要,使用稳定灯光数据进行分析。^③稳定灯光数据的灰度(DN)值范围为 0~63,0 表示没有可见光,63 为饱和值。

值得注意的是,尽管 NGDC 已经对原始灯光数据进行了噪声处理,但依然存在新旧卫星交接时同一年份不同卫星数据不可比的问题。现有文献处理此问题有两种方法:一是直接对灯光值进行校准,纠正卫星偏差;^④二是在计量经济模型设定时通过用年份固定效应来克服这一问题(Henderson 等,2012)。本文将同时使用这两种方法。除此之外,本文与地理相关的地图使用亚洲北部阿尔伯特

① 这些传感器被设计为收集低光成像数据以检测月光云,灯光数据的收集是其副产品。

② 数据下载网址为 <http://www.ngdc.noaa.gov/dmsp/download.html>。

③ 在处理过程中,它们会消除强烈的自然光源,使结果呈现人造光;云遮盖地球表面的观测也被排除在外。公布的灯光有三种,本文选择经过处理的灯光数据,包含来自城市、城镇和其他持续不断的灯光照明,包括燃气、火炬,然后识别并替换了背景噪音值为零。数据值范围为 1~63。

④ 遥感学方面的文献(Elvidge 等,2009;Li 等,2013)采用一种“相互校准”(Intercalibration)的方法来解决传感器设置随卫星以及卫星年龄变化的问题,一些使用夜间灯光数据的经济学研究也采取了这种方法进行校准(范子英等,2016;徐康宁等,2015)。本文也使用这种比较广泛认可的方法进行校准。

等积投影(Asia North Albers Equal Area Conic)进行等面积投影,大地坐标选择 WGS1984。

2. 主要控制变量

(1)适宜发展生产的土地占比。由于一个地区的夜间灯光强度与其土地利用结构密切相关,荒漠等不应该被计算在适应发展生产的土地范围。我们根据 GLCNMO 记录的中国 2003 年、2008 年和 2013 年土地利用状况,构建“适宜发展生产的土地占比=(耕地+稻田+耕地其他植物+建成区)/全区行政区面积”指标来控制适宜发展生产用地对地区经济发展的影响,并与夜间灯光数据进行匹配。由于土地结构数据非时间连续,因此本文将 2003—2005 年、2006—2010 年、2011—2013 年夜间灯光数据分别与 2003、2008 和 2013 年土地结构数据进行匹配。(2)自然条件因素。宜人的气候条件会通过吸引人口聚集等促进地区经济增长,根据 Beeson 等(2001)、Black 和 Henderson(1999)、Rappaport 和 Sachs(2003)、Wang 和 Wu(2011)、王垚等(2015)的研究,本文使用气候来代表该地区的自然条件。其中,气候因素以该地区的年平均降水量、年平均温度表示。^① 此外,其他控制变量有产业结构(用二、三产业比表示)等。^②

三、实证结果分析

(一)高铁开通对经济增长的影响

从现有研究高铁对中国区域经济增长影响的文献来看,学者们大多采用 DID 方法以一段时期内该区域高铁是否开通来进行分组对比研究(王垚、年猛,2014a, 2014b; 张俊, 2017; Qin, 2017)。我们使用同样的方法估计(见表 1)。在控制了经济与自然因素的情况下,无论是以广义高铁还是狭义高铁作为样本,高铁虚拟变量与时间的交叉项系数都为负,即高铁并没有促进一个地区的经济发展。同时为验证以灯光数据进行回归得到结果的稳健性,我们还以各区域 GDP 为解释变量进一步进行检验。依然能够得出相应的结论,表明结果是稳健的。

然而,采用是否开通高铁作为衡量高铁的代理变量涵盖信息量偏少,一方面忽视了高铁这种大型基础设施所具有的时间累积效应,即一些大规模的交通基础设施所产生的经济效应存在滞后往往无法立即体现;另一方面忽视了高铁对其邻近地区的影响。本文将在下一部分试图从新的维度捕捉更多信息来估计高铁对区域经济增长的影响。

(二)高铁运行时间对区域经济增长的影响——“时间累积效应”

大型交通基础设施对经济增长的效用往往随时间的推移才会逐渐发挥作用,高铁亦是如此。因此,本文根据样本观测期(2007—2013 年)计算各区域高铁从开始运营到观测期的时间并将该变量纳入计量方程,得到回归结果(见表 2)。据此,得出以下结论。

第一,高铁对区域经济增长具有显著的正向时间累积效应。根据回归结果(1)和(8)我们可以

① 其中,气候因素以该地区的一月平均最低气温、七月平均最高气温、日平均降水量来衡量。气候数据来源于 1950—2010 年各省、市、自治区气候资料处理部门逐月上报的《地面气象记录月报表》。需要说明的问题如下:首先,对于在 1950 年并没有建立,或者在 2010 年之前终止记录的气象站点,使用存在时间段内记录数据的平均值(气象数据来自全国 756 个气象观测站 1951—2010 年的数据,按照每个地级市的范围选定其观测站,如果遇到多个观测站取各站均值。1990 年数据使用 1951—1990 年的均值;2000 年数据使用 1951—2000 年的均值;2010 年数据使用 1951—2007 年的均值);其次,由于气象中心的数据以气象站点为统计单位,而一个地级市范围内可能会存在多个气象站点,另外一些地区则可能没有气象站点。对待前者的处理方式使用多个气象站点的平均数据;对于后者,选择距离其最近的站点作为替代。

② 由于版面有限,本文实证部分使用的主要数据统计描述详见电子版附录。

得知:在全样本情况下(包括地级及以上城市市辖区、县级行政区),无论广义高铁还是狭义高铁,随累积运营时间的增加其对区域经济增长的影响就越大。在其他因素不变的条件下,广义高铁运营每增加 1 年,夜间灯光值增长率上升 0.024 个百分点;狭义高铁运营每增加 1 年,夜间灯光值增长率上升 0.023 个百分点。

表 1

高铁开通对经济增长的影响

解释变量	被解释变量:增长率					
	广义高铁			狭义高铁		
	灯光	灯光	GDP	灯光	灯光	GDP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
基期发展水平						
ln(基期灯光)	-0.459*** (0.012)	-0.450*** (0.013)	-0.310*** (0.007)	-0.458*** (0.012)	-0.449*** (0.013)	-0.311*** (0.007)
高铁变量						
高铁运行	0.085*** (0.008)	0.096*** (0.009)	0.271*** (0.034)	0.083*** (0.008)	0.099*** (0.009)	0.365*** (0.037)
高铁运行×2005	-0.116* (0.066)	-0.038* (0.020)	-0.100*** (0.035)			
高铁运行×2006	-0.043*** (0.016)	-0.047*** (0.017)	-0.022 (0.043)	-0.023* (0.013)	-0.036*** (0.013)	-0.107*** (0.040)
高铁运行×2007	-0.030*** (0.011)	-0.034*** (0.012)	-0.034 (0.036)	-0.021** (0.011)	-0.029** (0.012)	-0.061 (0.038)
高铁运行×2008	-0.053*** (0.020)	-0.059*** (0.022)	-0.051 (0.038)	-0.058*** (0.020)	-0.073*** (0.022)	-0.073* (0.041)
高铁运行×2009	-0.146*** (0.011)	-0.152*** (0.012)	-0.054 (0.034)	-0.139*** (0.012)	-0.148*** (0.013)	-0.076** (0.038)
高铁运行×2010	-0.073*** (0.008)	-0.083*** (0.009)	-0.089** (0.037)	-0.068*** (0.009)	-0.082*** (0.009)	-0.138*** (0.041)
控制变量						
ln(人口)	0.233*** (0.019)	0.244*** (0.021)	1.602*** (0.054)	0.236*** (0.019)	0.247*** (0.021)	1.596*** (0.054)
适宜发展生产的土地占比	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.016*** (0.002)	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.016*** (0.002)
产业结构	0.280*** (0.055)	0.293*** (0.063)	1.391*** (0.149)	0.283*** (0.056)	0.295*** (0.063)	1.386*** (0.150)
降水量		0.000079*** (0.000)	0.000294*** (0.000)		0.000079*** (0.000)	0.0002951*** (0.000)
1月平均温度		0.006*** (0.002)	0.047*** (0.003)		0.006*** (0.002)	0.047*** (0.003)
7月平均温度		0.009*** (0.002)	-0.020*** (0.004)		0.009*** (0.002)	-0.018*** (0.004)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应模型	是	是	是	是	是	是
Observations	19288	17434	18207	19288	17434	18207
R-squared	0.316	0.322	0.231	0.315	0.322	0.232

注:(1)括号内的数字是估计系数稳健的标准误;(2)*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。下同。

表 2 高铁的时间累积效应对经济增长的影响

解释变量	被解释变量:增长率													
	广义高铁							狭义高铁						
	灯光							灯光						
	全样本	地级及以上城市市辖区	县级行政区	县级市	比较	GDP		全样本	地级及以上城市市辖区	县级行政区	县级市	比较	GDP	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
基期发展水平														
	ln(基期灯光)	-0.454 ^{***} (0.013)	-0.322 ^{***} (0.033)	-0.460 ^{***} (0.014)	-0.456 ^{***} (0.014)	-0.517 ^{***} (0.037)	-0.454 ^{***} (0.013)	-0.244 ^{***} (0.007)	-0.453 ^{***} (0.013)	-0.319 ^{***} (0.032)	-0.460 ^{***} (0.014)	-0.455 ^{***} (0.014)	-0.514 ^{***} (0.037)	-0.454 ^{***} (0.013)
高铁运行时间														
	高铁运行时间×地级市	0.024 ^{***} (0.002)	0.019 ^{***} (0.003)	0.028 ^{***} (0.002)	0.030 ^{***} (0.003)	0.027 ^{***} (0.003)	0.028 ^{***} (0.002)	0.135 ^{***} (0.006)	0.023 ^{***} (0.002)	0.018 ^{***} (0.003)	0.027 ^{***} (0.002)	0.028 ^{***} (0.003)	0.025 ^{***} (0.003)	0.027 ^{***} (0.002)
控制变量														
	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应模型														
	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	17434	2144	15272	12495	2795	17416	18207	17434	2144	15272	12495	2795	17416	18207
R-squared	0.220	0.163	0.224	0.223	0.239	0.220	0.155	0.219	0.160	0.223	0.222	0.237	0.220	0.151

注:控制变量包括人口、适宜发展生产的土地占比、产业结构、降水量、1月平均温度和7月平均温度等,因版面限制而未列出。

第二,无论是县级行政区还是地级及以上市辖区都受益于高速铁路的运行,但各类区域经济增长率受益于高铁的程度不同,普通县最高,其次是县级市和地级及以上城市市辖区。^① 本文样本空间包括地级及以上城市市辖区、县级市和县,从回归结果(2)~(5)和(9)~(12)来看,这些不同类型的区域都显著受益于高速铁路的开通运行。回归结果(6)和(13)比较了地级及以上城市与县级地区的差别,以广义高铁的结果(6)为例,高铁运营每增加 1 年,夜间灯光值增长率上升 0.028 个百分点,但高铁运行时间与地级及以上城市的交叉项系数为 -0.011,说明地级及以上城市的时间累积效应低于平均水平 0.011 个百分点。根据回归结果(2)~(5),广义高铁运行每增加 1 年,可以提高一般县的夜间灯光增长率 0.027 个百分点,县级市 0.030 个百分点,地级及以上城市市辖区 0.019 个百分点。而狭义高铁运行每增加 1 年,对一般县、县级市、地级及以上城市市辖区的夜间灯光增长率分别提高 0.028 个、0.025 个和 0.018 个百分点,如回归结果(9)~(12)所示,表明结果是稳健的。

一般县级行政区的高铁运行时间累积效应最高的原因可能在于:在中国,一般情况下地级及以上城市经济发展水平要高于县级市,而县级市经济发展水平要高于一般的县级行政区,由于地区经济发展水平往往与交通等基础设施发达和完善程度高度相关。因此,在交通基础设施种类及完善方面,地级及以上城市平均要优于县级市,而县级市平均要优于一般县级行政区;根据要素边际投入递减规律,高铁在交通基础设施相对不发达的县级行政区所产生的效用必然要高于县级市,而县级市又高于地级及以上城市,这可以解释高速铁路为何对经济要素相对缺乏的一般县级区域的经济增长贡献率最高,其次是县级市和地级及以上行政区。

这部分估计结果与目前研究中国高铁对区域经济影响的一些文献不同。例如,Qin(2017)的研究认为高铁的开通一定程度上造成了“高铁县”GDP 的损失;王垚和年猛(2014a)以地级行政区为样本,认为高铁并没有促进区域经济增长;而张俊(2017)的研究则认为,高铁的开通对县级市具有显著正向影响,但对其他县级行政区影响则不明显。此外,本部分的研究还发现,高速铁路对一般县级区域的经济增长率作用最大,其次是县级市和地级及以上行政区,并未发现存在高铁“虹吸效应”的证据。张克中和陶东杰(2016)的研究认为高铁的开通显著降低了沿途非区域中心城市的经济增长率。此外,我们以各区域 GDP 为解释变量进一步进行检验(见表 2 回归结果(7)和(14)),依然能够得出相应的结论,表明结果是稳健的。

(三)距高铁站点远近对区域经济增长的影响——“空间邻近效应”

高铁站点对经济的推动可能不仅局限于高铁站点所在的行政区域,对周边地区也有辐射和带动作用。因此,我们将区域地理中心到高铁站的距离纳入计量模型中,分析高铁是否存在空间邻近效应。回归结果如表 3 所示,据此我们可以得出以下结论。(1)距离高铁站越近的地区经济增长速度越快。我们采用固定效应模型进行分析,如回归结果(1)所示,在其他因素不变的情况下,到高铁站点的距离缩短 1%,夜间灯光增长率就会显著增加 0.049 个百分点。如前文所示,模型中可能存在内生性问题,如高铁站选址可能是受经济发展水平决定。因此,我们使用前文所提及的工具变量进行回归,结果如表 3 第(2)列所示,到高铁站点的距离缩短 1%,夜间灯光增长率就会显著增加 0.045 个百分点,该结果与第(1)列相比,高铁辐射的作用更大。(2)高铁的空间邻近效应不仅存在于地级及以上市辖区,还存在于县级行政区。我们使用固定效应模型进行分析,加入距离与地级及以上城市的交叉项,回归结果如第(3)列所示。在其他因素不变的情况下,到高铁站点

① 为避免空间重叠,“地级及以上城市”在本文是指地级及以上城市的市辖区,“县级行政区”主要包括一般县和县级市;“县”是指不包括县级市的县级行政区区域;而“县级市”即指昆山这类的县级市。

的距离缩短 1% ,夜间灯光增长率就会显著增加 0. 056 个百分点,距离与地级及以上城市的交叉项显示高铁对地级及以上城市的邻近效应低于全国平均水平 0. 030 个百分点,地级及以上城市到高铁站点的距离缩短 1% ,夜间灯光增长率仅会显著增加 0. 026 个百分点。由此可知,相比于地级及以上城市,高铁对县级行政区的发展带动与辐射作用更强。

表 3

高铁的空间邻近效应对区域经济增长的影响

解释变量	被解释变量:增长率				
	灯光				GDP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
基期发展水平					
ln(基期灯光)	- 0. 544 *** (0. 014)	- 0. 540 *** (0. 016)	- 0. 547 *** (0. 014)	- 0. 542 *** (0. 016)	- 0. 188 *** (0. 011)
高铁变量					
ln(到高铁站距离)	- 0. 049 *** (0. 002)	- 0. 045 *** (0. 010)	- 0. 056 *** (0. 003)	- 0. 049 *** (0. 011)	- 0. 214 *** (0. 032)
ln(到高铁站距离) × 地级市			0. 030 *** (0. 004)	0. 024 ** (0. 010)	0. 132 *** (0. 029)
控制变量					
ln(人口)	0. 252 *** (0. 062)	0. 258 *** (0. 061)	0. 254 *** (0. 064)	0. 263 *** (0. 061)	1. 693 *** (0. 163)
适合发展经济面积/总面积	0. 183 *** (0. 022)	0. 191 *** (0. 033)	0. 179 *** (0. 022)	0. 191 *** (0. 031)	2. 720 *** (0. 109)
二、三产业比	0. 003 *** (0. 001)	0. 003 *** (0. 000)	0. 003 *** (0. 001)	0. 003 *** (0. 000)	0. 019 *** (0. 002)
降水量	0. 000 *** (0. 000)	0. 000 *** (0. 000)	0. 000 *** (0. 000)	0. 000 *** (0. 000)	0. 000 *** (0. 000)
1 月平均温度	0. 009 *** (0. 001)	0. 009 *** (0. 001)	0. 009 *** (0. 001)	0. 009 *** (0. 001)	0. 019 *** (0. 003)
7 月平均温度	0. 007 *** (0. 002)	0. 007 *** (0. 002)	0. 007 *** (0. 002)	0. 007 *** (0. 002)	- 0. 064 *** (0. 006)
面板数据 - 固定效应	是	是	是	是	是
工具变量	否	是	否	是	是
Observations	15449	15442	15433	15426	16317
R ²	0. 279	0. 279	0. 281	0. 281	0. 029
Under-Identification Test	—	487. 476	—	451. 955	444. 468
P-Value	—	0	—	0	
Over-Identification Test	—	4. 876	—	3. 789	8. 463
P-Value	—	0. 087	—	0. 150	0. 015

注:回归方程(2)和(4)使用了工具变量,采用 GMM 方法,并进行相关性检验,首先,识别不足检验(Under-Identification Test): 用于检验工具变量的合理性。H₀:工具变量与内生变量相关。采用 Kleibergen-Paap rk LM 统计量。其次,过度识别检验(Over-Identification Test):用于检验工具变量的合理性。H₀:工具变量与内生变量相关,与干扰项不相关。采用 Hansen J 统计量。

综上,我们可以得出,高铁站点对周边经济发展有带动作用,而且对于县级行政区的带动作用更加明显。这是由于地级及以上行政区在政策、投资与基础设施方面有更多的优势,交通基础设施边际效应存在递减现象,相比之下,县级行政区可利用的资源相对较少,高铁这种大型交通基础

设施的边际效应更高。

(四) 高铁的区域一体化效应

据前文所述,高铁不仅显著促进了地级及以上城市、县级市、一般县级行政区以及邻近区域的经济增长,而且高铁对不同区域的带动作用也显著不同,经济发展平均水平相对较低的一般县级行政区受益较高,其次是县级市和地级及以上城市市辖区,由此我们可以认为高铁有助于缩小区域之间的经济发展差距、促进空间均等化。

为进一步考察高铁是否促进还是扩大了各区域直接的经济发展差距,检验高铁是存在“虹吸效应”还是“扩散效应”,我们以高铁运行线路为一组,计算每条高铁线路在运行前后该线路上的基尼系数,构建面板数据来分析高铁线路开通运行对基尼系数的影响。

基尼系数计算公式如下:

$$I_{Gini} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \left[\frac{(v_i)^2 - (v_{i+1})^2}{(v_i)^2} \right] y_i}{\mu}$$

其中, $v_i = \sum_{h=i}^n w_h$, $\mu = (\sum_{i=1}^n w_i y_i) / \sum_{i=1}^n w_i$, w_i 为区域 i 的权重系数(以 i 地区 GDP 占全部区域比重表示), y_i 为区域 i 的夜间灯光指数。^①

使用 DID 固定效应模型进行分析(见表 4),我们发现,无论广义高铁还是狭义高铁,其与时间的交叉项都基本为负,表明高铁线路对于缩小区域之间的差异有显著影响。^②

表 4 高铁的区域一体化效应

变量	被解释变量: 高铁线路 Gini 系数							
	建设				运行			
	广义		狭义		广义		狭义	
	灯光	GDP	灯光	GDP	灯光	GDP	灯光	GDP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
高铁因素								
高铁线路	0.077 *** (0.018)	0.581 *** (0.076)	0.042 *** (0.014)	0.505 *** (0.074)	0.038 *** (0.014)	0.861 *** (0.111)	0.037 *** (0.012)	0.586 *** (0.060)
高铁线路 × 2005	-0.108 *** (0.023)	-0.581 *** (0.076)	-0.071 *** (0.020)	-0.505 *** (0.074)				
高铁线路 × 2006	-0.105 *** (0.023)	-0.581 *** (0.076)	-0.071 *** (0.020)	-0.505 *** (0.074)				
高铁线路 × 2007	-0.099 *** (0.022)	-0.581 *** (0.076)	-0.062 *** (0.019)	-0.505 *** (0.074)	-0.105 *** (0.024)	-0.861 *** (0.111)		
高铁线路 × 2008	-0.089 *** (0.021)	-0.581 *** (0.076)	-0.048 *** (0.016)	-0.505 *** (0.074)	-0.085 *** (0.025)	-0.861 *** (0.111)	-0.098 *** (0.022)	-0.586 *** (0.060)
高铁线路 × 2009	-0.085 *** (0.020)	-0.581 *** (0.076)	-0.044 *** (0.014)	-0.505 *** (0.074)	-0.068 *** (0.023)	-0.861 *** (0.111)	-0.084 *** (0.022)	-0.586 *** (0.060)
高铁线路 × 2010	-0.083 *** (0.020)	-0.581 *** (0.076)	-0.041 *** (0.014)	-0.505 *** (0.074)	-0.058 *** (0.020)	-0.861 *** (0.111)	-0.069 *** (0.020)	-0.586 *** (0.060)

① 这里区域样本空间单元依然是拥有高铁站点的地级及以上城市市辖区、县级市和一般县级行政区。
 ② 这里我们无法使用高铁时间累积效应分析,因为在一条线路的修建过程中,高铁站点并不是同时开始运行的。

续表 4

变量	被解释变量:高铁线路 Gini 系数							
	建设				运行			
	广义		狭义		广义		狭义	
	灯光	GDP	灯光	GDP	灯光	GDP	灯光	GDP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
高铁因素								
高铁线路 × 2011	-0.083 *** (0.020)	-0.581 *** (0.076)	-0.041 *** (0.014)	-0.505 *** (0.074)	-0.055 *** (0.020)	-0.861 *** (0.111)	-0.066 *** (0.020)	-0.586 *** (0.060)
高铁线路 × 2012	-0.083 *** (0.020)	-0.581 *** (0.076)	-0.041 *** (0.013)	-0.505 *** (0.074)	-0.051 *** (0.019)	-0.861 *** (0.111)	-0.060 *** (0.019)	-0.586 *** (0.060)
高铁线路 × 2013	-0.080 *** (0.020)	-0.581 *** (0.076)	-0.040 *** (0.013)	-0.505 *** (0.074)	-0.046 *** (0.017)	-0.861 *** (0.111)	-0.051 *** (0.016)	-0.586 *** (0.060)
高铁线路 × 2014		-0.581 *** (0.076)		-0.505 *** (0.074)		-0.861 *** (0.111)		-0.586 *** (0.060)
高铁线路 × 2015		-0.581 *** (0.076)		-0.505 *** (0.074)		-0.861 *** (0.111)		-0.586 *** (0.060)
高铁线路 × 2016		-0.581 *** (0.076)		-0.505 *** (0.074)		-0.861 *** (0.111)		-0.586 *** (0.060)
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	2001	2001	2001	2001	1733	1733	1599	1599
R-squared	0.154	0.588	0.092	0.497	0.093	0.856	0.097	0.572
r2_a	0.145	0.582	0.0821	0.490	0.0840	0.854	0.0883	0.566

四、结论与启示

尽管总体上中国高速铁路建设以贯通大城市群、经济发展水平相对发达的区域为主,但基于公平的考虑,一些经济相对并不发达的区域,比如一般县级行政区、县级市等也被纳入高速铁路网运行系统,这为我们尽可能全面分析高速铁路对区域经济发展的影响提供了足够的样本。本文以一般县级行政区、县级市、地级及以上城市市辖区为基本空间单元构建与是否开通高铁相关的面板数据,检验 2007—2013 年高铁对区域经济的影响,并且使用全球夜间灯光数据作为地区经济发展水平的代理变量,以避免 GDP 数据在实际统计中存在的误差问题,同时也使用 GDP 数据进行稳健性检验,以验证使用夜间灯光数据的可靠性。

实证研究发现,无论地级及以上城市、县级市、一般县还是高铁站邻近地区的经济增长都受益于中国高铁的运行,并且高铁具有显著的时间累积效应和空间邻近效应,即高铁运行时间越长对本地区经济增长的贡献就越大,距离高铁站点越近受到高铁辐射带动作用就越大。一方面,本文研究证实了交通基础设施可以惠及所有联通区域,具有总体经济增长效应 (Aschauer, 1989; Berechman, 2006; Hong, 2011; Donaldson, 2018)。另一方面,在纳入时间维度后,本文研究的结论证实了中国高速铁路网具有空间均等化作用(即扩散效应),并不支持新经济地理学中“由规模经济引致的本地市场效应,贸易成本降低会增强核心区的经济要素聚集效应,通过抑制边缘区经济增

长的同时促进核心区的经济增长,从而加剧了经济空间的不均等”这一重要结论。尽管 Faber (2014)使用中国“国道主干线”数据、Qin (2017)使用“中国高铁升级”数据、张克中和陶东杰 (2016)使用“中国高铁开通”数据都证实了新贸易理论或新经济地理学中本地市场效应的存在,支持了 Krugman 的相关理论,但本文的研究并不支持上述观点。本文估计的结果区别于其他研究的原因可能在于以下两个方面:一方面,衡量高铁的变量存在差别,我们从空间与时间两个维度考察高铁对区域经济的推动作用,包含了更多的信息;另一方面,本文在样本选择上,将一般县、县级市、地级及以上城市市辖区全部纳入分析范围,更加全面。

与现有文献提出的交通基础设施对经济增长的投资效应、成本节约效应和市场准入效应以及对空间格局影响的分布效应相比,本文提出另一种可能性的解释是交通基础设施投入存在边际效用递减。在中国,地级及以上行政区在政策、投资与基础设施方面优势比较明显,因此在交通基础设施种类及完善方面,地级及以上城市平均要优于县级市,而县级市平均要优于一般县级行政区;根据要素边际投入递减规律,高铁在交通基础设施相对不发达的县级行政区所产生的效用必然要高于县级市,而县级市又要高于地级及以上城市,这也就可以解释高速铁路为何对经济要素相对缺乏的一般县级区域的经济增长贡献率最高,其次是县级市和地级及以上行政区。

此外本文的研究对政府相关政策的制定具有重要意义。一方面,由于高速铁路具有显著的经济增长带动效应,在当前中国经济步入中高速增长的新常态下,将现代高速铁路网建设作为稳定经济增长的一种战略手段具有可行性;另一方面,本文研究认为高铁具有促进经济空间均等化的“扩散效应”,并没有明确证据表明高铁具有抑制落后地区发展的“虹吸效应”,因此在实施国家区域协调发展战略时可以将高速铁路网建设作为其中一项重要手段。

参考文献:

- 董艳梅,朱英明:《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》,《中国工业经济》2016 年第 10 期。
- 范子英、彭飞、刘冲:《政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究》,《经济研究》2016 年第 1 期。
- 王垚、年猛:《高速铁路带动了区域经济发展吗?》,《上海经济研究》2014a 年第 2 期。
- 王垚、年猛:《高速铁路与城市规模扩张——基于中国的实证研究》,《财经科学》2014b 年第 10 期。
- 王垚、王春华、洪俊杰、年猛:《自然条件、行政等级与中国城市发展》,《管理世界》2015 年第 1 期。
- 王雨飞、倪鹏飞:《高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化》,《中国工业经济》2016 年第 2 期。
- 徐康宁、陈丰龙、刘修岩:《中国经济增长的真实性:基于全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》2015 年第 9 期。
- 张俊:《高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究》,《经济学(季刊)》2017 年第 4 期。
- 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》,《经济学动态》2016 年第 6 期。
- Aschauer, D. A., Is Public Expenditure Productive? . *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, 1989, pp. 177 - 200.
- Banerjee, A., Esther, D., & Qian, N., On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China. The National Bureau of Economic Research, Working Paper, No. 17897, Vol. 2, 2012, pp. 1 - 53.
- Baum-Snow, N., Did Highways Cause Suburbanization? . *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 122, 2007, pp. 775 - 805.
- Baum-Snow, N., Loren, B., Henderson, J. V., Matthew, A. T., & Zhang, Q. H., Roads, Railroads, and Decentralization of Chinese Cities. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 99, 2017, pp. 435 - 448.
- Beeson, P. E., Dejong, D. N., & Troesken, W., Population Growth in U. S. Counties, 1840—1990. *Regional Science & Urban Economics*, Vol. 31, 2001, pp. 669 - 699.
- Berechman, J., Ozmen, D., & Ozbay, K., Empirical Analysis of Transportation Investment and Economic Development at State, County and Municipality Levels. *Transportation*, Vol. 33, 2006, pp. 537 - 551.
- Black, D., & Henderson, V., A Theory of Urban Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 107, 1999, pp. 252 - 284.

17. Calderón, C. , & Servén, L. , The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution. *World Bank Publications*, No. 270, 2004.
18. Chen, X. , & Nordhaus, W. D. , The Value of Luminosity Data as a Proxy for Economic Statistics. *Cowles Foundation Discussion Paper*, Vol. 1766, 2010, pp. 1 – 43.
19. Clark, C. F. , Wilson, F. , & Bradley, J. , Industrial Location and Economic Potential in Western Europe. *Regional Studies*, Vol. 3, 1969, pp. 197 – 212.
20. Donaldson, D. , & Hornbeck, R. , Railroads and American Economic Growth: A “Market Access” Approach. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 2, 2016, pp. 799 – 858.
21. Donaldson, D. , Railroads of the Raj: Estimating the Impact of Transportation Infrastructure. *American Economic Review*, Vol. 108, 2018, pp. 899 – 934.
22. Elvidge, C. D. , Sutton, P. C. , Ghosh, T. , Benjamin, T. , Tuttle, K. E. , Baugh, B. B. , & Edward, B. , A Global Poverty Map Derived from Satellite Data. *Computers & Geosciences*, Vol. 35, 2009, pp. 1652 – 1660.
23. Faber, B. , Trade Integration, Market Size and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System. *Review of Economic Studies*, Vol. 81, 2014, pp. 1046 – 1070.
24. Faini, R. , Cumulative Processes of De-Industrialisation in an Open Region: The Case of Southern Italy, 1951—1973. *Journal of Development Economics*, Vol. 12, 1983, pp. 277 – 301.
25. Fleisher, B. M. , & Chen, J. , The Coast-Noncoast Income Gap, Productivity, and Regional Economic Policy in China. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 25, 1997, pp. 220 – 236.
26. Fogel, R. W. , *Railroads and American Economic Growth*, Baltimore. Johns Hopkins Press, 1964.
27. Fujita, M. , Krugman, P. , & Venables, A. J. , *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. MIT Press, 2001.
28. Gunasekera, K. , Anderson, W. , & Lakshmanan, T. R. , Highway-Induced Development: Evidence from Sri Lanka. *World Development*, Vol. 36, 2008, pp. 2371 – 2389.
29. Henderson, J. V. , Storeygard, A. , & Weil, D. N. , Measuring Economic Growth from Outer Space. *American Economic Review*, Vol. 102, 2012, pp. 994 – 1028.
30. Helpman, E. , & Krugman, P. R. , *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*. MIT Press, 1985.
31. Hodler, R. , & Raschky, P. A. , Regional Favoritism. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, 2014, pp. 995 – 1033.
32. Hong, J. , Chu, Z. , & Wang, Q. , Transport Infrastructure and Regional Economic Growth: Evidence from China. *Transportation*, Vol. 38, 2011, pp. 737 – 752.
33. Huang, Y. S. , *Capitalism with Chinese Characteristics: Entrepreneurship and the State*. Cambridge University Press, 2008.
34. Jha, M. K. , McCall, C. , & Schonfeld, P. , Using GIS, Genetic Algorithms, and Visualization in Highway Development. *Computer-Aided Civil and Infrastructure Engineering*, Vol. 16, 2001, pp. 399 – 414.
35. Jong, J. , & Schonfeld, P. , An Evolutionary Model for Simultaneously Optimizing Three-dimensional Highway Alignments. *Transportation Research Part B*, Vol. 37, 2003, pp. 107 – 128.
36. Keeble, D. , Owens, P. L. , & Thompson, C. , Regional Accessibility and Economic Potential in the European Community. *Regional Studies*, Vol. 16, 1982, pp. 419 – 432.
37. Krugman, P. , Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. *American Economic Review*, 1980, Vol. 70, pp. 950 – 959.
38. Krugman, P. , Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, Vol. 99, 1991, pp. 483 – 499.
39. Lall, S. , Infrastructure and Regional Growth, Growth Dynamics and Policy Relevance for India. *The Annals of Regional Science*, Vol. 41, 2007, pp. 581 – 599.
40. Li, X. , Chen, X. L. , Zhao, Y. S. , Xu, J. , Chen, F. R. , & Li, H. , Automatic Intercalibration of Night-time Light Imagery Using Robust Regression. *Remote Sensing Letters*, Vol. 4, 2013, pp. 45 – 54.
41. Michalopoulos, S. , & Papaioannou, E. , Pre-colonial Ethnic Institutions and Contemporary African Development. *Econometrica*, Vol. 81, 2013, pp. 113 – 152.
42. Puga, D. , European Regional Policies in Light of Recent Location Theories. *Journal of Economic Geography*, Vol. 2, 2002,

pp. 373 – 406.

43. Qin, Y. , “ No County Left Behind?” The Distributional Impact of High-speed Rail Upgrades in China. *Journal of Economic Geography*, Vol. 17, 2017, pp. 489 – 520.
44. Rappaport, J. , & Sachs, J. D. , The United States as a Coastal Nation. *Journal of Economic Growth*, Vol. 8, 2003, pp. 5 – 46.
45. Rietveld, P. , Infrastructure and Regional Development. *The Annals of Regional Science*, Vol. 23, 1989, pp. 255 – 274.
46. Rodríguez-Pose, A. , & Fratesi, A. U. , Between Development and Social Policies: The Impact of European Structural Funds in Objective 1 Regions. *Regional Studies*, Vol. 38, 2004, pp. 97 – 113.
47. Roberts, M. , Deichmann, U. , Fingleton, B. , & Shi, T. , Evaluating China’s Road to Prosperity: A New Economic Geography Approach. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 42, 2012, pp. 580 – 594.
48. Sutton, P. C. , & Costanza, R. , Global Estimates of Market and Non-market Values Derived From Nighttime Satellite Imagery, Land Cover, and Ecosystem Service Valuation. *Ecological Economics*, Vol. 41, 2002, pp. 509 – 527.
49. Vickerman, R. W. , The Regional Impacts of Trans-European Networks. *The Annals of Regional Science*, Vol. 29, 1995, pp. 237 – 254.
50. Vickerman, R. , Spiekermann, K. , & Wegener, M. , Accessibility and Economic Development in Europe. *Regional Studies*, Vol. 33, 1999, pp. 1 – 15.
51. Wang, C. , & Wu, J. J. , Natural Amenities, Increasing Returns and Urban Development. *Journal of Economic Geography*, Vol. 11, 2011, pp. 687 – 707.
52. Yamaguchi, K. , Inter-regional Air Transport Accessibility and Macro-economic Performance in Japan. *Transportation Research Part E*, Vol. 43, 2007, pp. 247 – 258.

Transportation Infrastructure, Economic Growth and Spatial Equalization

—Natural Experiment Based on High-speed Railway in China

NIAN Meng (Rural Development Institute, CASS, 100732)

Abstract: As a large-scale inter-regional transportation infrastructure, high-speed railway will have an important impact on regional economic growth and economic spatial pattern. Since the large-scale construction of high-speed railways kicked off in China, most of domestic empirical studies find that the high-speed railways, once open to traffic, have the “siphon effect”: they will promote the economic growth in developed regions, but not so in underdeveloped regions. We believe that this finding is due to the failure to include more types of spatial scales or consider the cumulative effect of time in the operation of large transport infrastructure. This paper uses the general county-level administrative districts, county-level cities, and municipal districts at the prefecture level and above as the basic spatial units, and uses global nighttime lighting data as proxy variables for economic development to examine the time cumulative effect and spatial proximity effect of high-speed railways on regional economic growth and spatial structure from 2007 to 2013. The empirical study shows that the longer the high-speed railway is in service, the stronger its effect on regional economic growth, showing a significant time cumulative effect; that the closer a region is to the high-speed railway stations, the greater the benefits, showing a significant spatial proximity effect; and that the high-speed railway can significantly drive the economic growth in all regions it connects, but the effect varies for different types of regions: general counties benefit the most from it, followed by county-level cities and prefecture-level cities and above. In addition, through the construction of the Gini coefficient of high-speed railway stations, we find the operation of high-speed railways will help reduce the regional gap and promote the equalization of economic space.

Keywords: High-speed Railway, Economic Growth, Spatial Equalization

JEL: R12, R58

责任编辑: 汀 兰