

# 中国的高速铁路建设与城市经济增长

刘勇政 李岩

(中国人民大学财政金融学院/中国财政金融政策研究中心 北京 100872)

**摘要:** 本文以中国在跨地区、跨年份的高铁建设为契机,通过运用2000年至2013年280个地级市的面板数据和双重差分方法,实证检验了高铁开通对城市经济增长的影响,并着重探讨了高铁开通的时滞效应、空间溢出效应和内生性问题。本文发现,高铁建设不仅带动了本地的经济增长,同时也促进了相邻城市的经济增长。平均而言,高铁开通城市的年均经济增长速度高于未开通城市2.7个百分点;高铁开通城市的相邻城市的年均经济增长速度高于其它未开通城市2个百分点。本文的进一步分析表明,高铁建设促进了城市产业结构调整并加速了城镇化进程。

**关键词:** 高铁建设; 城市经济增长; 内生性

JEL 分类号: H41, H43, O47 文献标识码: A 文章编号: 1002-7246(2017)11-0018-16

## 一、引言

自2008年8月中国开通第一条高速铁路(京津城际铁路)以来,高速铁路在中国得到了迅猛发展。截止2015年初,中国已建立建成20余条高速铁路线,运营总里程累计超过1.9万公里,居世界第一。

作为提振经济、促进发展的重要交通基础设施投资项目,高铁建设已然成为国家发展战略之一和中国整体经济增长的新带动点。2016年3月通过的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》(简称“十三五”规划)明确要求构建内通外联的运输通道网络、建设现代高效的城际城市交通,加快中西部铁路建设和在城镇化地区开通城际铁路,这进一步支持了高速铁路网在中国的大规模铺设。在此背景下,客观、准确地把

收稿日期: 2017-06-13

作者简介: 刘勇政(通讯作者) 经济学博士,副教授,中国人民大学财政金融学院和中国财政金融政策研究中心,Email: yongzheng.liu@ruc.edu.cn.

李岩 经济学学士,硕博连读生,中国人民大学财政金融学院,Email: liyan19940617@ruc.edu.cn.

\* 感谢国家自然科学基金青年项目(71403276)、国家自然科学基金面上项目(71773128)和国家自然科学基金重点项目(71533006)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

握高铁建设对地区经济增长的实际影响显得尤为迫切并具有重要的现实意义。

从理论上讲,高速铁路能够缩短区域空间距离,对地区经济增长产生积极作用。这一作用主要体现在增加资本投入、促进人口迁移、提高全要素生产率(TFP)和产生城市集聚效应等四个方面。首先,由于中国近三十年来的经济增长主要依赖于投资驱动,高铁建设的资本投入及其相关产业投资作为资本要素能够直接刺激经济增长;其次,高铁开通便利了交通,促进了区域间人口迁移,产生了多方面积极作用。例如,高铁丰富了地区间连通和信息交换,有利于人口迁入和迁出,提升就业水平(董艳梅和朱英明,2016)。同时,高铁加快了劳动力资源的跨区域流动,刺激房地产、旅游以及餐饮等服务业的快速发展,推动城镇化进程并促使经济结构由制造业向服务业调整;再次,高铁对TFP有积极影响。高铁开通增强了劳动力等资源要素的流动性,对地区内企业生产成本特别是人力资本产生重要影响,有利于改善企业间要素配置效率;最后,高铁产生了经济集聚效应。高铁加强了城市群经济联系,加快了人流、物流、信息流的聚集传递(张学良,2012),并改善了城市间可达性水平,引起“集聚租金”的变化,最终改变城市空间结构和经济集聚状态(李红昌等,2016)<sup>①</sup>。

从实证上看,Aschauer(1989)和Garcia-Milà et al.(1996)较早研究了美国交通基础设施投资的产出弹性,但他们得到了截然相反的结论。国内学者对这一问题的研究虽然取得了相对较为一致的结论,但亦有一些不同的发现。例如,张学良(2007)认为政府大规模建设公共交通基础设施可以有效地拉动经济、带动区域间协同发展;王垚和年猛(2014)则认为在经济发展步入缓慢期时,中国的高速铁路建设并未拉动经济增长。总体而言,文献上比较一致的看法是:高铁建设是区域经济发展的一个充分条件,它的实际作用受其它配套因素的影响。另外,高铁建设的空间溢出效应更具争议,即高铁建设是否产生了正的外溢性从而扩大了经济影响力并带动了周边地区的经济发展,抑或是高铁建设通过吸引毗邻地区的资本和劳动力从而抑制了相邻地区的经济发展。另外,高铁开通城市的选择往往具有内生性,因而,实证检验上如何有效地解决内生性问题以减少估计误差亦是个亟待解决的问题。

本文以中国在跨地区、跨年份的高铁建设为契机,运用2000年至2013年280个地级市的面板数据和双重差分法(Difference-in-differences),实证检验了高铁开通对城市经济增长的影响,并着重探讨了高铁开通的时滞效应、空间溢出效应和内生性问题。本文发现,高铁建设不仅带动了本地的经济增长,同时也促进了相邻城市的经济增长。平均而言,高铁开通城市的年均经济增长速度高于未开通城市2.7个百分点;高铁开通城市的相邻城市的年均经济增长速度高于其它未开通城市2个百分点。本文的进一步分析表明,高铁建设促进了城市产业结构调整并加速了城镇化进程。

<sup>①</sup> 然而,高速铁路建设往往具有投资规模庞大,建设周期较长,成本收回缓慢的特点,高铁沿线配套基础设施的建设容易给地方政府造成财政赤字压力,较低效率的政府投资也可能挤出效率较高的私人投资。特别是当经济步入缓慢增长长期时,高铁建设可能对地区经济增长产生负向效应(刘荃和端木和峰,2010)。

本文余下部分结构如下:第二部分对现有文献进行简要综述并阐述本文的边际贡献;第三部分介绍数据与变量;第四部分实证分析高铁开通对城市经济增长的影响;第五部分进一步讨论高铁开通对城市产业结构和城镇化水平的影响;第六部分是文章结论。

## 二、文献综述

上世纪 40 年代,Rosenstein - Rodan 在其提出的大推动理论(The theory of the big push)中指出:推动一个国家经济发展和社会进步的前提之一是对基础设施的投资建设(Rosenstein - Rodan,1943)。此后,陆续有学者发展并完善了该理论,有关基础设施建设与经济增长的关系也逐步成为国内外学者研究的热点话题。

迄今为止,学者们从多个角度研究了基础设施与经济增长的关系,得到了不一致的结论。Aschauer(1989)较早开始研究美国交通基础设施的产出弹性问题,他利用美国 1949 - 1985 年的时间序列数据,依照生产函数模型计算得到了正的产出弹性,表明交通基础设施投资提高了私人产出和要素生产率。Hulten et al.(2006)利用印度运输和电力等基础设施行业的数据,研究发现公共基础设施发展对印度 TFP 增长的贡献率将近一半。Ponce and Navarro(2016)通过研究墨西哥建筑业和通讯业的投资效应,论证了基础设施投资对经济增长的正向作用。然而,亦有学者对此进行了质疑。例如,Garcia - Milà et al.(1996)利用美国 1970 - 1983 年的州际面板数据重新检验了高速公路等公共投资对产出的贡献,他们的结论是公共投资并未带动经济增长。Rodríguez - Pose and Crescenzi(2006)发现欧洲的基础设施建设与经济增长存在阶段性特征。

相较而言,国内学者对中国基础设施建设的经济增长效应的研究得到了相对较为一致的结论,即基础设施建设促进了地区经济发展(例如,刘生龙和胡鞍纲,2010)。同时,有部分学者认为基础设施建设与地区经济增长之间呈现“倒 U 型”关系,近年来我国处于上升阶段(贾俊雪,2017)。郭庆旺和贾俊雪(2006)通过 VAR 方法分析了我国 1978 - 2004 年公共投资对长期经济增长的影响,表明政府提供的物质资本投资对经济增长有显著促进效应,人力资本投资则不利于短期经济增长。王任飞和王进杰(2007)运用相同方法分析了多个时间序列数据,亦得到了大部分基础设施投资对经济增长有推动作用的结论。此外,唐东波(2015)的研究表明,我国基础设施投资对于私人投资具有较强的挤入效应,这对经济增长产生了显著的正向作用;李稻葵等(2016)探讨了金融基础设施对我国经济发展的推动作用。

随着研究的深入,两个问题引起了学者们的重视:一是基础设施投资的内生性问题;二是基础设施投资的空间外溢性问题。针对第一个问题,有些学者采用联立方程的方法,同时估计生产函数方程和公共基础设施投资决定方程(例如,Kemmerling and Stephan,2002);也有学者通过寻找与公共投资高度相关的工具变量的方法来解决内生性问题(例如,刘冲和周黎安,2014);还有学者运用 VAR 方法、VECM 方法等来解决这一问题(例如,郭庆旺和贾俊雪,2006)。

对公共基础设施带来的潜在外溢性的研究在一定程度上是空间经济理论提出和发展的结果。Holtz - Eakin and Schwartz(1995) 针对美国 1969 - 1986 年 48 个州的高速公路数据的研究, 否定了交通基础设施投资对区域经济增长产生的外溢性; Pereira and Andraz (2004) 认为在美国公路等公共基础设施投资产生的总效应中只有 20% 的效应是被本地区所直接获取, 剩余 80% 的效应均由周边地区得到。多位国内外学者发现中国城市交通基础设施建设对周边地区的经济增长有积极影响( Démurger 2001)。范欣等(2017) 研究发现, 整体上基础设施建设的空间溢出效应并不明显, 但 2003 年后显著增强。

已有的研究也对中国高速铁路的经济效应做了尝试性分析。良序莹和侯敬雯(2012) 构建了包含高铁、公路等交通基础设施投资与经济增长的一般均衡模型, 认为交通基础设施投资对于经济发展具有积极作用。董艳梅和朱英明(2016) 运用 PSM - DID 方法研究 153 个城市的高铁效应, 发现总体上高铁建设对城市经济增长的弹性系数为 0.149。Lin(2017) 运用 DID 方法研究高铁对就业和市场准入等的影响, 发现高速铁路改善了劳动力市场就业并提高了市场准入。李红昌等(2016) 发现高铁对东中西部城市的经济集聚水平的影响有显著差异, 高铁能够促进经济向西部地区集聚, 从而有利于区域经济均等化。Ke et al.(2017) 利用 1990 - 2013 年中国地级市经济数据, 以舟山市、石嘴山市等 14 个完全没有开通高铁并且临近地区没有高铁的城市作为对照组, 研究实验组中武广高铁、京沪高铁北京 - 南京段等“四纵”通过的 21 个地级市的高铁效应, 发现高铁开通使实验组人均 GDP 提高了 48%。尽管大多数学者的研究支持高铁促进经济增长的观点, 仍有部分学者对此提出了质疑。王垚和年猛(2014) 通过对 2006 - 2010 年中国地级市数据的分析得出高速铁路的开通在短期内对区域经济发展无显著作用的结论。Qin(2017) 以两次提速升级为准自然实验研究了铁路大提速对沿途各县的经济影响, 发现 2007 年使得铁路沿线的县级地区 GDP 和人均 GDP 下降 4 - 5%。

综上, 本文在如下几个方面补充并拓展了此类文献。第一, 本文在更长的时间段内考察了高铁建设的经济增长效应, 并着重探讨了高铁开通的时滞效应和空间溢出效应。特别地, 已有文献多从理论上阐述高铁开通产生经济外溢性的可能性, 但实证上较少对其进行直接检验。第二, 本文通过构建工具变量的方法较好地解决了高铁开通的内生性问题, 从而使估计结果相对无偏。在这一方面, 多数学者将高铁作为“准自然实验”或通过选择样本城市来构造对照组实验组的方法(王垚和年猛, 2014), 其本身并不能彻底解决高铁开通的内生性问题。第三, 本文研究了高铁开通对产业结构和城镇化水平的影响, 现有实证文献在这一方面鲜有涉及。

### 三、数据与变量

#### (一) 数据

本文旨在研究高铁开通对城市经济增长的影响。因此, 本文将地级市作为主要的考察对象。除高铁变量外, 其它变量数据主要来源于历年《中国城市统计年鉴》和《全国各

县市人口统计资料》样本区间为 2000 年至 2013 年。为解决数据缺失和异质性问题,我们对样本数据做了如下处理:(1)剔除年鉴中未收录经济数据的城市;(2)考虑到撤县划市和撤市合并导致的面板数据不平衡问题,保留巢湖市,删除毕节市、铜仁市、三亚市和海口市<sup>②</sup>。最后样本共涵盖 280 个地级市,共计 3920 个观察值。

### (二) 高铁开通变量

截至 2014 年 12 月,我国高速铁路线路累计开通 22 条,从最早开通的京津城际铁路到最近开通的南广高铁,超过 128 个地级市设有高铁站,覆盖率达到 45.2%。

根据高速铁路开通运营的时间和各个高铁站台的地理位置,本文构建了各年份地级市是否开通高铁的虚拟变量( $hw_{it}$ ,  $i$  表示城市,  $t$  表示年份)。如果该市某年有高速铁路通过并设有站台,则记  $hw_{it} = 1$ ; 否则  $hw_{it} = 0$ 。例如,京沪高速铁路于 2011 年开通,则记京沪高铁沿线设有站台的城市 2011 年及以后年份的高铁虚拟变量为 1,以前年份为 0(开通时间在 12 月份的按下一年计算)。

为分析高铁开通对相邻地区可能带来的溢出效应,我们还构建了各年份相邻地区是否开通高铁的虚拟变量( $hw\_n_{it}$ )。赋值方法为:如果该市的接壤城市中有一个(或多个)城市在某年有高铁通过并设有站台,则记  $hw\_n_{it} = 1$ ; 否则  $hw\_n_{it} = 0$ 。

从表 1 可以看到,在 3920 个样本中,开通了高铁的城市样本占 5.8%,相邻地区开通高铁的城市数量较多,占比 14.90%。截至样本年份 2013 年底,共计 73 个城市开通了高铁,占 280 个城市样本总量的 26.07%; 共计 166 个城市其接壤地区修建了高铁站台,占城市总样本的 59.29%。

### (三) 其他变量

本文以文献中常用的 GDP 增长率来衡量城市经济增长,以第二、三产业增加值占 GDP 的比重来衡量产业结构,以城镇人口占总人口的比重来衡量城镇化水平。在可能影响经济增长的其它因素中,我们选取了经典经济增长模型中普遍采取的人均 GDP、资本增长率、人口增长率、产业结构和政府规模等变量。资本增长率和人口增长率分别由各市新增固定资产投资增长率和年末人口增长率来衡量;政府规模由各市一般预算内财政支出占 GDP 的比重来表示。具体变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
本地区是否开通高铁( $hw_{it}$ )	3920	0.058	0.235	0	1
相邻地区是否开通高铁( $hw\_n_{it}$ )	3920	0.149	0.356	0	1
GDP 增长率, %	3779	12.58	3.91	-12.70	37.69

<sup>②</sup> 巢湖市于 2011 年撤市,新成立的毕节市和铜仁市样本区间跨度较小,且与之前辖区不可比;海南省三亚市和海口市与其它内陆城市相对不可比,予以剔除。

续表

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
第二产业比重 %	3830	47.91	11.23	8.10	82.28
第三产业比重 %	3852	36.45	8.92	8.58	85.34
城镇化水平 %	3672	34.07	18.46	7.72	100.00
实际人均 GDP 万	3590	0.98	0.94	0.004	18.54
资本增长率 %	3735	27.90	22.61	-31.71	145.60
人口增长率 %	3777	5.48	3.77	-3.59	20.10
政府规模 %	3787	12.93	6.35	4.38	44.65

资料来源 《中国城市统计年鉴》和《全国各縣市人口统计资料》。

## 四、高铁开通对城市经济增长的影响分析

### (一) 实证模型

鉴于高铁开通在不同城市不同年份间的差异,本文采用双重差分方法(Difference-in-differences)来估计高铁开通对城市经济增长的影响。回归方程如下:

$$y_{it} = \alpha + \beta hw_{it} + \gamma X_{it} + \eta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $i$  和  $t$  分别表示城市和年份,  $y_{it}$  是各城市 GDP 增长率,  $X_{it}$  是上节讨论过的影响经济增长的一组控制变量,  $\eta_i$  是难以观测的个体效应,  $\psi_t$  是各年份的时间虚拟变量,  $\varepsilon_{it}$  是随机扰动项。  $hw_{it}$  是核心解释变量,代表该市是否开通高铁,因此,  $\beta$  是我们主要关心的估计系数。如果  $\beta > 0$ ,则表示高铁开通对城市经济增长有正向影响,高铁作为交通基础设施将有利于我国城市经济增长;如果  $\beta < 0$ ,则表示高铁开通对城市经济增长具有抑制作用,以高铁为主的交通基础设施建设是否能够引导经济健康稳定发展将有待商榷。

最后,考虑到交通基础设施建设具有耗资大、投入工期长、收效缓慢等特点,其对城市经济增长的影响可能存在一定滞后性,我们同时将  $hw_{it}$  滞后一期,以考察高铁开通可能存在的时滞效应。

### (二) 基本结果

表 2 报告了基本的回归结果。第(1)列和第(2)列分别汇报了高铁开通当年和滞后一期的影响。如表所示,在控制资本、人口等因素不变的情况下,高铁开通当年的估计系数为正,但统计上不显著;高铁开通滞后一期的估计系数仍然为正,且在 1% 的水平下显著。这表明高铁开通对城市经济增长起了正向作用,且这一正向作用具有时滞性。事实上,这一结果也符合预期:第一,由于开通高铁的时间大多在下半年,因而其效应很可能会延迟至下一年度才显现出来;第二,高速开通不仅增加了客运能力、提高了物流速度,而且高铁配套设施的建设也吸引了大量资本流入,其促进城市经济增长的过程需要人员和资

本流动在时间上的累积,才能反映到 GDP 增速上来。从影响程度上看,平均而言,开通高铁的城市在一年后的平均增长速度比未开通高铁的城市提高了 0.692 个百分点——以我国近些年来 7% 的平均 GDP 增长率相比较,这相当于 GDP 增长率提高了 10%,说明高铁的政策效应非常明显。

主要控制变量中,人均 GDP 的估计系数显著为负,这与新古典经济增长模型关于地区经济长期收敛的预测相一致,即经济发展水平较低的地区将获得更高的 GDP 增长率。资本增长率对 GDP 增长率的贡献为正,反映了资本在促进地区经济发展中的重要作用。与预期相符,第二产业比重的上升和政府支出规模的扩张都显著地促进了城市经济增长,这印证了我国工业化进程和政府投资拉动经济增长的模式。最后,人口增长对经济增长的影响并不显著。

由于省会城市往往是省域经济、文化和政治中心,相较于其它地级市,这些省会城市具有诸多优势因素。为减轻样本异质性对估计结果可能产生的影响,我们将样本中的省会城市剔除并重新估计模型。结果汇报于表 2 第(3)和(4)列。从回归结果上看,高铁开通当年和滞后一年的系数基本稳定,控制变量的系数亦基本保持不变。

表 2 高铁开通的经济增长效应:基本结果

变量	全样本		非省会城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高铁开通	0.213 (0.931)		0.195 (0.739)	
高铁开通滞后项		0.692 <sup>***</sup> (2.649)		0.665 <sup>**</sup> (2.156)
实际人均 GDP	-0.499 <sup>***</sup> (-4.425)	-0.506 <sup>***</sup> (-4.489)	-0.517 <sup>***</sup> (-4.436)	-0.518 <sup>***</sup> (-4.448)
资本增长率	0.030 <sup>***</sup> (13.004)	0.030 <sup>***</sup> (13.019)	0.030 <sup>***</sup> (12.100)	0.030 <sup>***</sup> (12.093)
人口增长率	0.000 (0.009)	-0.003 (-0.132)	-0.016 (-0.789)	-0.019 (-0.904)
第二产业占比	0.179 <sup>***</sup> (15.317)	0.181 <sup>***</sup> (15.513)	0.182 <sup>***</sup> (14.770)	0.183 <sup>***</sup> (14.890)
政府规模	0.184 <sup>***</sup> (9.200)	0.186 <sup>***</sup> (9.308)	0.181 <sup>***</sup> (8.809)	0.182 <sup>***</sup> (8.864)
常数项	-2.310 <sup>***</sup> (-2.832)	-2.498 <sup>***</sup> (-3.077)	-2.668 <sup>***</sup> (-3.104)	-2.800 <sup>***</sup> (-3.268)
观测值	3 334	3 334	3 018	3 018
城市数	280	280	255	255
R <sup>2</sup>	0.425	0.426	0.435	0.436

注:括号内为 t 值;\*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1。所有回归方程均包括城市固定效应和时间固定效应。

### (三) 内生性问题

以上基准回归结果可能面临高铁开通城市的内生选择问题。这一问题的产生可能源于某些不可观测但随时间变化的因素同时影响了一个城市开通高铁的选择和这个城市的经济增长率;也可能仅是源于反向因果的存在,即一个城市经济增长的快慢直接导致了这个城市是否被选择为高铁经过的站点。内生性问题的存在将导致上述基准回归结果产生偏差。

为解决这一问题,我们采用常用的工具变量回归方法。我们利用一个城市历史年份(即1990年)的客运总量来构造一个城市是否开通高铁的工具变量。选择这一工具变量的理由是:一个地区是否开通高铁的其中一个客观因素是该地区是否具有开通高铁的实际需求,这一需求在一定程度上可由该地区的客运总量来反映。鉴于客运量受一个地区外生地理因素的影响,其在时间上具有一定的连续性,因而不仅1990年的客运量与一个地区是否开通高铁相关,而且一个地区现在的经济增长状况不能影响这个地区历史上的客运量变化。这些特点满足工具变量关于相关性和外生性的两个基本要求。最后,由于1990年的客运总量不随时间变化,因此我们将其与年份哑变量的乘积做为工具变量加入回归方程之中。

在汇报工具变量法的检验结果之前,我们对所选取的工具变量的有效性做进一步的说明和验证。首先是外生性。尽管我们认为,1990年的客运总量除了通过影响高铁开通进而作用于地区经济增长之外,其本身直接作用于地区经济增长的可能性较小。为比较严谨地验证1990年的客运总量的外生性,本文遵循Dinkelman(2011)的做法:我们以高铁尚未开通的2000-2007年的样本数据为研究主体,在基准计量方程(1)中直接加入1990年的客运总量(或1990年的客运总量与各年份哑变量的交互项)并进行回归检验;如果1990年的客运总量除了通过影响高铁开通进而作用于地区经济增长之外,还能直接作用于地区经济增长,那么我们预期其估计系数将在统计上显著。表3的估计结果表明1990年的客运总量(或1990年的客运总量与各年份哑变量的交互项)的估计系数在统计上并不显著(或联合不显著)。这相对较好地说明了我们所选择的工具变量满足外生性的要求。其次是相关性。工具变量法第一阶段的回归结果表明,从2010年起,客运总量与年份哑变量的交互项和一个城市是否开通高铁呈正向关系,且在1%水平上显著。这是因为仅有一条高速铁路是在2008年修建开通的,2009年起才逐步开始大规模修建高铁,这与文章预期相一致。另外,1990年城市客运总量与2008-2013年份哑变量的联合F检验也在1%的置信水平上显著。因此,我们选取的工具变量也满足相关性的要求<sup>③</sup>。

<sup>③</sup> 限于篇幅,工具变量法第一阶段的回归结果未汇报于文中。感兴趣的读者可向作者索取。

表 3 工具变量的外生性检验

变 量	全样本(2000-2007年)		非省会城市(2000-2007年)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
1990年客运总量	0.164 (1.082)		0.134 (0.864)	
2001年哑变量		-0.127		-0.234
* 1990年客运总量		(-0.561)		(-0.951)
2002年哑变量		0.154		0.017
* 1990年客运总量		(0.715)		(0.071)
2003年哑变量		-0.010		-0.097
* 1990年客运总量		(-0.046)		(-0.402)
2004年哑变量		0.414*		0.290
* 1990年客运总量		(1.902)		(1.226)
2005年哑变量		0.546**		0.366
* 1990年客运总量		(2.531)		(1.561)
2006年哑变量		0.104		0.029
* 1990年客运总量		(0.482)		(0.121)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
交互项联合 F 检验	-	2.38	-	1.47
观测值	1,541	1,541	1,372	1,372
城市数	232	232	207	207
R <sup>2</sup>	-	0.521	-	0.536

注: 括号内为 t 值; \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \* p < 0.1。控制变量包括实际人均 GDP、资本增长率、人口增长率、第二产业占比和政府规模。

接下来,表 4 报告了工具变量法第二阶段的回归结果<sup>④</sup>。与基准结果相一致地,高铁开通当年和滞后一年的估计系数均为正,表明高铁开通对城市经济增长有促进作用。值

④ 限于篇幅,表 4 及下文所有回归结果均不汇报各控制变量的估计系数。

得一提的是,在考虑内生性问题之后,高铁开通当年的估计系数亦显著为正,说明高铁在开通当年已显现出一定效果,但与其滞后一年的估计系数相比,滞后项的经济影响相对较大。同时,内生性问题的解决也提高了高铁开通的估计系数——平均而言,开通高铁的城市在一年后的平均增长速度比未开通高铁的城市提高了2.7个百分点。

表4 工具变量法:第二阶段回归结果

变 量	全样本		非省会城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
高铁开通	2.584*** (2.695)		2.666* (1.943)	
高铁开通滞后项		2.727** (2.478)		2.681 (1.614)
控制变量	是	是	是	是
观测值	2 852	2 852	2 536	2 536
城市数	233	233	208	208
R <sup>2</sup>	0.406	0.419	0.421	0.433
Cragg - Donald F 检验	13.96	13.55	7.897	7.208

注:括号内为t值;\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。第(4)列高铁滞后项的估计系数在单边检验下处于10%显著水平上。控制变量包括实际人均GDP、资本增长率、人口增长率、第二产业占比、政府规模。所有回归方程均包括城市固定效应和时间固定效应。

#### (四) 稳健性检验

本节从多个角度对上述基准结果进行稳健性分析,以增强结果的可信度<sup>⑤</sup>。

##### 1. 考虑高铁开通的强度影响

基准计量模型中以高铁是否开通为哑变量来衡量高铁开通带来的经济增长效应可能较为笼统,难以捕捉不同地区高铁开通强度的差异所带来的影响。为此,我们通过收集整理高铁沿线的站台信息,以高铁站通行的线路数量为计数依据,构建了每个地级市高铁开通强度指标<sup>⑥</sup>。以石家庄为例,2013年分别有京广高铁、京石高铁和石武高铁三条线路在其城市设立站台,因此2013年石家庄高铁开通强度记为3。我们以此变量替代基准计量模型中的高铁开通哑变量,并重新进行回归。表5第(1)和(2)列展示了全样本下工具变量法的回归结果。可以发现,高铁开通强度具有正向且显著的作用,这表明随着高铁通行线路数量的增加,高铁的经济增长效应也在增强。

##### 2. 剔除外溢性样本的干扰

鉴于高铁开通可能会对其它地区产生外溢效应或其它间接影响,这些受影响的地区

⑤ 我们也尝试了剔除省会城市的样本,结果较稳健。限于篇幅,下文不再报告剔除省会城市的估计结果。

⑥ 截至样本年份,开通线路最多的城市为武汉市,其次是南京、石家庄、无锡等。

作为控制组的一部分可能因此干扰了基准结果,使上述基准结果产生过高或过低的估计偏差。为避免这一问题并进一步检验结果的稳健性,我们剔除了控制组中与高铁开通城市相邻的样本(这些样本最有可能受到高铁开通潜在外溢效应的影响)并重新估计了模型,结果汇报于表 5 第(3)和(4)列。结果表明,高铁开通的估计系数和显著性与表 4 相比并没有大的差别,说明我们的基准结果相对可靠。

### 3. 不同时间段的估计结果

在基准分析中,我们根据数据的可得性选择以 2000 年为时间起点,这有利于增加回归样本。但鉴于首次开通高铁的年份为 2008 年,为使分析样本更加可比,我们进一步将数据样本限制在高铁开通的前后五年(即 2003 - 2013 年)以检验结果的稳健性。表 5 第(5)和(6)列的回归结果表明,样本时间段的选择对基准结果并无明显的影响。

### 4. 动态面板数据模型的估计结果

考虑到现实的经济增长既决定于当前的因素也受过去因素的影响,因此,我们进一步考察动态面板数据模型的估计结果。动态面板数据带来的问题是将滞后因变量作为自变量所引发的内生性问题,由于个体效应影响所有期限内的因变量,这导致固定效应模型难以解决这种内生性问题。为此,我们采用广义矩估计方法(GMM)来进一步检验动态面板数据模型。表 5 第(7)和(8)列汇报了系统 GMM 的估计结果。表中 Arellano - Bond 二阶序列相关检验(AR(2))表明,各模型均不存在显著的二阶残差自相关,意味着这两个模型所得到的 GMM 估计值是无偏和一致的。另外,各模型也均通过了衡量整体工具变量有效性的 Sargan 过度识别检验,意味着模型中各工具变量是有效的。与静态面板数据模型估计结果相一致,动态估计的结果同样表明高铁开通促进了城市经济增长。

表 5 稳健性检验

变 量	高铁开通强度		外溢性影响		时间跨度选择		GMM 估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
高铁开通强度	2.442*** (3.902)							
高铁开通强度 滞后项		2.427*** (2.897)						
高铁开通			1.748** (2.065)		3.236*** (3.197)		1.099** (2.171)	
高铁开通滞后项				1.866* (1.905)		2.787** (2.490)		1.147** (2.419)
GDP 增长率 滞后项							0.641*** (8.626)	0.638*** (8.746)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2 852	2 852	2 582	2 582	2 425	2 219	2 524	2 524
城市数	233	233	233	233	233	233	233	233
R <sup>2</sup>	0.402	0.426	0.420	0.427	0.331	0.374	-	-

变 量	续表							
	高铁开通强度		外溢性影响		时间跨度选择		GMM 估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Cragg - Donald F 检验	18.87	21.25	18.01	16.69	13.70	13.48	-	-
AR(1)	-	-	-	-	-	-	7.66e-08	2.43e-06
AR(2)	-	-	-	-	-	-	0.355	0.388
Sargan 检验	-	-	-	-	-	-	0.215	0.133

注: 括号内为 t 值; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。限于篇幅, 表 5 仅汇报了工具变量法的回归结果。控制变量包括实际人均 GDP、资本增长率、人口增长率、第二产业占比和政府规模。所有回归方程均包括城市固定效应和时间固定效应。

### (五) 空间溢出效应

在有关基础设施建设与区域经济增长的研究中, 空间溢出效应一直是学者们讨论的重点话题之一。高铁作为一项基础设施建设工程, 不仅会影响本地区经济发展, 还可能改变周边地区劳动力和资本的流动进而产生经济影响。一方面, 相邻地区高铁的开通可能带动本地区经济同步发展; 另一方面, 由于高铁通过的地区吸引了大量资本、劳动力, 相比未开通高铁的相邻地区具有交通便利的优势, 大量人口和资本流入该地区, 导致相邻地区经济增速下降。

本节进一步检验高铁开通的空间溢出效应。我们将回归方程(1)中本地区是否开通高铁( $hw_{it}$ )的变量替换成前文定义的相邻地区是否开通高铁( $hw_{n_{it}}$ )并重新估计模型。表 6 同时报告了全样本下双重差分法和工具变量法的回归结果。如表所示, 相邻地区当期开通高速铁路对本地区的影响虽然为正但统计上并不显著; 同样, 我们在考虑空间溢出效应的时滞性后, 发现相邻地区开通高铁的滞后一期对本地区经济发展具有显著地推动作用。通过工具变量法解决内生性问题, 第二阶段回归结果仍然支持高铁对区域经济增长具有时滞的外溢效应的结论。通过与表 2 和表 4 的结果相比较, 高铁开通对相邻地区的空间溢出效应要小于其对本地区产生的直接影响。

表 6 高铁开通的空间溢出效应

变 量	双重差分法		工具变量法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
相邻地区高铁开通	0.170 (0.960)		1.258 (1.331)	
相邻地区高铁开通滞后项		0.627*** (3.265)		2.037** (2.022)
控制变量	是	是	是	是
观测值	3,334	3,334	2,852	2,852
城市数	280	280	233	233
R <sup>2</sup>	0.425	0.427	0.422	0.419
Cragg - Donald F 检验			9.027	9.390

注: 括号内为 t 值; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。控制变量包括实际人均 GDP、资本增长率、人口增长率、第二产业占比和政府规模。所有回归方程均包括城市固定效应和时间固定效应。

## 五、进一步讨论

### (一) 高铁开通对产业结构调整的影响分析

产业结构调整是近些年来政府应对经济增速下滑提出的新经济增长点之一。高铁开通所带来的资源流动在一定程度上将有利于这种结构调整。显而易见地,高铁开通可能带动第三产业特别是服务业的发展,同时可能导致第二产业比重的相对下降。为研究高铁开通与产业结构调整之间的关系,本文使用如下计量模型进行检验:

$$econstru_{it} = \alpha + \beta hw_{it} + \gamma X_{it} + \eta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中因变量  $econstru_{it}$  分别为第二、三产业增加值占城市 GDP 的比重。根据表 7 第(1)至(4)列的回归结果<sup>⑦</sup>,可以得到一个基本结论:高铁开通有利于城市产业结构调整。在其他条件保持不变的情况下,开通高铁的城市比未开通高铁的城市在第二产业占比方面降低了近 10%,同时在第三产业占比方面上升了近 9%。这些发现印证了我们的猜想——高铁开通便利了交通,促进了人口流动,旅游业、餐饮业等服务业因而得到了较为迅猛的发展,推动了产业结构的调整。需要指出的是,回归结果仅表明第三产业比重的增加导致了第二产业比重下降,并不意味着高铁开通直接抑制了第二产业的发展。

### (二) 高铁开通对城镇化的影响分析

加快推进城镇化是当前我国解决制约经济持续健康发展结构性问题的重大举措之一。高铁建设加快了人口在区域间的流动,有助于农村人口向城市流动,劳动力密集地区向稀疏地区流动,这将在一定程度上影响我国的城镇化进程。本小节以文献中常用的指标——非农业人口占总人口的比重<sup>⑧</sup>——作为衡量一个城市城镇化水平的代理变量并采用以下计量模型估计高铁开通对城镇化的影响:

$$urban_{it} = \alpha + \beta hw_{it} + \gamma X_{it} + \eta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中因变量  $urban_{it}$  代表一个城市的城镇化水平。表 7 第(5)和(6)列的结果表明,高铁开通当年和滞后一年的估计系数基本显著为正,支持了我们关于高铁建设有利于推进城镇化的基本判断。

表 7 高铁对产业结构和城镇化的影响

变 量	第二产业比重		第三产业比重		城镇化水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高铁开通	-8.429***		7.622***		4.276**	
	(-5.620)		(6.263)		(2.254)	

<sup>⑦</sup> 限于篇幅,表 7 仅汇报工具变量的估计结果。双重差分的估计结果与工具变量的估计结果一致,感兴趣的读者可向作者索取。

<sup>⑧</sup> 非农业人口资料来源于历年《全国各省市人口统计资料》。

变 量	续表					
	第二产业比重		第三产业比重		城镇化水平	
高铁开通滞后项	-9.980 <sup>***</sup>		9.017 <sup>***</sup>		4.183 <sup>**</sup>	
	( -5.699)		( 6.326)		( 2.035)	
观测值	2 874	2 874	2 892	2 892	2 742	2 742
城市数	233	233	234	234	232	232
R <sup>2</sup>	0.299	0.292	0.824	0.821	0.254	0.263
Cragg - Donald F 检验	15.42	14.92	15.60	15.07	15.73	17.40

注: 括号内为 t 值; \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ 。限于篇幅, 表 7 仅汇报工具变量法回归结果。控制变量包括实际人均 GDP、资本增长率、人口增长率和政府规模。所有回归方程均包括城市固定效应和时间固定效应。

## 六、结论及政策建议

本文基于 2000 年至 2013 年中国 280 个地级市的经济面板数据, 考察了高速铁路开通对城市经济发展的影响。研究发现: 高铁建设显著地促进了城市经济增长, 且这种正向作用带有一定的时滞性; 同时, 高铁开通也对周边城市带来了积极的外溢效应, 并且高铁开通推动了以服务业为主的第三产业的快速发展, 优化了产业结构并加速了城镇化进程。高铁开通产生的这些叠加的正向效应有利地支持了政府将高铁建设作为当前国家发展战略之一的重要举措。

本文的结论具有较强的政策意义: 在中国经济步入“新常态”之际, 高铁建设对区域经济发展产生的多方面正向作用无疑使之成为提振中国经济的新增长点, 这为“十三五”规划实施推动构建内通外联的运输通道网络、建设现代高效的城际城市交通的国家战略提供较为清晰的经验证据。虽然在短期内, 高铁建设需要地方政府给予一定的财政配套资金支持, 由此可能造成短期内地方政府面临较大的财政压力, 但其经济效益将在较长时期内逐步体现; 就我国目前的经济社会发展阶段而言, 交通基础设施建设特别是高铁建设是一个可以快速提升城市交通可达性, 加强区域间经济联系的有效工具。如何利用好高速铁路在本地区设立站点的有利形势以及如何提供相应配套的政策支持, 这将是未来“十三五”规划实施过程中需要各级政府和学者进一步关注的重点。

## 参 考 文 献

- [1] 董艳梅和朱英明 2016, 《高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角》, 《中国工业经济》第 10 期, 第 92 ~ 108 页。
- [2] 范欣、宋冬林和赵新宇 2017, 《基础设施建设打破了国内市场分割吗》, 《经济研究》第 2 期, 第 20 ~ 34 页。
- [3] 郭庆旺和贾俊雪 2006, 《政府公共资本投资的长期经济增长效应》, 《经济研究》第 7 期, 第 29 ~ 40 页。
- [4] 贾俊雪 2017, 《公共基础设施投资与全要素生产率: 基于异质企业家模型的理论分析》, 《经济研究》第 2 期, 第 4 ~ 19 页。

- [5]李稻葵、刘淳和庞家任 2016,《金融基础设施对经济发展的推动作用研究——以我国征信系统为例》,《金融研究》第 2 期,第 180~188 页。
- [6]李红昌、Linda Tjia 和胡顺香 2016,《中国高速铁路对沿线城市经济集聚与均等化的影响》,《数量经济技术经济研究》第 11 期,第 127~143 页。
- [7]良序莹和侯敬雯 2012,《高速铁路、公路建设的财政投资效益研究——基于可计算一般均衡(CGE)模型的分析》,《财贸经济》第 6 期,第 43~49 页。
- [8]刘冲和周黎安 2014,《高速公路建设与区域经济发展:来自中国县级水平的证据》,《经济科学》第 2 期,第 55~67 页。
- [9]刘生龙和胡鞍钢 2010,《交通基础设施与经济增长:中国区域差距的视角》,《中国工业经济》第 4 期,第 14~23 页。
- [10]唐东波 2015,《挤出还是挤出:中国基础设施投资对私人投资的影响研究》,《金融研究》第 8 期,第 31~45 页。
- [11]王任飞和王进杰 2007,《基础设施与中国经济增长:基于 VAR 方法的研究》,《世界经济》第 3 期,第 13~21 页。
- [12]王垚和年猛 2014,《高速铁路带动了区域经济发展吗?》,《上海经济研究》第 2 期,第 82~91 页。
- [13]张学良 2007,《中国交通基础设施与经济增长的区域比较分析》,《财经研究》第 8 期,第 51~63 页。
- [14]张学良 2012,《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》,《中国社会科学》第 3 期,第 60~77 页。
- [15]Aschauer, David A., 1989, "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 23(2): 17~200.
- [16]Démurger, Sylvie, 2001, "Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?" *Journal of Comparative Economics*, 29(1): 95~117.
- [17]Dinkelmann, Taryn, 2011, "The Effects of Rural Electrification on Employment: New Evidence from South Africa." *American Economic Review*, 101(7): 3078~3108.
- [18]Garcia - Milà, Teresa, Therese J. McGuire, and Robert H. Porter, 1996, "The Effect of Public Capital in State - Level Production Functions Reconsidered." *Review of Economics and Statistics*, 78(1): 177~180.
- [19]Holtz - Eakin, Douglas, and Amy E. Schwartz, 1995, "Spatial Productivity Spillovers from Public Infrastructure: Evidence from State Highways." *International Tax and Public Finance*, 2(3): 459~468.
- [20]Hulten, Charles R., Esra Bennathan, and Sylaja Srinivasan, 2006, "Infrastructure, Externalities, and Economic Development: A Study of the Indian Manufacturing Industry." *World Bank Economic Review*, 20(2): 291~308.
- [21]Ke, Xiao, Haiqiang Chen, Yongmiao Hong, and Hsiao Cheng, 2017, "Do China's High - Speed - Rail Projects Promote Local Economy? New Evidence from a Panel Data Approach." *China Economic Review*, 44: 203~226.
- [22]Kemmerling, Achim, and Andreas Stephan, 2002, "The Contribution of Local Public Infrastructure to Private Productivity and its Political Economy: Evidence from a Panel of Large German Cities." *Public Choice*, 113(3/4): 403~424.
- [23]Lin, Yatang, 2017, "Travel Costs and Urban Specialization Patterns: Evidence from China's High Speed Railway System." *Journal of Urban Economics*, 98: 98~123.
- [24]Pereira, Alfredo M., and Jorge M. Andraz, 2004, "Public Highway Spending and State Spillovers in the USA." *Applied Economics Letters*, 11(12): 785~788.
- [25]Ponce, Arturo B., and Ricardo P. Navarro, 2016, "Effect of Public - Private Infrastructure Investment on Economic Growth." *Industries Quarterly*, 13(3): 10~12.
- [26]Qin, Yu, 2017, "'No County Left Behind?' The Distributional Impact of High - Speed Rail Upgrades in China." *Journal of Economic Geography*, 17(3): 489~520.
- [27]Rodríguez - Pose, Andrés, and Riccardo Crescenzi, 2006, "Research and Development, Spillovers, Innovation Systems and the Genesis of Regional Growth in Europe." *Regional Studies*, 42(1): 51~67.

[28]Rosenstein – Rodan , Paul N. , 1943, “The Problems of Industrialization of Eastern and South – Eastern Europe.”  
*Economic Journal* ,53( 220/221) : 202 ~ 211.

## High – speed Rails and City Economic Growth in China

LIU Yongzheng LI Yan

( School of Finance/China Financial Policy Research Center , Renmin University of China )

**Abstract:** Using a panel dataset of 280 Chinese prefecture cities for the years 2000 – 2013 and the difference – in – differences estimation approach , this paper investigates the causal impact of the construction of high – speed rails on city economic growth , explores the lag effect and spatial spillover effect of the high – speed rails project. In particular , we address the endogeneity issue of the selection of high – speed rails project by utilizing instrumental estimation approach. We find that high – speed rails significantly promote economic growth of the cities , and also the high – speed rails project generates positive spillover effect on the neighboring cities. On average , the treated cities obtain a higher rate of economic growth ( at a rate of 2. 7 percentage points) than the control cities; and the spillover effect of the high – speed rails project brings 2 percentage points of higher economic growth rate for cities having high – speed rails in their neighboring regions than the rest of the control cities. Our further analysis also highlights that the high – speed rails promote industry upgrading and accelerate urbanization process.

**Key words:** High – speed Rails , City Economic Growth , Endogeneity

( 责任编辑: 林梦瑶) ( 校对: ZL)