

高铁开通对全要素生产率增长率的 异质性影响分析

孙广召, 黄凯南

(山东大学 经济研究院, 山东 济南 250100)

摘要: 文章利用2004—2014年中国直辖市和地级市的面板数据, 采用倍差法实证分析了高铁开通对TFP增长率的异质性影响。研究表明: 从整体看, 高铁促进了开通地区的TFP增长率, 但是对不同层级的城市存在差异: 高铁开通提高了区域中心城市地区和非中心城市地区的TFP增长率, 但抑制了全国性中心城市地区的TFP增长率; 从区域范畴看, 高铁对不同开通地区的TFP增长率也存在差异: 高铁开通促进了东部地区的TFP增长率, 但是对中部和西部开通地区的TFP增长率的影响并不显著。另外, 高铁对开通地区的TFP增长率存在动态效应和滞后效应的异质性影响; 同时, 高铁开通对不同层级城市、不同地区技术效率的改进、技术进步率和规模效率的变化都具有异质性影响, 而且对规模效率变化的影响最大。

关键词: 高速铁路; 倍差法; TFP增长率; 异质性影响

中图分类号: F532.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2019)05-0084-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.05.007

一、引言

改革开放以来, 中国公路、铁路和航空等运输交通网络不断完善, 极大地提高了各地之间的经济联系, 成为区域经济发展的重要驱动力。作为新兴的交通工具, 高速铁路(简称高铁)由于具有快速、便捷、准时、低能耗、受天气影响小等优点, 不仅受到了人们的青睐, 还极大地提高了沿线城市之间的经济联系和区域一体化进程(蒋海兵等, 2015)。但是, 高铁建设由于投资巨大所带来的债务问题, 以及开通后所引起的区域经济发展不平衡问题等, 也在社会和经济研究中引起了巨大的争议和讨论(龙小宁和高翔, 2014)。随着中国经济进入新常态, 经济增长质量开始成为衡量一个地区经济发展的重要因素和国家实施政策效果的重要指标。因此, 高铁开通是否能够提高一个地区的经济效率, 在短期和长期内是否存在差异, 以及高铁的不断开通对一个地区经济效率的影响是否会越来越大等等, 这些问题的研究对实现中国现阶段产业结构的转型升级和高质量经济增长具有重要意义。

关于高速铁路与经济增长的相关研究, 国内外学者主要集中在高速铁路所带来的经济集聚效应和经济扩散效应。Givoni(2006)的研究发现, 高铁的开通促进了沿途非中心城市的要素资源向中心城市转移, 进而推动了中心城市的经济增长和经济聚集, 抑制了非中心城市的经济增长。

收稿日期: 2018-11-07

基金项目: 受国家“万人计划”青年拔尖人才项目和“泰山学者工程专项经费”支持(负责人: 黄凯南)

作者简介: 孙广召(1989—), 男, 河南平顶山人, 山东大学经济研究院博士研究生;

黄凯南(1979—), 男, 福建泉州人, 山东大学经济研究院教授、博士生导师。

Hall(2009)通过对欧洲高铁的研究也发现,高铁导致了生产资源由周边城市向核心城市集聚,从而促进了大型城市和核心城市的经济增长,这对依赖于人口和信息流动的服务业的影响尤为明显。Ureña等(2009)从国家、地区等多个层面分析了高铁开通对沿线城市经济发展的影响,发现高铁开通会导致大中心城市和小型城市形成两极分化的经济格局。Qin(2017)研究了中国第六次铁路大提速对沿途县域的经济集聚和市场整合,发现高铁通过降低运输成本结果使经济活动由沿线县域向中心城市转移和集聚。王雨飞和倪鹏飞(2016)实证检验了高铁开通带来的经济增长效应和经济溢出效应,以及高铁开通对区域经济发展的结构效应。Shao等(2017)发现高铁通过影响区域之间生产资源的重新分配,从而提高了沿线城市和核心城市的服务业集聚,而且对生产性服务业集聚的影响更大。

还有一部分学者从微观主体行为和不同行业的角度分析了高铁对经济发展的影响。首先,高铁开通会影响家庭和劳动者的行为变化:高铁运营会通过时间距离影响家庭流动和就业流动,从而带动区域经济发展(Oosterhaven和Romp,2003)。其次,高铁的开通影响房价的变化。Zheng和Kahn(2013)实证分析了以北京、上海、广州这三个特大城市为中心的高铁网络如何影响了区域的市场潜力与房价之间的关系,并由此说明了高铁开通会通过提高开通区域的市场潜力,进而促使了房价上涨。Bowes和Ihlanfeldt(2001)的研究也验证了铁路站点可达性的变化会影响高铁站点地区的房地产价格。此外,高铁开通也会影响企业行为的变化。高铁开通不仅可以提高开通地区企业的协同创新能力,还可以通过可达性提高开通地区和城市的区位优势,吸引厂商选址和集聚,最终推动区域经济发展(Vickerman等,1999)。另外,也有学者探讨了高铁如何影响了人们的出游和休闲方式,以及对休闲、旅游产业的发展(Whelan和Johnson,2004)。殷平(2012)分别从高速铁路对资源价值、旅游者动机和旅游企业经营的视角出发,介绍了高铁如何影响了旅游业的发展。郭建科等(2016)则分别从高铁带来的时空压缩效应、强化旅游通勤圈的空间分异等角度,论述了高铁对城市旅游经济联系的空间影响。

从现有研究文献来看,关于高铁的研究集中于高铁的“经济分布效应”和对微观主体行为的影响,新地理经济学理论也认为高铁网络的发展促使经济空间格局发生了巨大的变化(Jia等,2017),但是在经济集聚效应和经济扩散效应的共同影响下,一个国家或地区的经济空间格局会呈现出城市层级关系的经济体系(Garmendia和Romero,2012;Jiao等,2017)。而且,由于不同地区之间的异质性和经济发展不平衡,这使得从经济增长的角度并不能很好地衡量高铁对不同地区经济增长质量的影响,而经济效率(全要素生产率及其增长率)作为衡量经济增长质量的重要指标,则在高铁的相关文献中很少涉及其具体研究。

由于高铁在中国不同地区是相继开通的,这种开通时间的差异性为我们识别和估计高铁对地区效率的影响提供了重要素材。本文试图利用高铁开通时间的差异性,采用2004—2014年直辖市以及地级市层面的数据和倍差法,对高铁开通所带来的全要素生产率增长率的异质性影响进行研究。研究发现,高铁对开通地区的全要素生产率的增长率具有异质性影响:首先,高铁开通对不同层级城市、不同地区的全要素生产率(*TFP*)增长率具有异质性的影响;其次,高铁开通对不同层级的城市、不同地区的*TFP*增长率具有动态效应和滞后效应的异质性,而且对技术效率的改进、技术进步率和规模效率的变化也都具有异质性影响。

二、理论分析与研究假说

新地理经济学认为,交通基础设施的不断完善会引起区域之间的经济空间格局发生改变,从而出现“经济分布效应”(Cantos等,2005);而交通基础设施对经济产生的影响是扩散效应还

是集聚效应,取决于企业的市场范围、劳动力的流动性和交通所引起的企业成本变化(Krugman, 1980)。作为一种重要的交通基础设施,高铁的迅速发展对不同层级城市、不同区域之间的经济空间格局产生了巨大影响。而且,高铁的运输功能主要是客运,其票价相对于普通乘客来说较高,所以高铁的开通对时间成本较低者的出行方式并没有产生太大的影响,但在很大程度上改变了时间成本较高者的出行方式,使其更多地采用高铁这种交通工具。因此,高铁所主要导致的是人才的流动,而人才的交流和合作在一定程度上有利于提高企业的协同创新能力,提高不同地区企业的创新水平和技术水平,从而提高了地区的生产效率。而且,高铁影响开通地区的 *TFP* 增长率的路径包括:第一,高铁开通加强了不同地区之间的合作交流,提高了开通地区的协同创新水平和 *TFP* 增长率。第二,高铁通过先进技术和理念的引进、产业转移和技术外溢等,提高了开通地区的技术水平和管理效率,进而提高了开通地区的 *TFP* 增长率。第三,高铁开通使相对落后地区的制度环境得到了改善,即经济环境的改善(如提高政府办事效率等)促进了当地 *TFP* 增长率的提高。但是,由于不同层级城市、不同地区在经济发展程度、地理位置、城市职能等方面存在的差异,从而导致了高铁对开通地区的 *TFP* 增长率存在差异,即高铁对不同开通地区的 *TFP* 增长率具有异质性影响。

(一)高铁开通对不同层级城市 *TFP* 增长率的影响。城市网络在全球、国家和地区层面影响一个地区的对外关系和经济发展(Capello, 2000),而交通运输网络也通过其拓扑性质影响城市的网络结构和经济活动。高铁网络通过中心性、可达性和连通性影响城市的空间结构和经济功能,但由于不同城市的经济地位和高铁网络中的位置不同,从而导致高铁开通对其经济效率的影响也存在差异。研究表明,高铁网络对地区经济的影响呈现出城市层级结构的分布(Albalade 和 Bel, 2012),即通过资源和经济活动的重新分配对不同层级的城市产生差异性影响(Jiao 等, 2017)。对城市层级的划分,我们根据 2010 年 2 月中国住房和城乡建设部发布的《全国城镇体系规划》,并参考姜博等(2016)的定义,将中国直辖市和地级市分为三个层级,即全国性中心城市(北京市、上海市、广州市、深圳市、重庆市和天津市)、区域中心城市(除全国性中心城市之外的其他副省级城市和省会城市)和非中心城市(除全国性中心城市和区域中心城市外的其他地级市)。

具体来说,对不同层级的城市,高铁的开通对其全要素生产率的影响存在差异。首先,对全国性中心城市的制造业等企业来说,由于该地区生产和生活成本的不断上升,高铁开通使全国性中心城市与周围区域之间的“时间距离”缩短,为了降低成本,企业将其生产工厂转移到周边城市,这在短期内会降低全国性中心城市原来的产业集聚与专业化生产,这短期内可能降低全国性中心城市的 *TFP* 增长率,但通过在全国性中心城市保留科研机构 and 总部,并利用全国性中心城市的创新环境和人才优势,也有利于提高企业的技术创新水平和 *TFP* 增长率。因此,对全国性中心城市来说,高铁开通对 *TFP* 增长率受企业外迁所带来的技术创新水平或产业集聚的影响。

其次,对区域中心城市来说,高铁开通一方面有利于引进全国性大城市的先进技术和理念,提高了区域中心城市的 *TFP* 增长率;另一方面,高铁开通有利于实现区域中心城市的产业集聚和规模效应,提高了区域中心城市的规模效率。对非中心城市来说,高铁开通加强了非中心城市与全国性中心城市、区域中心城市之间的交流和合作,提高了非中心城市企业的技术水平、管理水平和协同创新水平,但很难形成规模效应和产业集聚。因此,高铁开通对区域中心城市的影响相对较大,而对非中心城市的影响相对较小。总的来说,高铁有利于提高开通地区的效率水平,但是对不同层级城市的影响存在差异。

(二)高铁开通对不同地区 *TFP* 增长率的影响。由于不同地区经济发展程度不同,高铁开通对经济发展程度不同的地区所产生的影响存在差异(董艳梅和朱英明, 2016)。具体来说,对经济

相对发展较好的东部地区,不同地区之间的联系本来就相对比较密切,高铁的开通一定程度上会使开通地区之间的经济联系更加频繁;而且,东部地区的不同地级市和直辖市之间的距离相对较短,高速铁路网络相对密集,高铁开通更有利于增加东部高铁开通地区之间的经济联系,减少了开通地区之间的信息不对称程度,提高了开通地区之间的协同创新水平,进而更多地提高了开通地区的效率水平。对经济相对不发达的中部和西部地区,由于不同地级市和直辖市之间的距离相对较远,加上高速铁路网络和普通交通网络相对不密集,导致了高铁开通地区之间的交流和合作的增加并不明显,从短期看高铁开通带来的协同创新和企业效率可能并不明显;而对经济相对落后的西部地区,高铁不仅没有提高开通地区的企业协同创新水平和合作,甚至在一定程度上还会导致西部地区的资本和技术人才外流,从而对开通地区的 *TFP* 增长率产生负向的影响。

基于以上的分析,由于不同地区经济特征和地理位置特征的不同,导致了高铁开通对不同地区的效率影响的不同,即高铁开通对地区效率水平存在地区差异。高铁开通对经济发达地区 *TFP* 增长率的影响可能更大,而对经济不发达地区 *TFP* 增长率的影响则相对较小,甚至并不显著。

(三)高铁开通对 *TFP* 增长率的动态效应和时滞效应。通过对前面的讨论,我们可以发现高铁开通对不同层级城市、不同地区的 *TFP* 增长率具有不同的影响,但是高铁对开通地区 *TFP* 增长率的影响也存在动态效应和时滞效应,而且对不同层级城市、不同地区具有异质性。

首先,由于高铁开通时间存在差异,导致高铁开通对不同层级城市、不同地区 *TFP* 增长率的影响不同。一般来说,在高铁开通的早期,高铁所产生的交流和合作并不多,因此高铁对开通地区 *TFP* 增长率的影响并不大;而随着高铁开通越来越多,高铁所带来的地区交流和协作更加频繁,进而导致了对高铁开通较晚地区的影响就越大,其对 *TFP* 增长率的影响就越大。因此,由于不同层级城市、不同地区的开通时间存在差异,导致了高铁开通对 *TFP* 增长率的动态效应存在异质性。其次,高铁对开通地区 *TFP* 增长率的促进水平应该存在一定的时滞效应,而且对不同层级城市、不同地区 *TFP* 增长率的时滞效应存在差异。具体来说,经济发展程度较高的地区和层级城市,高铁开通导致的交流和合作更加频繁,其协同创新水平提高得更快,因此对其 *TFP* 增长率所产生的影响就越快,其时滞效应就越短;而经济发展程度较低的地区和层级城市,高铁开通所带来的交流和合作相对较小,高铁开通对其协同创新水平的影响相对比较缓慢,甚至会导致经济不发达地区资本和人才的外流,因此,高铁开通导致的对 *TFP* 增长率的影响相对较慢,其时滞效应也相对较长。

基于以上三个方面的理论分析,本文提出以下三个假说。

假说 1: 高铁开通对不同层级城市 *TFP* 增长率存在异质性影响。

假说 2: 高铁开通对不同地区 *TFP* 增长率存在异质性影响。

假说 3: 高铁开通对 *TFP* 增长率的动态效应和时滞效应存在异质性影响。

三、数据与模型

(一)数据和变量说明。本文地级市和直辖市的社会经济数据主要来自 2004—2015 年的《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》,将各个地级市和直辖市的 *GDP* 和固定资产投资进行分省的平减化处理,并运用各个地区的统计公报和线性插值法补齐部分的缺失数据。同时,剔除存在严重数据缺失和行政区域变更较大的城市以及海南省、西藏自治区这两个与我国铁路网及高铁网络联系并不紧密的省份,最终以 277 个地级市和四个直辖市为研究样本(281 个研究样本)。为了消除异方差性,我们将非比重变量进行了对数化处理,主要变量的描述性统计量如表 1 所示。

表1 主要变量的描述性统计量

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值	变量说明
human	3 087	0.0148	0.0207	0	0.1270	普通高等学校在校生数/地区年末人口总数
lnfdi	3 087	9.3222	2.6116	-33.4904	14.4574	外商直接投资额的自然对数
pop	3 087	0.3398	0.2347	0.0382	1	城市化水平(市辖区人口/城市总人口)
theil	3 087	0.2758	0.2176	0.0001	1.7205	产业结构变化 ^①
lngovtech	3 087	9.3410	1.7502	-2.0402	14.8451	政府科技支出的自然对数
realgdp	3 087	106 179.7	148 799.3	3 537.299	1 827 693	实际GDP(亿)
rfixedasset	3 087	8.0726	10.7987	0.2024	129.5853	实际固定资产投资额(亿)
labor	3 087	58 435.98	348 556.7	4.05	9 500 000	全市从业人员期末人数(万人)
DTFP	3 087	0.1920	0.0408	-0.0277	0.3681	全要素生产率的增长率

对地级市和直辖市的高铁开通时间数据,主要来自中国铁路总公司披露的高铁开通时间的相关数据,并手工整理。这里需要说明的是,我们参照张克中和陶东杰(2016)文章中的划分,将一个地区上半年开通的高铁定义为当年开通,将下半年开通的高铁定义为下一年开通高铁。^②同时,根据中国铁路总公司的规定,中国高速铁路是指设计时速250公里/小时(含预留)及以上且初期运营速度不小于200公里/小时的铁路客运专线。^③

(二)地区全要素生产率增长率的衡量。对全要素生产率的测算,国内外有许多文献都有详细的论述。对宏观经济数据,现在大多数文献中比较常用的是索罗余值法、DEA 测算法和随机生产前沿方法,但是由于索罗余值法的假设比较严格,DEA 方法没有明确的经济含义,本文利用Kumbhakar等(2000)的全要素生产率变化的方法,并基于超越对数生产函数的随机前沿生产函数模型,对样本期间内的全要素生产率变化进行测算:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_t t + \beta_{kk} (\ln K_{it})^2 + \beta_{ll} (\ln L_{it})^2 + \beta_{tt} t^2 + \beta_{kl} (\ln K_{it}) (\ln L_{it}) + \beta_{kt} (\ln K_{it}) t + \beta_{lt} (\ln L_{it}) t + v_{it} - u_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 表示以2003年为不变价格计算的各个地区的实际GDP, K_{it} 表示以2003年为不变价格计算的各个地区的资本存量, L_{it} 表示 i 地区在 t 期的劳动力人数, v_{it} 表示随机误差项, u_{it} 表示技术非效率项,是指第 i 地区在第 t 期的生产无效率。

对资本存量的衡量和处理,最常用的方法是采用永续存盘法进行估计,本文借王雨飞和倪鹏飞(2016)的处理方法,并采用永续存盘法估算,具体公式如下:

$$K_{it} = K_{i,t-1} (1 - \delta_i) + I_{it} / P_{it} \quad (2)$$

其中, K_{it} 表示资本存量, I_{it} 表示各个地区的固定资产投资总额; P_{it} 表示各个地区的固定资产投资价格指数,但由于地级市层面数据的可得性困难,这里将省级层面的固定资产投资价格指数进行匹配; δ_i 表示折旧率,本文假设折旧率为10.96%。

对全要素生产率的测算和分解,我们根据 Battese 和 Coelli(1992)、Kumbhakar 和 Lovell(2000)的定义,^④并借鉴张健华和王鹏(2012)的计算方法,将全要素生产率的增长率(DTFP)定义为:

① 产业结构泰尔指数是不仅反映了中国三大产业的产值结构变化,也体现了三大产业人员就业结构的变化。因此,本文用该指数表示地区的产业结构及其变化。

② 需要注意的是,由于2003年开通的秦沈客运专线在2007年第六次铁路大提速后其运营速度才提高到了200 km/h及以上。因此,我们将秦沈客运专线经过地级市的高铁开通时间定义为2007年。

③ 详细内容见2009年试行的《高速铁路设计规范(试用)》规定,2014年1月1日起实施的《铁路安全管理条例》(附则)规定。

④ 由于要素价格信息、成本等数据的可得性较差,使资源配置效率很难计算,本文只考虑技术效率改进、技术进步率和规模效率改进这三种效率的变化。

$$DTFP_{it} = TE_{it} + TC_{it} + SE_{it} \quad (3)$$

其中, i 表示地级市或直辖市, t 表示年份。 $DTFP_{it}$ 表示全要素生产率的增长率, TE_{it} 表示技术效率的改进, 即 $TE_{it} = -du_{it}/d(u_{it})$ (u_{it} 表示技术非效率项); TC_{it} 表示技术进步率, $TC_{it} = \sum_j \ln f(x_{itj}, t)/\partial t$; SE_{it} 表示规模效率的改进, $SE_{it} = (RTS_{it} - 1) \sum_j \lambda_{itj} x_{itj}$: 其中 x_{itj} 是指生产要素 j 的投入增长率 (即资本 K_{it} 、劳动力 L_{it} 的投入增长率), RTS_{it} 表示生产要素 K (资本)、 L (劳动力) 的产出弹性之和, 即 $RTS_{it} = \sum_j \varepsilon_{itj} = \sum_j \partial \ln f(x_{itj}, t) / (\partial x_{itj} / x_{itj})$, ε_{itj} 表示 i 地区在 t 年生产要素 j 的产出弹性, λ_{itj} 是生产要素相对产出弹性, 表示为 $\lambda_{itj} = \varepsilon_{itj} / \sum_j \varepsilon_{itj} = \varepsilon_{itj} / RTS_{it}$ 。

我们利用式(1)超越对数生产函数的随机前沿模型分别计算出技术效率的改进、技术进步率和规模效率的改进, 进而求得全要素生产率的增长率。

(三)模型设定。由于高铁开通并非是由一个地区的经济增长和 TFP 增长率所决定, 更多的是受国家规划的影响, 即 TFP 增长率并不是高铁开通的直接原因, 其作为衡量一个地区效率水平的重要指标, 主要是指一个地区的技术进步率、规模效率变化等, 这不仅可以消除由于地区经济差异而导致的全要素生产率在水平层面的不同, 也在一定程度上可以避免高铁开通与地区 TFP 增长率之间的内生性问题, 所以可以将其视为一种“准自然实验”。本文借鉴谭之博等(2015)的研究, 通过构造以下的 DID 模型来估计高铁开通对 TFP 增长率的异质性影响:

$$DTFP_{it} = \alpha + \beta_0 HRS_{it} + \sum_j \chi_j \cdot control_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, i 表示地区, t 表示年份; 被解释变量 $DTFP_{it}$ 表示 i 地区在第 t 年的全要素生产率增长率;^① HRS_{it} 表示核心变量, 衡量不同地区在不同年份是否开通高铁。其中, $HRS_{it}=1$ 代表在样本期间内地区 i 在时间 t 开通了高铁或者高铁开通后有站点经过, 否则为 0。 μ_i 表示地区固定效应, 代表能够影响地区全要素生产率变化的个体异质性特征; γ_t 表示时间固定效应, 代表随时间变化而对全要素生产率变化造成影响的时间效应; ε_{it} 表示随机误差项。 $control_{it}$ 为控制变量, 表示一个地区随时间变化的社会经济特征和影响 TFP 增长率的因素。

控制变量。人力资本 (*human*): 一般来说, 较高的人力资本有利于实现创新和技术进步, 但是由于地级市层面数据的可得性有限, 这里采用普通高等学校在校生数与地区年末人口总数的比值来衡量一个地区的人力资本。城市化水平 (*pop*): 一般来说, 一个地区的城市化水平越高, 越能够吸引人才和企业进入, 从而影响一个地区的效率变化, 这里我们用城市化率表示, 即城市化率=市辖区人口/城市总人口。外商直接投资的自然对数 (*lnfdi*): 外商直接投资不仅可以吸引国外资本的进入, 还可以引进国外的先进技术, 以及学习国外先进的管理理念和组织形式等, 进而促进一个地区效率水平的提高, 我们这里采用外商直接投资额的自然对数来表示。产业结构 (*theil*): 由于不同产业对一个地区的效率变化的影响不同, 一个地区的产业结构越合理越有利于其创新水平的提高; 因此, 本文借鉴袁航和朱承亮(2018)测算产业结构合理化的指标——泰尔指数来测度地区的产业结构以及不同产业和产值的变动。政府科研支出的自然对数 (*lngovtech*): 由于政府的政策和扶持说明了政府对技术创新越重视, 这有利于提高地区的效率水平。

四、计量结果与实证分析

(一)高铁开通影响不同层级城市 TFP 增长率的实证结果。

首先, 我们对总样本进行了双向固定效应回归, 其回归结果如表 2 中的模型(1)和模型(2)所

^① 由于 TFP 增长率的值很小, 我们这里将 $DTFP=TFP$ 增长率 $\times 100$ 来表示。

示。从整体上看,高铁开通的确提高了开通城市的 *TFP* 增长率,加入了控制变量后的结果依然非常显著,即高铁影响了开通地区的 *TFP* 增长率。

表 2 高铁开通对不同层级城市 *TFP* 增长率的影响

变量	(1)全样本	(2)全样本	(3)全国中心	(4)全国中心	(5)区域中心	(6)区域中心	(7)非中心	(8)非中心
<i>HRS</i>	0.675*** (0.138)	0.585*** (0.129)	-0.052 (0.027)	-0.076* (0.034)	0.405** (0.172)	0.444** (0.179)	0.416** (0.164)	0.392** (0.156)
<i>human</i>		28.769*** (5.426)		-9.236 (6.118)		6.605 (4.736)		13.042 (11.927)
<i>lnfdi</i>		-0.092** (0.040)		-0.132 (0.080)		0.027 (0.069)		-0.089** (0.040)
<i>lngovtech</i>		-0.007 (0.053)		-0.168** (0.059)		-0.249 (0.189)		-0.006 (0.058)
<i>pop</i>		3.092*** (0.896)		0.188 (1.489)		1.477 (1.179)		3.358*** (1.034)
<i>theil</i>		-0.420 (0.357)		2.179 (1.153)		-2.349* (1.361)		-0.284 (0.360)
常数项	23.873*** (0.068)	23.520*** (0.574)	23.911*** (0.103)	27.295*** (1.436)	23.925*** (0.099)	24.803*** (1.973)	23.866*** (0.075)	23.657*** (0.587)
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
观察值个数	3 087	3 087	66	66	308	308	2 713	2 713
R^2	0.89	0.85	0.98	0.97	0.97	0.94	0.89	0.86

注:括号内数字为聚类稳健性标准误,*、**和***分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下表同。

其次,对不同层级城市,本文通过分样本回归的方法估计了高铁开通对当地 *TFP* 增长率的影响。由表 2 的模型(3)、模型(5)和模型(7)可见,高铁降低了全国性中心城市的 *TFP* 增长率,显著地提高了区域中心城市地区和非中心城市地区的 *TFP* 增长率。我们认为,高铁开通导致了全国性中心城市的制造业产业外迁所带来的负向效应大于科研部门和总部留在全国性中心城市所带来的正面效应。而对区域中心城市地区和非中心城市地区来说,这是由于高铁有利于区域中心城市、非中心城市地区的企业学习先进技术和管理经验,提高非中心城市、区域中心城市的 *TFP* 增长率;对区域中心城市来说,由于基础设施等相对完善,更容易吸引企业实现产业集聚和规模效率。为了使结果更加可信,我们对总样本、不同层级城市都加入了控制变量,发现其结果依然稳健,而且高铁对区域中心城市 *TFP* 增长率的影响大于对非中心城市 *TFP* 增长率的影响,这在一定程度上验证了假说 2,即高铁开通对不同层级城市 *TFP* 增长率的影响具有异质性。

对控制变量,研究发现整体上人力资本显著地促进了一个地区的 *TFP* 增长率,而且也促进了区域中心城市、区域非中心城市的 *TFP* 增长率,尽管部分结果并不十分显著。外商直接投资则降低了地区的 *TFP* 增长率,这说明了随着我国经济的进一步发展,外商直接投资对地区 *TFP* 增长率的促进作用明显下降,即外商直接投资的技术引进、管理理念的引入等对一个地区 *TFP* 增长率的作用在进一步减弱。政府对科研支出的投入整体上降低了地区的 *TFP* 增长率,这说明通过依靠政府科研支出来促进一个地区的 *TFP* 增长的政策效果在逐渐减弱,而且也越来越不明显。而城市化水平和产业结构的优化则促进了一个地区的 *TFP* 增长率,这说明一个地区的城市

化水平越高、产业结构越合理, 则对地区 *TFP* 增长率的促进作用越明显。

(二) 高铁对不同地区 *TFP* 增长率的异质性影响。由于不同地区自身的经济特征存在差异, 我们按照大多数文献中采用的国家划分东部、中部和西部的标准将中国分为东、中、西三部分, 然后将高铁开通对东部、中部和西部地区的 *TFP* 增长率的影响分别进行了分样本回归, 实证结果如表 3 所示。

表 3 高铁开通对不同地区的 *TFP* 增长率的影响

变量	(1)东部	(2)东部	(3)中部	(4)中部	(5)西部	(6)西部
<i>HRS</i>	0.636*** (0.158)	0.587*** (0.157)	0.115 (0.207)	0.066 (0.170)	0.317 (0.648)	0.221 (0.508)
常数项	24.032*** (0.138)	25.086*** (1.012)	23.735*** (0.076)	25.816*** (0.730)	23.818*** (0.122)	20.804*** (1.198)
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
控制变量	否	是	否	是	否	是
观察值个数	1 243	1 243	1 074	1 074	638	638
R^2	0.88	0.88	0.93	0.91	0.86	0.78

从表 3 方程(1)、(3)和(5)中分样本的回归结果可以看出, 高铁开通对不同地区的 *TFP* 增长率的影响存在着明显的差异。高铁开通对东部地区 *TFP* 增长率的影响具有显著性的正向影响, 即高铁开通显著提高了东部地区的 *TFP* 增长率; 我们认为, 东部地区不同地级市和直辖市之间分布较密集, 不同地区之间的联系相对较多, 因此, 高铁更有利于显著地提高了东部开通地区之间的协同创新水平 *TFP* 增长率。但是, 高铁开通虽然促进了中部地区和西部地区地级市的 *TFP* 增长率, 但是结果并不显著; 我们认为, 高铁虽然有利于中部和西部地区引进先进技术和理念, 但是中部和西部地区的地级市之间的距离相对较远, 各个地区之间的联系本来并不紧密, 而且高铁开通也在一定程度上导致了中部和西部地区的资本和人才的外流, 从而也会降低开通地区 *TFP* 增长率, 因此导致高铁开通对中部和西部地区的影响并不显著。可见, 高铁开通对东部、中部和西部地区的 *TFP* 增长率存在差异, 这也从地区差异方面验证了假说 2。

(三) 高铁开通对开通地区 *TFP* 增长率动态效应和滞后效应的异质性。随着人们收入水平的逐渐增加, 越来越多的人选择高铁作为其出行方式, 加上高铁网络的不断完善, 这在一定程度上使开通地区之间的联系越来越频繁, 这也使开通地区之间的协同创新水平和 *TFP* 增长率有所提高, 即高铁对开通地区的 *TFP* 增长率存在动态效应。同时, 由于高铁作为一种新兴的交通运输工具, 高票价会使乘坐的人并不多, 因此, 在高铁网络不完善和乘坐高铁出行人数较少时, 高铁对开通地区的影响并不大, 也就是高铁对开通地区的 *TFP* 增长率存在滞后效应。但是, 由于不同城市的高铁开通时间、经济发展程度、城市定位、地理位置等都存在差异, 这导致了不同层级城市、不同地区之间的时间距离存在很大的差异, 从而影响了不同层级城市、不同地区之间的合作交流和协同创新能力, 进而导致了高铁对不同层级城市、不同地区的 *TFP* 增长率的动态影响和滞后效应也存在差异。

为了检验高铁开通的动态效应和滞后效应及其异质性是否存在, 本文将基本模型变形为:

$$DTFP_{it} = \alpha + \sum \beta_k HRS_{it}^k + \sum \chi_j \times control + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中: HRS_{it}^k 表示 *i* 城市在 *t* 时期为高铁开通后第 *k* 年的年度虚拟变量 ($k=0, 1, 2, \dots, 7$), 即如果 *i* 城

市在2007年开通了高铁,则在2007年时 $k=0$,核心变量 $HRS^1_{it}=1$,其余年份 $HRS^1_{it}=0$ 。^①系数 β_k 表示在高铁开通第 k 年,高铁开通对该地区的TFP增长率的影响。 $control$ 为控制变量。在控制了影响TFP增长率的变量后,我们利用双向固定效应模型对不同层级城市的TFP增长率分别进行了回归,结果如表4所示。

表4 高铁开通对TFP增长率的异质性影响:动态效应和滞后效应

变量	(1)	(2)全国中心	(3)中心城市	(4)非中心城市	(5)东部	(6)中部	(7)西部
HRS^0	0.03708 (0.21092)		-0.02824 (0.05945)	0.00949 (0.25204)	0.25157 (0.22116)		
HRS^1	-0.08763 (0.17208)		-0.00899 (0.17078)	-0.02640 (0.23775)	0.17499 (0.20338)	-0.26906** (0.11106)	
HRS^2	0.09168 (0.10071)	-0.08768 (0.04847)	-0.03378 (0.08508)	0.23326* (0.13715)	0.12444 (0.11508)	-0.00560 (0.22952)	-0.20194 (0.24371)
HRS^3	0.28754*** (0.07725)	-0.07774 (0.04569)	0.11280 (0.07055)	0.23421** (0.09035)	0.36971*** (0.10898)	0.10278 (0.11466)	-0.17809 (0.29717)
HRS^4	0.39523*** (0.09577)	-0.05639 (0.07975)	0.42161** (0.17249)	0.28259** (0.11498)	0.51606*** (0.14687)	0.03569 (0.11873)	0.09483 (0.41001)
HRS^5	0.74040*** (0.15002)	-4.25791*** (0.29841)	0.73484*** (0.20249)	0.51363*** (0.18068)	0.87956*** (0.21392)	0.31645* (0.17843)	0.21050 (0.56618)
HRS^6	0.74883*** (0.17846)	-5.06065*** (0.34405)	1.18111*** (0.37353)	0.44699** (0.20623)	0.73828*** (0.23248)	0.15140 (0.21787)	0.32745 (0.66314)
HRS^7	0.77889*** (0.20246)	-9.69279*** (0.35110)	1.10648** (0.46721)	0.44349** (0.22091)	0.65905** (0.25717)	-0.14311 (0.29805)	0.72594 (0.79496)
常数项	23.55498*** (0.57240)	27.32787*** (1.53612)	24.24384*** (1.82537)	23.67765*** (0.58932)	25.12866*** (1.01561)	25.75812*** (0.73814)	20.78890*** (1.21335)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观察值个数	3 087	66	308	2 713	1 243	1 074	638
R^2	0.86	0.97	0.94	0.86	0.87	0.91	0.78

注: HRS^i 表示一个地区高铁开通后的第 i 年。

表4的实证结果表明,高铁开通对全国性中心城市地区、区域中心城市地区、非中心城市地区、东部不同层级城市的TFP增长率都具有显著的影响,而对中部城市、西部城市的影响不显著,这与一般研究的结论相一致。从高铁开通的动态效应来看,我们发现随着高铁开通年份的增加,从整体上看系数 β_k 在不断增加,而且系数也越来越显著,这说明高铁开通对一个地区的TFP增长率具有显著的动态效应,而且随着高铁开通地区和高铁开通时间的增加,高铁对开通地区的TFP增长率的影响也越来越大;同时,由回归结果中的回归系数可见,高铁开通对不同层级城市 and 不同地区的TFP增长率的动态效应存在异质性。

从表4中的实证结果可以进一步发现:对所有回归而言,高铁开通对开通地区的TFP增长率的影响在开始并不显著,而随着高铁开通年份的逐渐增加,高铁对全国中心城市、区域中心城

^①这里我们将当年上半年开通高铁定义为当年开通,在当年下半年开通的高铁定义为下一年开通;同时,由于我们的经济数据都是在下一年初统计出来,所以我们定义高铁开通当年为开通第一年。

市、非中心城市、东部城市的影响开始由不显著变为显著,而对中部和西部地区的 *TFP* 增长率并不显著,这说明随着高铁开通时间的增加,高铁对一个地区 *TFP* 增长率的影响越来越显著,即高铁开通对一个地区的 *TFP* 增长率的影响具有滞后效应,且滞后效应具有异质性,这进一步验证了假说 3。

(四)高铁开通影响地区 *TFP* 增长率的进一步细分。由于 *TFP* 增长率是由技术效率改进(*tec*)、技术进步率(*tc*)和规模效率改进(*sc*)这三部分构成,本文分别将其作为因变量对高铁开通影响地区 *TFP* 增长率进行双向固定效应的回归估计,从而进一步分析高铁开通对不同层级城市、不同地区的技术效率改进、技术进步率和规模效率改进的异质性影响。通过对技术效率改进的实证结果(如表 5)可见,高铁开通整体上促进了开通地区的技术效率的改进,但是对不同层级城市、不同地区存在异质性,即高铁开通对区域中心城市、非中心城市的技术效率改进的促进作用大于全国中心城市,对西部地区的技术效率改进大于东部和中部地区,这说明对非中心城市、西部地区来说,高铁更多带来的是技术引进,从而提高了这些地区的技术效率的改进。

表 5 高铁开通影响技术效率改进的实证结果

变量	(1)总样本 <i>tec</i>	(2)全国中心 <i>tec</i>	(3)区域中心 <i>tec</i>	(4)非中心 <i>tec</i>	(5)东部 <i>tec</i>	(6)中部 <i>tec</i>	(7)西部 <i>tec</i>
<i>HRS</i>	0.00026*** (0.00003)	0.00001 (0.00005)	0.00021** (0.00008)	0.00023*** (0.00003)	0.00013*** (0.00004)	0.00017*** (0.00004)	0.00043*** (0.00008)
<i>Constant</i>	0.12720*** (0.00015)	0.06214*** (0.00079)	0.09063*** (0.00057)	0.13299*** (0.00015)	0.10511*** (0.00021)	0.12522*** (0.00021)	0.17209*** (0.00041)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观察值个数	3 087	66	308	2 713	1 243	1 074	638
R^2	0.86	0.92	0.87	0.87	0.86	0.90	0.91

本文进一步分析了高铁开通对不同层级城市、不同地区的技术进步率的影响,由表 6 可见,高铁开通从整体上抑制了开通地区的技术进步率,但对不同层级城市、不同地区存在差异:高铁开通对全国中心城市地区的创新效率和技术进步率的影响并不显著,但是导致了区域中心城市、非中心城市的技术进步率的下降;而高铁开通导致中部地区资本和人才的外流相对严重,从而使其技术进步率显著下降,但是对东部和西部地区的影响并不显著。

表 6 高铁开通影响技术进步率的实证结果

变量	(1)总样本 <i>tc</i>	(2)全国中心 <i>tc</i>	(3)区域中心 <i>tc</i>	(4)非中心 <i>tc</i>	(5)东部 <i>tc</i>	(6)中部 <i>tc</i>	(7)西部 <i>tc</i>
<i>HRS</i>	-0.07134*** (0.02089)	-0.02621 (0.02158)	-0.03830** (0.01703)	-0.04492* (0.02443)	-0.04380 (0.02768)	-0.04405* (0.02532)	0.02607 (0.08310)
常数项	18.68627*** (0.09076)	23.15740*** (1.72296)	20.87332*** (0.26132)	18.33039*** (0.09191)	19.40933*** (0.14708)	18.11106*** (0.11319)	17.76945*** (0.12468)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观察值个数	3 087	66	308	2 713	1 243	1 074	638
R^2	0.70	0.90	0.85	0.77	0.70	0.80	0.78

由表7 高铁开通对不同层级城市、不同地区的规模效率变化的实证结果可见,高铁开通整体上提高了开通地区的规模效率的变化,但是对不同层级城市、不同地区的影响存在异质性。具体来说,从模型(1)至模型(3)可以看出,高铁开通促进了区域中心城市、非中心城市的规模效率变化,但是对全国中心城市规模效率变化的影响并不显著;从模型(5)至模型(7)中发现,高铁开通提高了东部开通地区的规模效率变化,但是对中部、西部地区的规模效率变化的影响并不显著,即高铁开通对东部地区规模效率的变化影响更大、更显著。此外,从表5至表7中的HRS系数可以看出,高铁对开通地区的规模效率变化的影响更大。

表7 高铁开通影响规模效率变化的实证结果

变量	(1)总样本 <i>sc</i>	(2)全国中心 <i>sc</i>	(3)区域中心 <i>sc</i>	(4)非中心 <i>sc</i>	(5)东部 <i>sc</i>	(6)中部 <i>sc</i>	(7)西部 <i>sc</i>
HRS	0.65618*** (0.14473)	-0.05028 (0.04422)	0.48160** (0.18639)	0.43671** (0.17495)	0.63057*** (0.17787)	0.11004 (0.18624)	0.19484 (0.58539)
Constant	4.70679*** (0.64306)	4.07566** (1.56272)	3.83943* (2.05943)	5.19382*** (0.65598)	5.57125*** (1.09793)	7.58019*** (0.79202)	2.86207** (1.30997)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观察值个数	3 087	66	308	2 713	1 243	1 074	638
R ²	0.67	0.66	0.73	0.69	0.53	0.83	0.71

五、稳健性检验

(一)平行趋势假说。由于本文主要利用倍差法来实证分析高铁开通对不同地区的TFP增长率的影响,但判断倍差法是否有效的一个重要前提是,如果不存在高铁开通这一外部政策冲击,处理组和对对照组在政策冲击前的趋势相同。因此,为了证明倍差法的有效性,我们进行了以下检验。

首先,本文通过对比处理组和对对照组TFP增长率的时间趋势图来说明不同地区在高铁开通前后是否存在差异。由于不同地区高铁开通的时间存在差异,本文将高铁开通站点比较集中的一年(2010年)的地级市和直辖市作为处理组,将从未开通高铁的地级市作为对照组,通过对比两组TFP增长率的平行趋势图发现,开通高铁的地级市和直辖市与从未开通高铁的地级市在2010年以前的TFP增长率基本一致,在2010年以后的TFP增长率明显出现了较大的差异,即符合平行趋势假说。^①

其次,为了进一步验证平行趋势假说条件是否成立,我们利用控制组和处理组在高铁开通前后的TFP增长率的核密度图是否存在差异来加以验证。从平行趋势图可以看出TFP增长率具有时间趋势,因此本文首先对TFP增长率进行了消除时间趋势的处理,然后对控制组和处理组的核密度图进行了分析和对比。从图1中左图的核密度图可以看出,与2004—2009年的TFP增长率相比,处理组在2010—2014年的TFP增长率存在较大差异,而从图1中右图可以看出,控制组的TFP增长率在2004—2009年与2010—2014年的核密度图并没有发生差异,这进一步验证了平行趋势假说。因此,高铁开通影响了开通地区的TFP增长率,运用倍差法来估计高铁开通对不同层级城市、不同地区的TFP增长率的影响是合理的。见图1所示。

(二)基于PMS-DID模型的高铁开通对TFP增长率的异质性影响。由于不同层级城市、不同地区在经济特征、文化习俗等方面存在很大的差异,因此其TFP增长率的时间效应也可能不

^① 由于本文篇幅有限,本文并未报告平行趋势图,读者可向作者索取。

一致,如果直接进行回归,则其估计结果可能并不准确。本文通过采用 *PMS-DID* 方法,首先通过利用 *PMS* 来找到经济特征接近的匹配组(核匹配)、并删除不匹配的控制组,然后利用匹配后的处理组和控制组数据重新进行 *DID* 估计,这在一定程度上可以消除样本选择偏差,从而使实证结果更加稳健。

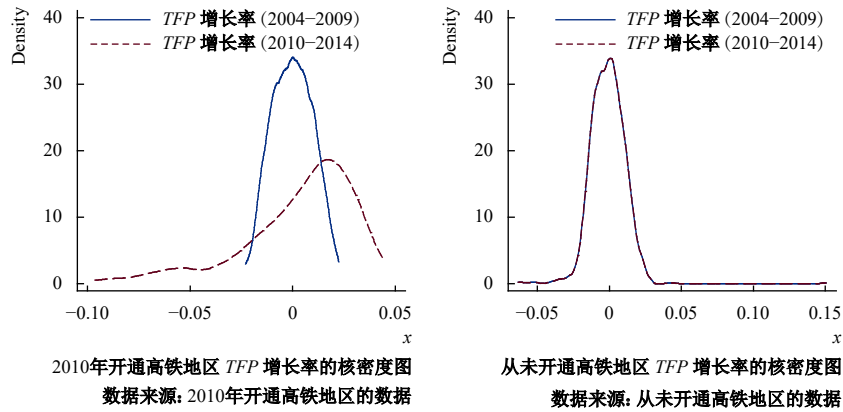


图 1 高铁开通与从未开通高铁地区的 *TFP* 增长率核密度图

实证结果(见表 8)显示:第一,高铁开通对不同层级城市、不同地区的异质性影响的显著性与未采用 *PSM* 的实证结果相一致,这也进一步验证了本文的研究结论。第二,对不同层级的城市来说,经过 *PSM* 后的核心变量的回归系数都发生了变化,但显著性与未采用 *PSM* 的实证结果相一致。第三,对不同地区来说,经过 *PSM* 后的东部地区的核心变量的回归系数变大,中部和西部地区的核心变量的回归系数变小,这说明如果不删除不合理的控制组,会高估高铁开通对东部地区、低估中部和西部地区的 *TFP* 增长率。

表 8 基于 *PMS-DID* 模型的高铁开通对不同层级城市、不同地区的异质性影响

变量	(1)全样本	(2)全国中心	(3)区域中心	(4)非中心	(5)东部	(6)中部	(7)西部
<i>HRS</i>	0.543*** (0.127)	-0.076* (0.034)	0.442** (0.179)	0.361** (0.154)	0.524*** (0.142)	0.089 (0.167)	0.192 (0.505)
常数项	23.660*** (0.581)	27.295*** (1.436)	24.896*** (1.996)	23.742*** (0.601)	24.374*** (0.740)	25.934*** (0.782)	20.869*** (1.184)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
观察值个数	2 934	66	305	2 563	1 219	993	598
R^2	0.85	0.97	0.94	0.86	0.90	0.90	0.78

不仅如此,我们也利用 *PMS-DID* 模型对高铁开通动态效应的异质性进行了回归估计,实证结果发现,核心变量的回归系数逐渐变大,但是对不同层级城市、不同地区的影响存在差异;从核心变量的显著性来说,高铁开通对不同层级城市的滞后效应也存在差异。这与前面的实证结果一致,也进一步验证了本文的研究结果和假说 3。^①

① 由于篇幅有限,本文并未报告基于 *PMS-DID* 模型的高铁开通对不同层级城市、不同地区动态效应的异质性影响,读者可向作者索取。

六、结论与政策建议

(一)主要结论。高速铁路的迅速发展,对中国的经济增长产生了巨大影响,本文实证分析了高铁开通对不同开通地区 *TFP* 增长率的异质性影响。本文研究发现:

第一,从总体上看,高铁对开通地区的 *TFP* 增长率具有显著的正向影响。但是,对不同层级的城市存在异质性影响:高铁开通抑制了全国性中心城市的 *TFP* 增长率,但是提高了区域中心城市、非中心城市地区的 *TFP* 增长率,而且对区域中心城市地区的影响大于非中心城市地区。第二,高铁对开通地区的 *TFP* 增长率存在区域异质性影响:首先,对经济相对发达的东部地区,高铁开通提高了该地区的 *TFP* 增长率;而对经济相对不发达的中部和西部地区,高铁开通对当地 *TFP* 增长率的影响并不显著。第三,高铁对开通地区 *TFP* 增长率的动态效应和滞后效应具有异质性影响:对全国性中心城市、区域中心城市、东部地区来说,高铁对开通地区 *TFP* 增长率的动态效应较大;而对非中心城市来说,其动态效应较小。同时,对不同层级城市 and 不同地区来说,高铁开通对其 *TFP* 增长率影响的滞后效应也存在差异。第四,高铁对开通地区的技术效率改进、技术进步率和规模效率变化都具有异质性影响,而且对规模效率变化的影响最大。

(二)相关政策建议。随着高速铁路的进一步发展,高铁对不同层级城市、不同地区的影响也越来越大,本文通过对高铁开通异质性影响的研究,提出以下几点政策建议:

第一,由于不同层级城市在经济发展水平、地理位置、资源禀赋等方面存在差异,因此,政府应该根据其所处城市层级地位等制定差异化的政策和鼓励措施。例如,对全国中心城市来说,应该制定更多鼓励创新的政策;对区域中心城市来说,政府应该采取更有效的措施和鼓励政策来吸引全国中心城市的产业转移;而东部地区的政府则应该提供有利于企业合作的平台和相关政策;对中部和西部地区,高铁开通地区的政府应该提供更加具体的政策措施来防止和较少资本和人才的外流,如减税、提供人才住房补贴等。

第二,由于高铁对开通地区 *TFP* 增长率具有异质性的动态效应和滞后效应。因此,政府对高铁开通可能带来的影响应该采取有预见性的相关措施和差异化政策,防止高铁开通对不同层级城市、不同地区 *TFP* 增长率带来的不利影响。

第三,由于高铁开通对不同层级城市、不同地区的技术效率改进、技术进步率和规模效率变化都具有异质性影响,因此,不同层级城市的地方政府应该根据其自身优势和不足制定政策。例如,对高铁开通地区来说,区域中心城市应该鼓励承接全国中心城市的产业转移,非中心城市应该更加注重引进先进的技术和管理经验等,东部地区则应重视规模效率的改进和技术进步,中部和西部地区则应重视先进技术和理念的引进。

主要参考文献:

- [1]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[J]. 中国工业经济,2016,(10):92-108.
- [2]郭建科,王绍博,李博,等. 哈大高铁对东北城市旅游经济联系的空间影响[J]. 地理科学,2016,(4):521-529.
- [3]蒋海兵,张文忠,祁毅,等. 高速铁路与出行成本影响下的全国陆路可达性分析[J]. 地理研究,2015,(6):1015-1028.
- [4]龙小宁,高翔. 交通基础设施与制造业企业生产率——来自县级高速公路和中国工业企业数据库的证据[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版),2014,(5):43-52.
- [5]谭之博,周黎安,赵岳. 省管县改革、财政分权与民生——基于“倍差法”的估计[J]. 经济学(季刊),2015,(3):1093-1114.
- [6]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[J]. 中国工业经济,2016,(2):21-36.

- [7]殷平. 高速铁路与区域旅游新格局构建——以郑西高铁为例[J]. *旅游学刊*, 2012, (12): 47–53.
- [8]袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. *中国工业经济*, 2018, (8): 60–77.
- [9]张健华, 王鹏. 中国全要素生产率: 基于分省份资本折旧率的再估计[J]. *管理世界*, 2012, (10): 18–30.
- [10]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[J]. *经济学动态*, 2016, (6): 62–73.
- [11]Albalade D, Bel G. High-speed rail: Lessons for policy makers from experiences abroad[J]. *Public Administration Review*, 2012, 72(3): 336–349.
- [12]Battese G E, Coelli T J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: With application to paddy farmers in India[A]. Gullledge T R Jr, Lovell C A K. *International applications of productivity and efficiency analysis: A special issue of the journal of productivity analysis*[C]. Dordrecht: Springer, 1992.
- [13]Bowes D R, Ihlanfeldt K R. Identifying the impacts of rail transit stations on residential property values[J]. *Journal of Urban Economics*, 2001, 50(1): 1–25.
- [14]Cantos P, Gumbau-Albert M, Maudos J. Transport infrastructures, spillover effects and regional growth: Evidence of the Spanish case[J]. *Transport Reviews*, 2005, 25(1): 25–50.
- [15]Capello R. The city network paradigm: Measuring urban network externalities[J]. *Urban Studies*, 2000, 37(11): 1925–1945.
- [16]Givoni M. Development and Impact of the modern high-speed train: A review[J]. *Transport Reviews*, 2006, 26(5): 593–611.
- [17]Hall P. Magic carpets and seamless webs: Opportunities and constraints for high-speed trains in Europe[J]. *Built Environment*, 2009, 35(1): 59–69.
- [18]Jia S M, Zhou C Y, Qin C L. No difference in effect of high-speed rail on regional economic growth based on match effect perspective?[J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2017, 106: 144–157.
- [19]Jiao J J, Wang J E, Jin F J. Impacts of high-speed rail lines on the city network in China[J]. *Journal of Transport Geography*, 2017, 60: 257–266.
- [20]Krugman P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. *The American Economic Review*, 1980, 70(5): 950–959.
- [21]Kumbhakar S C, Lovell C A K. *Stochastic frontier analysis*[M]. Cambridge: Cambridge University Press 2000.
- [22]Oosterhaven J, Romp W E. Indirect economic effects of new infrastructure: A comparison of Dutch high speed rail variants [J]. *Tijdschrift Voor Economische en Sociale Geografie*, 2003, 94(4): 439–452.
- [23]Qin Y. ‘No county left behind?’ The distributional impact of high-speed rail upgrades in China[J]. *Journal of Economic Geography*, 2017, 17(3): 489–520.
- [24]Shao S, Tian Z H, Yang L L. High speed rail and urban service industry agglomeration: Evidence from China’s Yangtze River delta region[J]. *Journal of Transport Geography*, 2017, 64: 174–183.
- [25]Ureña J M, Menerault P, Garmendia M. The high-speed rail challenge for big intermediate cities: A national, regional and local perspective[J]. *Cities*, 2009, 26(5): 266–279.
- [26]Vickerman R, Spiekermann K, Wegener M. Accessibility and economic development in Europe[J]. *Regional Studies*, 1999, 33(1): 1–15.
- [27]Whelan G, Johnson D. Modelling the impact of alternative fare structures on train overcrowding[J]. *International Journal of Transport Management*, 2004, 2(1): 51–58.
- [28]Zheng S Q, Kahn M E. China’s bullet trains facilitate market integration and mitigate the cost of megacity growth[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2013, 110(14): E1248–E1253.

An Analysis of the Heterogeneous Impact of the High-Speed Rail Opening on the Growth Rate of Total Factor Productivity

Sun Guangzhao, Huang Kainan

(The Center for Economic Research, Shandong University, Jinan 250100, China)

Summary: The rapid development of high-speed railways in China has greatly promoted exchanges and cooperation between the regions, and improved the level of collaborative innovation and economic efficiency between the regions. Based on the panel data of municipalities and prefecture-level cities in 2004—2014, this paper empirically analyzes the heterogeneity impact of high-speed rail opening on the growth rate of TFP and further tests the robustness of the empirical results. The results show that, on the whole, the opening of high-speed rail promotes the growth rate of TFP in the opening regions, but there are differences in different levels of cities: the opening of high-speed rail improves the TFP growth rate in regional central urban areas and non-central urban areas, but inhibits the growth rate of TFP in the central cities of the whole country. From a regional perspective, the high-speed rail opening has different TFP growth rates for different opening regions: the opening of high-speed rail has promoted the growth rate of TFP in the eastern region, but the impact on the growth rate of TFP in the central and western regions is not significant. In addition, the high-speed rail has a heterogeneous impact on the dynamic effect and the hysteresis effect of the TFP growth rate in the opening area. At the same time, the opening of high-speed rail has a heterogeneous impact on the improvement of technical efficiency, the rate of technological progress and the change of scale efficiency in different levels of cities and regions, and has the largest impact on the change of scale efficiency.

Key words: high-speed railway; difference-in-differences method; TFP growth rate; heterogeneous impact
(责任编辑 许 柏)

~~~~~  
(上接第 83 页)

builds the old-age service savings model with fiat money as the medium and the mutual time savings model with community currency as the medium respectively. The results show that: (1) The use of fiat money as the medium of savings inhibits people's willingness to save for old-age services; (2) The introduction of community currency as the medium of time savings for the elderly not only enhances their incentive to save for old-age services, but also better adapts to the new normal of population aging; (3) Compared with fiat money, community currency is more suitable to act as the medium of mutual pension time savings. The research conclusions are as follows: As a financial innovation of the aging society, the introduction of community currency with national credit guarantee can overcome the limitations of the current time savings mode, achieve the optimization of idle endowment resource allocation beyond the family in the whole society, and realize the gradual transformation from family endowment to social endowment, in order to cope with the new normal of population aging. This paper will provide theoretical support and decision-making reference for the government to issue community currency with national credit guarantee.

**Key words:** population aging; community currency; mutual pension; time savings; overlapping generation model  
(责任编辑 许 柏)