

高铁网络、市场准入与企业生产率

张梦婷, 俞峰, 钟昌标, 林发勤

[摘要] 迅猛发展的中国高铁对社会经济发展产生日益显著的影响,因而亟待对其经济效益进行刻画和测度。为此,本文通过匹配1999—2011年中国城市数据、中国高铁网络数据和工业企业数据,定量探究了高铁对企业生产率的影响及其内在机制。结果显示:①高铁开通负向影响了外围城市的企业生产率,效应值为12.46%;分别采用不同的估计方法和使用其他代理变量等方法进行稳健性检验,构建了最小生成树作为工具变量来处理内生性问题,研究结论依然成立。②机制探究结果表明,高铁提高了地区市场准入,促进外围城市资本和劳动力等生产要素向中心城市的集聚而对外围城市产生虹吸效应,进而负向影响其企业生产率。进一步,本文依据城市初始交通禀赋、行业要素密集度和高铁站与城市中心的相对距离对机制进行了验证,发现城市初始交通禀赋越低、行业资本或技术密集度越高、高铁站距离城市中心越近,高铁的虹吸效应越明显;高铁虹吸效应的有效范围是高铁站与城市中心30km的道路距离。本文的研究表明,提高高铁的经济福利和减少其对地区间发展不平衡的影响,可以从科学控制高铁修建速度、优化高铁站选址和培育地区特色产业等方面着手。

[关键词] 高铁网络; 市场准入; 企业生产率; 最小生成树; 虹吸效应

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)05-0137-20

一、问题提出

“要想富,先修路”。世界各国在发展过程中都对交通基础设施建设进行了大量的投资。世界银行2017年度报告显示,2013—2017年世界银行的借贷中约有15%都是用于与交通相关的项目。特别是在中国^①,2016年基础设施投资高达11.89万亿人民币(约为日本当年GDP的41%)。其中,高速铁路(High Speed Rail,HSR;下文简称“高铁”)的建设速度和规模最为瞩目。自2008年中国第一

[收稿日期] 2017-11-20

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“引进外资与对外投资两大战略的协调机制与政策研究”(批准号71673182),国家社会科学基金重大项目“国际贸易保护主义发展趋势及我国应对策略研究”(批准号12&ZD097)。

[作者简介] 张梦婷,上海大学经济学院博士研究生;俞峰,中央财经大学国际经济与贸易学院博士研究生;钟昌标,上海大学经济学院特聘教授,教育部长江学者,博士生导师,经济学博士;林发勤,中央财经大学国际经济与贸易学院副教授,经济学博士。通讯作者:俞峰,电子邮箱:yufeng890220@126.com。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 改革开放以来,中国的交通基础设施得益于政策支持和财政保障而发展迅猛,因连年的高额投资被国外媒体冠以“基建狂魔”的称号。

条高铁——“京津城际高铁”开通以来,高铁发展迅猛(见图 1),在 2014 年超越日本成为东亚地区,甚至是世界上高铁网运输能力最强的国家(World Bank,2014)。截至 2016 年底,中国高铁总运营里程数超过 2.2 万公里,超过世界上其他所有国家的总和(占世界高铁总里程的 60%以上),覆盖了 177 个地级城市(约占全国城市的 53%),在国内已基本形成了“八横八纵”^①的网络格局。因此,探究高铁的经济效益具有重要的理论价值和现实意义。

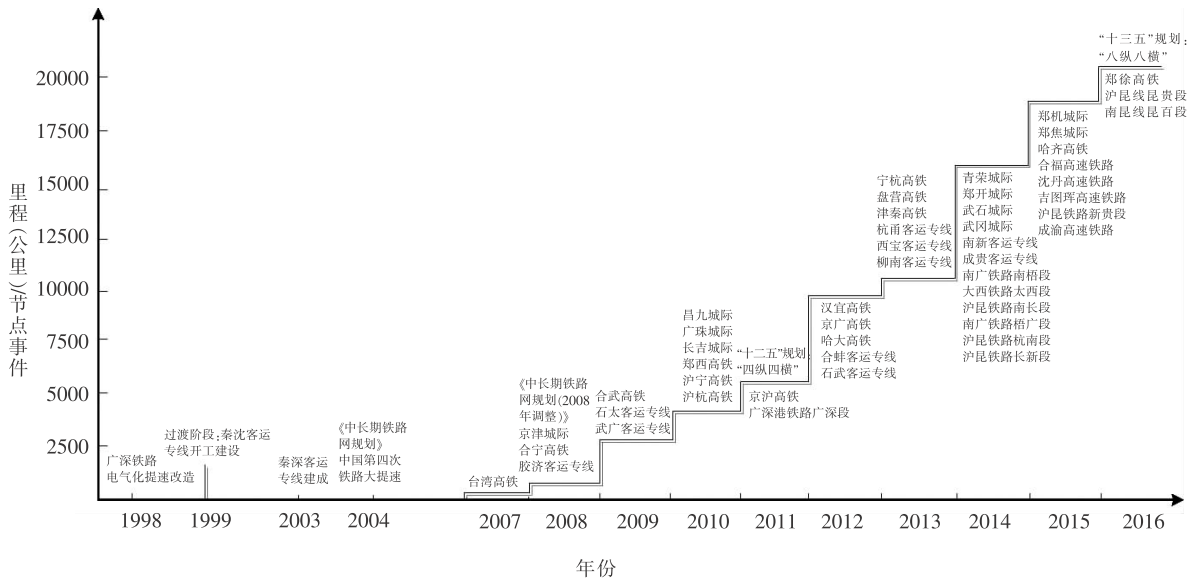


图 1 1998—2016 年中国高铁发展历程

随着中国制造业的快速发展,企业的生产率不断提高,特别是 2008 年之后得到快速发展(杨汝岱,2015)。那么,快速发展的高铁与企业生产率提高之间是否存在因果关系?如果有,影响的机制又是什么?

本文将史无前例的大规模的中国高铁视作一项准自然实验(Quasi Natural Experiment),通过整理 1999—2011 年中国高铁、城市和微观企业等层面数据,探究高铁开通对企业生产率的影响。并且,参考 Donaldson and Hornbeck(2016)测算美国铁路网引致市场准入(Market Access)变化的思路,测算了高铁引致的市场准入,以探究高铁开通对企业生产率的影响机制。本研究可能的边际贡献:①经检索既往研究,本文是国内第一篇关注高铁对企业生产率影响的研究文章。②借鉴 Faber(2014)高速公路工具变量的选用逻辑,本文为高铁构建了基于地理信息的最小生成树(Least Cost Path Spanning Tree Networks)工具变量,以减小高铁建设过程中的非随机性问题。③证实了高铁引致市场准入的虹吸效应机制。通过引入市场准入指标进行机制探究发现,高铁引致市场准入的提高促使资源向中心城市集聚,从而负向影响外围城市的企业生产率。此外,本文还从城市初始交通禀赋差异、行业要素密集度异质性和高铁站与城市中心的相对距离三个方面对作用机制进行了验证。

① 来自《铁路网中长期规划》(2016)“规划到 2025 年形成以‘八纵八横’主通道为骨架的高铁网络”,具体是指中国境内八条纵向(南北)高铁线路和八条横向(东西)高铁线路的空间网络结构。

二、文献综述

与本文最密切相关的研究文献主要有三类,分别为高铁经济效应的评估、交通基础设施对企业的影响分析和对交通基础设施带来的市场准入变化的探究,依次梳理如下。

(1)高铁的经济效应评估。高铁兴起于20世纪中期,相较于其他交通方式,高铁的能耗最低、污染最小,因而在政府交通基础设施规划中占据越来越重要的地位。高铁的开通可以提高城市的可达性、拓展城市空间,进而提高城市间的经济联系(Gutiérrez et al.,1996;罗鹏飞等,2004;蒋海兵等,2010;Shaw et al.,2014)。但是,高铁影响地区经济增长的研究结论不尽相同,大量研究表明,高铁对区域经济发展产生了差异化影响。如Vickerman(1997)横向比较欧洲高铁所连接的多个国家在高铁开通后的经济影响,发现高铁促进了几个主要都市的经济发展;Coto-Millán et al.(2007)揭示了欧洲高铁对中部国家和边缘国家影响的差异;Li and Xu(2018)研究发现日本新干线加剧了服务业向中心地区的集聚程度进而导致了经济的极化效应,边缘地区服务业人数因此减少。此外,也有部分学者关注了高铁对劳动力市场和产业结构等方面的影响。如Sasaki(1997)以日本新干线网络为研究对象,通过数据仿真分析得出开通高铁优化产业空间分布的结论;Lin(2017)则基于中国高铁数据分析了开通高铁带来的城市间往来便利性提高对城市就业和分工的影响,发现通高铁促进了城市就业的增长并提升了专业化分工程度。以上研究为本文探究中国高铁对企业生产率的影响奠定了重要的分析基础和研究启示。

(2)交通基础设施对企业的影响。已有大量研究聚焦交通基础设施对企业的影响,具体可以概括为以下几类:①交通基础设施与企业生产率。如高翔等(2015)研究发现高速公路显著促进了服务业生产效率的提高;Holl(2016)同样发现高速公路对西班牙企业生产率的正向影响;贾俊雪(2017)通过数值模拟得出公共基础设施投资与企业全要素生产率之间的“倒U型”关系;②交通基础设施与企业选址或产业集聚。如Holl(2004)基于西班牙1980—1994年的数据,分析发现机动车道的建设会对新企业选址产生显著影响;Duran-Fernandez and Santos(2014)用墨西哥的数据揭示了道路基础设施对制造业集聚的促进作用;Ghani et al.(2016)等考察了印度的黄金高速公路(Golden Quadrilateral)对制造业生产组织和生产效率的影响,发现高速公路显著地提高了位于道路沿线企业的配置效率;③交通基础设施与企业存货。如Shirley and Winston(2004)总结认为高速公路基础设施的投资是通过促使企业减少库存而正向影响企业利润率,类似的还有刘秉镰和刘玉梅(2011)认为交通基础设施促进经济增长的渠道在于其对制造业企业库存成本的降低。对于高铁这一新兴的交通方式对企业影响的考察,如Bernard et al.(2015)研究发现日本新干线的建成对企业生产链、供应商选择产生显著影响,进而提高了企业生产率;Charnoz et al.(2018)关注了法国高铁对企业组织生产结构和效率的影响,发现高铁网络降低了管理层的沟通成本而正向影响企业分支机构规模和生产专业性。然而,目前有关中国高铁对企业生产率的影响研究尚未见报告。

(3)交通基础设施带来的市场准入变化。既往研究表明,交通基础设施主要通过引致市场准入变化产生经济效应。交通基础设施带来的市场准入提高,一方面令产品和要素流动的成本降低,使企业在同样条件下可以得到更低价或更高质量的要素,进而提高企业生产率(Bernard et al.,2015)、促进企业出口(Xu,2017)和促进城市就业(Lin,2017)等;另一方面可能导致“非对称市场整合的中心外围效应”,即促进经济活动向中心城市集聚而对外围城市产生负向影响。如Faber(2014)探究中国高速公路建成带来的交通成本降低对地区经济增长的影响,发现高速公路因为降低了外围城市工业总产出增速而对外围城市经济增长产生了显著的负向影响;Qin(2017)以中国高铁为研

究对象,揭示了其相较于传统铁路的速度优势对沿线城市产生的经济重组效应,结果显示高铁因减少了外围城市的固定资产而负向影响这些城市的经济增长。此外,基于工业生产中的规模报酬递增、Dixit-Stiglitz 垄断竞争和冰山贸易成本等假设,Krugman(1980)和 Helpman and Krugman(1985)还为“市场规模是工业化的重要决定因素”以及“大市场和小市场之间贸易成本的降低会促使生产向大市场周围集中”等命题提供了微观基础。总的来看,交通基础设施带来的市场准入提高对经济效应的影响具有两面性,为本文探究高铁对企业生产率的影响机制提供了重要的理论基础。

三、数据与方法

1. 数据描述

本文的数据来源主要有《中国城市统计年鉴》(1999—2011)、《中国区域统计年鉴》(1999—2011)、1999—2011年工业企业数据库、中国地形图、全国交通地图册、《中国铁道年鉴》(1999—2011)、百度地图开放平台等。按数据内容可以大致分为以下四大类。

(1)高铁数据。主要来自《中国铁道年鉴》、中国铁路总公司网站、国家铁路管理局等新闻报道或公告中,搜集获得关于高铁线路的开通时间以及规划修建时间等信息。各城市内高铁车站站点的信息是结合中国铁路总公司 12306 网站和“去哪儿网”的信息而来。高铁站到城市中心的距离,即高铁对城市经济的辐射和影响半径,是利用所有高铁站点的经纬度和城市中心的经纬度,经 Arc-GIS10.2 计算得来。各站点和城市中心精确的经纬度数据,来自百度地图开放平台。机制验证中,根据高铁站到城市中心的距离来细分样本进行检验,这一细分可以在很大程度上不遗漏高铁站和城市中心之间距离产生的偏误,而且可以将那些名义上没有高铁开通,但实际也在高铁站经济效应辐射范围内的城市数据包含在内。

(2)区域数据。主要是指从《中国城市统计年鉴》中获得的关于城市经济特征的数据,一些年份的缺失值由《中国区域统计年鉴》予以补充。《中国城市统计年鉴》的地级市层面数据,涉及农业、服务业、人口、不同部门的就业、平均工资、固定资产投资以及地方政府的财政收支等内容。《中国区域统计年鉴》的数据,涉及房地产投资、价格和工业产出等内容。

(3)微观数据。主要从中国工业企业数据库中获得。该数据库提供了 1998—2011 年全部的国有企业以及年销售额在 500 万元以上的非国有企业,给出了企业层面的详细信息,包含企业的地理位置、所属行业、成立年份、总产值、总销售额、中间要素投入、固定资产、员工人数等 100 多个变量。在使用之前,本文需要对该数据库做出如下处理:①由于原始数据中部分企业的法人代码发生了改变,本文参考 Brandt et al.(2012)的做法,采用企业的法人代码、企业名称、法人名称、地区代码、行业代码、成立年份、地址和主要产品名称构建新的面板数据,并生成了新的企业识别代码;②参考 Brandt et al.(2012)的做法,删除企业员工少于 8 人的观测样本;③参考 Cai et al.(2009)的做法,删除缺少以下变量的企业样本:总资产、净固定资产、销售额、工业总产值;④参考 Feenstra et al.(2014)的做法,删除不符合一般公认会计准则(GAAP)的样本,即流动资产大于总资产,总固定资产大于总资产以及删除没有识别编号的企业或成立时间无效的企业,例如成立时间在 12 之后或在 1 月之前;⑤由于中国在 2003 年采用了新的行业分类代码,本文根据 Brandt et al.(2012)的做法,按照新的行业分类代码对企业数据进行了标准化统一;⑥中国工业企业数据库缺失 2004 年的工业总产值,本文采用 2004 年经济普查数据库中的工业总产值来填补这一缺失值。同时,考虑到自然资源在矿产、石油等资源性行业中有重要作用,烟草、废物回收处理以及水电煤气生产供应的垄断性和不可贸易性,故而本文将剔除这些行业,对制造行业进行研究分析。

(4) 矢量数据。数据来源主要有中国地理空间数据云 DEM 数字高程数据 SRTM 3^①(Shuttle Radar Topography Mission, 精度 90M)、中国行政区划矢量图^②以及 1999—2011 年历年的中国交通地图册。一是用于图形化呈现路线网络;二是用于工具变量“最小生成数”的计算和构建。

最小生成树的构建^③: ①将高程数据导入 Arc-GIS10.2 完成镶嵌和裁剪等预处理后得到中国高程图,利用空间分析模块从高程图中提取各单元格(Cell Size,是栅格文件的最小单元)的水文信息($water_i$)、坡度信息($slope_i$)和起伏度信息($grads_i$)。②利用空间分析模块中的“栅格计算器”,按地理开发成本公式(1)(汤国安和杨昕,2012)计算各单元格的地理开发成本。③调用空间分析模块的“cost path”命令,给定输入:靶点城市(省会、副省级和直辖市)和上一步处理得到的所有单元格的开发成本,运行后输出得到依据“地理开发成本最低”原则的路径网络。④将此栅格数据导出,得到各地级市是否“该”有高铁开通的虚拟变量(0-1),以此作为该城市高铁的工具变量。

$$cost_i = 0.3 \times water_i + 0.4 \times slope_i + 0.3 \times grads_i \quad (1)$$

2. 模型设定

为考察高铁对企业生产率的影响,本文对 Lin(2017)的模型进行拓展,构建如下模型:

$$\ln(Productivity)_{ict} = \lambda_0 + \lambda_1 HSR_{ct} + \lambda_2 V_{it} + \lambda_3 O_{ct} + \Omega_c + \delta_t + \delta_i + u_{ict} \quad (2)$$

其中, $\ln(Productivity)_{ict}$ 表示位于城市 c 的企业 i 在 t 年的生产率。本文最关心的主要解释变量为 HSR_{ct} ,当城市 c 在 t 年开通高铁则取 1,否则取 0。 λ_1 为核心解释变量的估计系数,如果 $\lambda_1 > 0$ 且显著,则表明开通高铁正向影响企业生产率,反之则负向影响。 V_{it} 为企业层面控制变量,包括企业规模、企业年龄、企业负债和企业出口强度,用以控制其他企业因素产生的影响。 O_{ct} 是城市层面的控制变量。 Ω_c 是城市固定效应,控制不随时间变化的城市特征因素。 δ_t 是时间固定效应,用以控制时间维度的宏观经济冲击。 δ_i 是企业固定效应。

限于数据原因,本文未采用全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)代理企业生产率,而是参考程大中(2003)、蒋冠宏(2017)的研究采用人均产出代表企业生产率。需要指出的是,全要素生产率代理企业生产率一般被认为是相对更主流的方式(鲁晓东和连玉君,2012)。目前文献中估计企业全要素生产率的方法主要有传统指数核算法、普通最小二乘法(OLS)和控制函数方法(即 OP、LP 和 ACF 方法)。其中,较为普遍接受的是第三种控制函数方法,但是该方法需要工业增加值、中间品投入等指标,而工业企业数据库 2008 年之后的数据中,工业增加值和中间品投入均缺失。^④ 表 1 是本研究中涉及的一些关键变量的描述性统计。

3. 实证策略

本文构建了双向固定效应模型评估高铁对企业生产率的影响。为尽可能地减少交通基础设施

① 来自中国科学院计算机网络信息中心的开放数据平台(网址:<http://www.gscloud.cn/>)。DEM(Digital Elevation Model)数据,是通过有限的地形高程数据实现对地面地形的数字化模拟,一般认为描述包括高程在内的各种地貌因子,如坡度、坡向、坡度变化率等。全球的 DEM 数据(SRTM),可以在 Consortium for Spatial Information(空间信息联盟)获得(网址:<http://srtm.csi.cgiar.org/SELECTION/inputCoord.asp>)。

② 来自国家测绘地理信息局网站(<http://bzdt.nasg.gov.cn/index.jsp>)。

③ 详见附录,可在《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

④ 2008 年起国家统计局修改了统计制度,取消了工业统计中的增加值计算,工业增加值仅仅由国民经济核算处进行计算。所以 2008 年之后,国家层面的规模以上企业工业增加值不再公布,工业企业数据库中也不再保留这个变量。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	变量说明	均值	标准差	最大值	最小值
<i>Labor productivity</i>	人均工业总产值取对数	5.1662	1.2191	12.8163	-6.6280
<i>HSR</i>	高铁变量	0.0657	0.245	1.0000	0.0000
<i>MA all</i>	高铁和高速公路共同带来的市场准入取对数	15.1074	2.3122	18.9574	0.0000
<i>MA HSR</i>	高铁带来的市场准入取对数	14.8248	2.2998	18.7698	0.0000
<i>MA highway</i>	高速公路带来的市场准入取对数	15.0916	2.3084	18.6240	0.0000
<i>Size</i>	企业总资产取对数	9.2937	1.7540	18.9874	0.0000
<i>Age</i>	企业成立至观测值所在年份的年数	8.9522	9.3065	62.0000	0.0000
<i>Lev</i>	负债合计与总资产之比	0.5509	1.7201	2700.0000	-76.2309
<i>Export</i>	出口交货值与工业总产值之比	0.1427	0.7834	863.0000	0.0000
<i>GDP</i>	城市 GDP 取对数	16.3676	1.1334	19.0625	10.6965
<i>Population</i>	城市人口取对数	6.2601	0.6496	8.0488	2.5541

的非随机性问题,在选择实证对象时,本文以“外围城市”(除了在规划文件中写明必定要经过的城市——省会城市、副省级城市和直辖市以外的城市)为研究样本。面板数据的双向固定效应模型是一种广义上的双重差分估计模型(Cameron and Trivedi, 2005),由此得出基本结论,并在此基础上进行稳健性检验。

本文借鉴 Faber(2014)构建高速公路工具变量的原理,以“最小生成树”作为高铁的工具变量来处理内生性问题。主要依据:①外生性。Faber(2014)构建最小生成树的立足点是“在排除规划者对地区经济基础的考虑后,地理开发成本的高低是决定高速公路具体路线走向的重要依据”。在高铁的实际规划中,地理开发成本也确实有重要影响。根据中国铁建服务有限公司工程师的介绍^①，“铁路选线设计目的是找出并争取技术经济最优的方案,地形、地质、城市规划、环境敏感区等资料是线路方案选择的重要控制性因素”,而对地理开发成本有重要影响的地形地貌等地理性要素,属于既定现实是确定且绝对外生的因素。②相关性。在高速公路规划中阐述其规划目的是“全面连接地级行政中心,城镇人口超过 20 万的中等及以上城市,重要交通枢纽和重要边境口岸^②”。类似地,高铁的规划目的是“连接主要城市群,基本连接省会城市和其他 50 万人口以上大中城市,形成以特大城市为中心覆盖全国、以省会城市为支点覆盖周边的高速铁路网^③”。可见,高铁与高速公路的修建具有很高的可比性,两者都有政策上的目标城市——行政中心和人口密集城市。因而本文认为“利用地理信息来构建工具变量以减小内生性问题”的思路对高铁也同样适用。总而言之,地理信息决定的地理开发成本与高铁实际的建设密切相关,而且在计算最小生成树时对规划目标所指待连接的那些节点城市也予以考虑,两个条件同时满足的情形下,这里认为最小生成树网络与高铁网络有很强的相关性。

本文通过引入市场准入指标,并整合 Krugman(1980)、Helpman and Krugman(1985)基于非对称市场整合的中心外围理论和 Baldwin and Okubo(2006)拓展新经济地理模型总结得到的空间选择效应(Spatial Selection)和空间分类效应(Spatial Sorting),来进行机制探究与说明。为减小高铁的

① 凤凰资讯:(中国铁建)高铁是否经过你家大门口,究竟谁说了算(网址:http://news.ifeng.com/a/20170318/50794813_0.shtml)。

② 原文来自《国家公路网规划》(2013—2030 年)。

③ 原文来自《铁路网中长期规划》(2016)。

非随机问题,本文在主体回归的研究对象中就剔除了中心城市,认为对外围城市而言“有无高铁”相对随机,这使得本文余下的分析讨论与中心外围理论紧密联系。在中心外围理论的基础之上,本文又结合基准回归结论考虑了讨论要素流动方向的理论基础——“集聚力大于分散力,流向中心城市”的空间选择效应和“流向外围”的空间分类效应,并以此展开进一步论证。

最后,本文从城市初始交通禀赋差异、行业异质性和高铁站与城市中心的相对距离对高铁的虹吸效应机制进行了再验证。基于 Qin(2017)在高铁的地区增长效应分析中对城市初始禀赋影响强调,Ghani et al.(2016)和 Lin(2017)分别就印度高速公路和中国高铁的经济效应考察时对产业空间分布影响的关注,以及考虑高铁网络如何“放置”最优的问题(即高铁网络与城市的交点,高铁站),本文从这三个方面对前文所述作用机制进行检验。

四、实证结果与分析

1. 基准回归结果

表2呈现的是高铁对企业生产率的双向固定效应回归结果。其中,模型2是在模型1的基础上增加了企业和城市层面控制变量的回归。结果显示,高铁显著地负向影响了企业生产率,效应值为12.46%。这与 Faber(2014)关于高速公路对城市经济增长的影响和 Qin(2017)关于铁路提速的地区经济增长效应的实证结果一致,交通基础设施产生了负向影响。那么这种负向效应的结论是否稳健,其影响机制是如何,值得做进一步探讨。

2. 稳健性检验

本文从以下四个方面对基准回归的结论进行稳健性检验^①:^①鉴于高铁开通可能并非立即产生

表2 高铁对企业生产率影响的基准回归结果

变量	(1) <i>Labor productivity</i>	(2) <i>Labor productivity</i>
<i>HSR</i>	-0.1381*** (0.0030)	-0.1246*** (0.0030)
<i>Size</i>		0.2211*** (0.0017)
<i>Age</i>		-0.0029*** (0.0002)
<i>Lev</i>		-0.0021 (0.0018)
<i>Export</i>		-0.0181*** (0.0052)
<i>GDP</i>		0.1868*** (0.0068)
<i>Population</i>		-0.5076*** (0.0204)
时间固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
观测数	2170614	2170614
R-squared	0.2572	0.2872

注:括号内为回归系数的稳健标准误。*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

① 具体结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

影响,故对主要的解释变量进行滞后一期的处理,结果见表3模型(1)所示;②考虑到关于中国工业企业数据库2010年数据的问题(谭语嫣等,2017),把2010年数据删除后进行回归,结果见表3中的模型2;③用人均工业销售值作为企业生产率的代理变量,结果见表3中模型(3);④选了不同的时间段,包括2000—2011年、2001—2011年、2002—2011年以及2007—2011年进行回归。各模型均得出“高铁负向影响企业生产率”的结论,显示回归结果的稳健性。

表3 高铁对企业生产率影响的稳健性检验结果

变量	(1) <i>Labor productivity</i>	(2) <i>Labor productivity</i>	(3) <i>Industrial salesper</i>
<i>HSR</i>	-0.0854*** (0.0027)	-0.0871*** (0.0032)	-0.1233*** (0.0030)
<i>Size</i>	0.1720*** (0.0021)	0.2248*** (0.0017)	0.2180*** (0.0017)
<i>Age</i>	-0.0028*** (0.0002)	-0.0029*** (0.0002)	-0.0028*** (0.0002)
<i>Lev</i>	-0.0065 (0.0057)	-0.0021 (0.0018)	-0.0019 (0.0017)
<i>Export</i>	-0.0314** (0.0122)	-0.0197*** (0.0053)	0.0475*** (0.0047)
<i>GDP</i>	0.1673*** (0.0077)	0.1690*** (0.0066)	0.1914*** (0.0069)
<i>Population</i>	-0.5697*** (0.0249)	-0.4668*** (0.0202)	-0.5190*** (0.0207)
时间固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观测数	1292156	2029629	2169698
R-squared	0.2257	0.2794	0.2874

注:括号内为回归系数的稳健标准误。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

3. 内生性问题的处理

虽然本文的回归以“外围城市”为研究样本,以尽量减小高铁修建的非随机性问题,但是不能完全避免由于规划者对经济基础好或区位优势显著的地方的偏好而导致的内生性问题。因此,这里进一步采用工具变量法处理。

工具变量法已经是属于识别交通基础设施影响的一个较为常用的方法,Redding and Turner (2015)系统总结了已有研究中关于交通基础设施的工具变量选择主要的三种策略:①从规划图和规划文本中找准随机变量;②历史性路线,从非常古老的交通路线中找准随机变量;③“意料之外”的布局方式,主要是选出一个不在考虑之内的变量,这一变量不会反向地影响到样本,在这里就是可以影响高铁的规划,但不会受“规划者倾向”影响的因素。结合文献和资料的梳理,本文采用第三种策略寻找工具变量。工具变量的具体计算过程在上文“数据描述”部分已经做了较为详细的描述,此处不再赘述。由于构造的工具变量取决于地理信息数据,不会随时间而变动,因此,本文选取样本最后一年即2011年来对工具变量进行回归。

表4呈现的是工具变量的回归结果,不难发现,工具变量的回归结果与基准回归结果保持一致。第3列是工具变量对高铁的一阶段回归结果。结果显示,Kleibergen-Paap rk Wald F值13.716^①,大于Staiger and Stock(1997)提出的相关工具变量一阶段10的经验值,因而拒绝弱工具变量的假设,表明了工具变量的有效性。

表4 工具变量的回归结果

变量	(1) Second stage <i>Labor productivity</i>	(2) Reduced regression <i>Labor productivity</i>	(3) IV first stage for HSR
<i>HSR</i>	-0.3709* (0.1976)		
<i>IV(Least Cost Path)</i>		-0.1340*** (0.0052)	0.3612*** (0.0023)
<i>Size</i>	0.2499*** (0.0099)	0.2510*** (0.0024)	-0.0031*** (0.0010)
<i>Age</i>	-0.0195*** (0.0011)	-0.0198*** (0.0004)	0.0010*** (0.0002)
<i>Lev</i>	-0.2331* (0.1208)	-0.2374*** (0.0084)	0.0117*** (0.0036)
<i>Export</i>	-0.1724 (0.1208)	-0.1779*** (0.0040)	0.0147*** (0.0017)
<i>GDP</i>	0.0492 (0.0676)	-0.0299*** (0.0036)	0.2131*** (0.0016)
<i>Population</i>	0.1662* (0.0871)	0.1409*** (0.0051)	0.0683*** (0.0022)
观测数	140352	140352	140352
R-squared		0.1070	0.2970
Kleibergen-Paap F statistic			13.7160

注:括号内为回归系数的稳健标准误。*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

五、机制探究

前期回归中,本文发现高铁对企业生产率产生负向影响,这与Faber(2014)、Qin(2017)的研究结论相一致。其中,Faber(2014)以高速公路为研究对象,发现高速公路网络的发展负向影响了外围城市工业总产出的增速,从而对外围城市GDP增长产生了负向效应。Qin(2017)则是以高铁为研究对象,发现高铁开通带来的市场准入提高减少了外围城市的固定资产投资,从而降低了外围城市的人均GDP。针对Melitz(2003)提出的新经济地理模型,Baldwin and Toshihiro(2006)认为其中的“均质化企业”假设并不必要,在放松这一假设、允许企业层面的异质性后概括得到了“有效率的企业受到集聚的力大于分散的力而向中心城市迁移”的空间选择效应(集聚效应)和“低效率企业向外围城市迁移”的空间分类效应。由于本文所采用的中国工业企业数据库包含的均为国有企业以及规模以

① 根据Stock and Yogo(2002)的研究可得,关键的检验指标不是Cragg-Donaldson F值,更加可靠的是Kleibergen-Paap rk Wald F值。

上的非国有企业^①,因而研究样本不包含“规模小的企业”。在此情况下,回归结果依然显示高铁负向影响企业生产率,提示可能是空间选择效应的机制在起作用,即由中心城市的虹吸效应产生的集聚造成。基于上述,这里通过引入市场准入,进一步对高铁影响企业生产率的机制进行探究和验证。

1. 市场准入

交通基础设施研究中的市场准入概念是 Donaldson and Hornbeck(2016)率先提出的概念,并对其进行了测算。市场准入的测算体系是一个从一般均衡贸易理论推演而来的约简型,用以估计随着交通基础设施建设的进行区域间贸易成本变化的加总效应(Aggregate Impacts)。为了更好地反映高铁网络的处理效应,本文引入了市场准入的方法,并且为了便于与其他交通基础设施比较,这里分别测算了“高铁引致的市场准入”(MA_{HSR})、“高速公路引致的市场准入”(MA_{highway})和“高铁和高速公路共同引致的市场准入”(MA_{all})。

对照已有研究中量化交通基础设施的方法,这一指标的优势主要体现在以下三个方面:①定量评估交通基础设施的综合影响。随着交通基础设施的扩大,城市间交易成本显著降低,交通运输越便捷,市场可达性就越高。②刻画了交通基础设施对每一个城市的全局影响。计算过程中利用了全局范围内所有可能的运输方案,即决定市场可达性大小的是在全国交通网络范围内的全局便利程度,及其与重要经济区域的互联程度。③同时能够刻画交通基础设施建设的直接影响和间接影响。计算中涉及的交通出行成本,当相邻城市的交通设施变得更加完善时,即使本城市的条件没有发生改变也会对结果产生显著影响,提高其市场准入。

本文的“市场准入”与 Harris(1954)提出的“市场潜能”(基于最低成本下可得的市场数目及规模的测算)的区别,主要体现在以下两个方面:一是 Harris(1954)的计算公式为 $\sum_{d \neq o} (\tau_{od})^{-1} N_d$,其中 τ_{od} (市场与市场之间贸易往来的交通成本)是用“两地间距离”来表示。而本文借鉴 Donaldson and Hornbeck(2016)构造的“市场准入”指标中的“市场之间贸易往来成本”则进一步考虑了在两地间地理距离不变的情况下,道路交通基础设施网络的建设和发展对各城市的影响。二是在市场准入的构建中,“市场准入”允许贸易成本对另一城市市场规模的重要性产生影响,影响大小为 $-\theta$,而 Harris(1954)以固定值“-1”来计算。Eaton and Kortum(2002)指出, θ 描述了生产率的分布,反映了贸易流动中的“比较优势”(贸易弹性),值越小意味着这个区域的生产率吸引越分散,会致使产生更多的贸易动机。Donaldson and Hornbeck(2016)发现用实际数据估计得到的 θ 是显著地大于1的,选择不同的 θ 值会对市场准入值产生不同的影响,具体的取值应取决于具体的实证场景。因此,他们通过利用结构模型和非线性最小二乘法(NLS)估计得出最适合美国样本数据实证设定的 θ 值,所估参数8.22在3.37—13.18置信区间内有95%的置信概率。结合既往文献和本文的研究内容,市场准入的测算公式如下^②:

$$MA_k = \sum_j \tau_{kj}^{-\theta} GDP_j \quad (3)$$

其中, MA_k 表示城市 k 的市场准入; τ_{kj} 表示城市与城市之间的交通成本,是一个城市间动态的交通成本矩阵; GDP_j 用以表征城市 j 的市场规模。 τ_{kj} 既包含出行时间的信息,也包含所需的费用信

① 规模以上工业企业,在1998—2006年是指全部国有企业和年主营业务收入500万元及以上的非国有企业;2007—2010年,统计范围调整为年主营业务收入500万元及以上的工业企业;2011年开始至今,统计范围为年主营业务收入2000万元及以上的工业企业。

② 具体推导的微观基础详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

息,并且随交通基础设施建设的进行而变化。为了构建这一矩阵,本文提出:

假设 1:城市间距离矩阵的构建假设。根据 Zheng and Kahn(2013)的计算实践,城市间铁路距离等于城市间直线距离的 1.2 倍。城市间直线距离是依据城市的经纬度坐标数据,运用 Arc-GIS 计算得到。

假设 2:为了识别出建成高铁在出行时间和出行费用上的效应,本文将城市间旅客出行的交通方式归纳为三类:传统道路或慢速铁路、高速公路、高铁。对运行的速度和所需费用标准化处理如下:传统道路或慢速铁路的速度为 60km/h,费用为 0.1^①元/km;高速公路的速度为 100km/h,费用为 0.23 元/km;高铁的速度为 250km/h,费用为 0.43 元/km。在市场准入指标的计算框架下,分别测算了“高铁引致的市场准入”(MAHSR)、“高速公路引致的市场准入”(MAhighway)和“高铁和高速公路共同引致的市场准入”(MAall)。绝大多数的城市第一种交通方式都是存在的,因而被视作该城市初始交通禀赋,而是否有高速公路和高铁,是从地区统计年鉴、统计公报和《铁道统计年鉴》中的“建设大事记”等信息汇总统计而来。

假设 3:时间价值的核算假设。考虑到在现实中人们选择不同的交通出行方式时,要做出决策意味着要进行取舍,是选择更短的出行时间还是更高昂的车费?时间和费用两个变量是在决策选择哪种交通方式时需要权衡的关键。这一点也是本文在构建动态交通成本矩阵时需要考虑的。因此,为了反映开通高铁带来的城市间交通往来时间价值的节约,需要对时间价值进行核算。高收入群体往往对时间更加看重,也就更愿意支付高昂的车费,由此可以推知“工资”在这个取舍的过程中有重要作用。所以,在测度时间的价值时,本文将两个城市的平均工资视作时间的单位价值。为了避免其他的内生性问题,计算时采用 2007 年的工资数据,也就是高铁开通前一年的情况。

假设 4:市场准入公式中的参数 θ 。有关参数估计,既有文献中,国别层面的估计相对较多,如 Eaton and Kortum(2002)基于 1995 年 OECD 经济体间制造业部门内部贸易往来的数据,计算得到的 θ 值为 8.28、3.6 和 12.86。Costinot et al.(2012)和 Simonovska and Waugh (2014)进一步放宽 Eaton and Kortum(2002)的假设条件,同样是利用 20 世纪 90 年代 OECD 内部贸易数据,计算得到的 θ 值约为 4.5—6.5。相对而言,一国之内的估计较少,Bernard et al.(2003)利用美国企业层面的生产率分布,估计得到 $\theta=3.6$,Donaldson(2018)利用印度地区间贸易数据,估计得到的 θ 值约为 3.6。因为缺乏中国国内区域间贸易流动的数据,本文无法从数据中直接估计这一参数。回顾既往文献发现,Trevor and Zhu(2015)基于文献梳理设定的 θ 值为 4,Xu(2017)基于 Simonovska and Waugh (2014)的估计结果 θ 值也是取为 4,Lin(2017)则将 θ 值取为 3.6。综合考虑已有研究,本文在分析时主要采用的是 $\theta=3.6$,为了进一步验证稳健性,本文还补充采用了 $\theta=4$ 时“市场准入”的计算结果^②,结果显示结论依然稳健。此外,为了减少跟地理有关的地区冲击造成的内生性,在所有市场准入的计算中,各城市 GDP 均为 2000 年的数据。

从市场准入的计算公式看,如果一个城市到其他城市的交通成本越低,则这个城市的市场准入就越大(与通达性的解释相似)。公式中的 τ_{ij} (城市与城市的交通成本)随交通基础设施建设的进行而变化,是计算的核心。文中分别测算了“高铁引致的市场准入”(MAHSR)、“高速公路引致的市场准入”(MAhighway)和“高铁和高速公路共同引致的市场准入”(MAall)。

表 5 呈现了不同交通方式引致的市场准入的计算结果,从表中可以看出,“高铁引致的市场准入”(MAHSR)、“高速公路引致的市场准入”(MAhighway)和“高铁和高速公路共同引致的市场准入”

① 铁路成本的计算由三部分组成:空调费用、铁路局运营成本、基准费用。高速公路的运行成本则是考虑了通行费和燃油费。为了简化处理,在传统道路和慢速铁路中本文假定这两种交通方式每公里的费用相等。

② 具体结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

(MA_{all})随着时间均呈上升趋势,与市场准入值随着交通基础设施的完善而逐渐增大的现实相符。由于市场准入计算中假设每个城市存在的传统道路方式为城市初始交通禀赋, MA_{all} 、 MA_{HSR} 、 $MA_{highway}$ 是分别在传统道路或慢速铁路的基础上,随着新的道路交通基础建成而不断完善的结果。因此,高铁引致的市场准入(MA_{HSR})在2008年(中国高铁开元年)之前,均值也存在逐年增加,但是在高铁开通后增加更为迅速。本文的结果与Lin(2017)所测算的中国高铁带来的市场准入结果进行比较,数量级和增长率都有很高的相似性,从侧面验证了本文测算结果的可靠性。

表5 不同交通方式引致的市场准入历年变化情况

变量	含义	1999	2002	2005	2008	2011	2013
MA_{HSR}	高铁带来的市场准入	12.3357	12.3435	12.3819	12.4071	12.5236	12.5976
MA_{all}	高铁和高速公路共同带来的市场准入	12.4394	12.4911	12.5848	12.6271	12.8069	12.8861
$MA_{highway}$	高速公路带来的市场准入	12.4394	12.4911	12.5848	12.6240	12.7651	12.7975

注:以上结果均是对数结果。经过与Lin(2017)计算的市场准入比较,数量级非常相近,侧面印证了计算结果的可靠性。

2. 机制分析

为了考察高铁引致的市场准入提高对企业生产率的影响,在基准回归的实证模型(2)基础上进行改进,得到:

$$\ln(\text{Productivity})_{ict} = \lambda_0 + \lambda_1 MA_{ct} + \lambda_2 V_{it} + \lambda_3 O_{ct} + \Omega_c + \delta_i + \delta_t + u_{ict} \quad (4)$$

模型中, λ_1 是高铁引致市场准入提高对生产率影响的估计系数,是机制的核心估计系数。 $\lambda_1 < 0$ 表明高铁引致市场准入的提高负向影响了企业生产率,反之则为正向影响。

表6中模型(1)、(2)、(3)分别为高铁、高铁和高速公路、高速公路这三种不同交通方式引致的市场准入对企业生产率的回归结果。可见,三种交通方式引致的市场准入的提高均对外围城市的企业生产率有显著的负向影响。其中,高铁引致市场准入的提高带来的负向影响效应值最大。除此之外,本文还基于二次项模型考察了市场准入影响企业生产率的非线性问题^①。结果显示,市场准入与生产率之间存在着倒“U”型的关系,但是 MA_{HSR} 和 $MA_{highway}$ 的拐点处均为负值, MA_{all} 为2.2。反观市场准入计算结果,均值都在10以上,这意味着全国范围内,市场准入对企业生产率产生负向影响与本文研究结果相一致。

为了确保结论的稳健性,本文分别采用了滞后项、使用不同的因变量的代理变量和调整市场准入的计算等方法进行了检验。首先,鉴于高铁引致的市场准入提高可能并非立即产生影响,故对主要的解释变量进行了滞后一期的处理^②,基准回归的结论依旧成立。然后,本文分别用企业人均工业销售值^③和全要素生产率作为企业生产率的代理变量。参考鲁晓东和连玉君(2012)关于中国工业企业全要素生产率估计的论述以及Giannetti et al.(2015)对上市公司TFP的计算方法,这里以工业产出值代替工业增加值,选用OLS方法估计了TFP,补充了用TFP作为因变量的代理变量的分析^④。回归结果提示高铁引致的市场准入对企业带去显著负向影响的结论仍旧成立。最后,本文还通过调整市场准入计算公式中的参数和更换描述城市市场规模的指标,来求得不同设置下的市场准入计算

① 具体结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

② 具体结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

③ 具体结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

④ 具体结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

表 6 市场准入对企业生产率的回归结果

变量	(1) <i>Labor productivity</i>	(2) <i>Labor productivity</i>	(3) <i>Labor productivity</i>
<i>MAHSR</i>	-0.0588*** (0.0024)		
<i>MAall</i>		-0.0364*** (0.0025)	
<i>MAhighway</i>			-0.0543*** (0.0026)
<i>Size</i>	0.2207*** (0.0017)	0.2210*** (0.0017)	0.2208*** (0.0017)
<i>Age</i>	-0.0004* (0.0002)	-0.0004* (0.0002)	-0.0004* (0.0002)
<i>Lev</i>	-0.0023 (0.0020)	-0.0024 (0.0020)	-0.0023 (0.0020)
<i>Export</i>	-0.0175*** (0.0052)	-0.0176*** (0.0052)	-0.0175*** (0.0052)
<i>GDP</i>	0.1936*** (0.0069)	0.1975*** (0.0069)	0.1962*** (0.0068)
<i>Population</i>	-0.5090*** (0.0204)	-0.5011*** (0.0204)	-0.5029*** (0.0204)
时间固定效应			
城市固定效应			
企业固定效应			
观测数	-11.5856***	-10.1444***	-11.1413***
R-squared	(0.8119)	(0.8138)	(0.8151)

注:括号内为回归系数的稳健标准误。*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

结果。具体而言,一方面,取用不同的参数 θ ;另一方面,在描述市场规模时,用人口数据代替原来计算时采用的 GDP 数据(如 Bernard et al.,2015)。以调整后参数的两种计算结果进行回归,实证结果并没有质的变化^①。

进行双重差分估计的前提假设是有高铁城市 and 没有高铁城市企业发展的平行趋势。为了验证平行趋势,本文参考 Xu(2017)的方法在方程(2)的基础上加入了高铁连接的前项和后项虚拟变量:

$$\ln(\text{Productivity})_{ict} = \sum_{m=1}^3 \lambda_m \text{FirstHSR}_{c,t-m} + \sum_{n=0}^4 \lambda_n \text{FirstHSR}_{c,t+n} + \lambda_1 O_{ct} + \lambda_2 V_{it} + \Omega_c + \delta_t + \delta_i + u_{ict} \quad (5)$$

其中, FirstHSR_{ct} 是一个虚拟变量,表示城市 c 在 t 年是否为第一次连入高铁网络, $\text{FirstHSR}_{c,t-m}$ 表示第 m 期的前项, $\text{FirstHSR}_{c,t+n}$ 表示第 n 期的滞后项。前项是为了控制连入高铁网络前的效应,之后的高铁连接就是一个安慰剂检验(Placebo Test),有助于解决实际高铁连接效应的预期性问题。滞后项使我们可以跟踪连入高铁网络的处理效应,从而识别出首次连入高铁网络之后几年的影响。高铁网络对企业规模和企业数量影响的事件分析结果显示^②,高铁开通显著地负向影响了外围城市

① 感兴趣的读者可以向作者索取。

② 具体结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

企业的规模,但是对企业数量未造成显著影响。这与现实情况相符,即大企业由于固定投资成本高不易迁移、流动。因此,本文机制探究进一步从资源的新配置角度即要素向中心城市聚集的角度入手进行分析。

交通基础设施引致市场准入提高通过“非对称市场整合的中心外围效应”负向影响外围城市的经济发展(Faber,2014;Qin,2017)。表7呈现的是高铁引致市场准入变化对外围城市企业的资本和劳动力的影响。由模型(1)—(6)可得,交通基础设施的修建带来市场准入的提高负向影响了外围城市的企业资本和劳动力。即高铁等交通基础设施建设引致的市场准入提高产生了“虹吸效应”,使得外围城市的资本和劳动力向中心城市集聚,从而导致外围城市企业生产率下降。

表7 机制探究的回归结果

变量	(1) <i>Capital</i>	(2) <i>Labour</i>	(3) <i>Capital</i>	(4) <i>Labour</i>	(5) <i>Capital</i>	(6) <i>Labour</i>
<i>MAHSR</i>	-0.0070** (0.0030)	-0.0220*** (0.0020)				
<i>MAall</i>			-0.0102*** (0.0030)	-0.0025 (0.0020)		
<i>MAhighway</i>					-0.0059** (0.0029)	-0.0042** (0.0019)
<i>Size</i>	0.4692*** (0.0023)	0.3004*** (0.0014)	0.4692*** (0.0023)	0.3005*** (0.0014)	0.4692*** (0.0023)	0.3005*** (0.0014)
<i>Age</i>	-0.0000 (0.0000)	0.0004* (0.0003)	-0.0000 (0.0000)	0.0004* (0.0003)	-0.0000 (0.0000)	0.0004* (0.0003)
<i>Lev</i>	-0.0847* (0.0512)	0.0092* (0.0056)	-0.0847* (0.0512)	0.0091* (0.0056)	-0.0847* (0.0512)	0.0092* (0.0056)
<i>Export</i>	0.0130 (0.0086)	0.0299 (0.0264)	0.0130 (0.0086)	0.0298 (0.0264)	0.0130 (0.0086)	0.0298 (0.0264)
<i>GDP</i>	-0.0699*** (0.0077)	0.0365*** (0.0052)	-0.0695*** (0.0077)	0.0381*** (0.0052)	-0.0696*** (0.0077)	0.0380*** (0.0052)
<i>Population</i>	-0.0360* (0.0214)	0.2365*** (0.0147)	-0.0352 (0.0214)	0.2396*** (0.0147)	-0.0353 (0.0214)	0.2395*** (0.0147)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	2178030	2178520	2178030	2178520	2178030	2178520
R-squared	0.1861	0.1554	0.1862	0.1553	0.1861	0.1553

注:括号内为回归系数的稳健标准误。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

3. 机制验证

为了进一步验证虹吸效应机制,结合既往研究和结论,本文做出以下推测:①Qin(2017)在高铁的地区增长效应分析中强调了城市初始禀赋的影响,因此,城市初始交通禀赋可能会对高铁的虹吸效应产生影响。具体而言,高铁开通带来的冲击在初始交通禀赋越低的城市可能更加显著,因而虹吸效应可能越大。②Ghani et al.(2016)和Lin(2017)分别在关于印度高速公路和中国高铁的经济效应考察中都提及了交通与行业要素密集度的密切关系,即不同类型的生产要素对交通条件改变的敏感度不同。因此,本文推测越是资本或技术密集型的行业,其受到虹吸效应越显著。③在高铁带来

市场准入提高增进了要素的空间流动这一前提下,思考高铁网络如何“放置”最优的问题。高铁网络与城市的“交点”是高铁站,据此推测站点与城市中心的相对距离会对虹吸效应产生影响。

因此,本文从上述三个方面——城市初始交通禀赋差异、行业异质性和高铁站与城市中心的相对距离,对虹吸效应机制做进一步验证和探究。

(1)城市初始交通禀赋差异的验证。为探究城市初始交通禀赋对高铁虹吸效应机制的可能影响,本文把1999年各城市的市场准入作为初始交通禀赋,以初始交通禀赋均值为界值,将研究城市分为低初始交通禀赋和高初始交通禀赋两组进行回归。表8中的模型(1)和模型(2),分别为高铁引致的市场准入变化对高初始交通禀赋和低初始交通禀赋城市中企业生产率的影响。模型(3)和模型(4)、模型(5)和模型(6),分别高铁和高速公路、高速公路带来的市场准入的影响。结果发现,在低初始交通禀赋城市组,高铁、高铁与高速公路、高速公路带来的市场准入提高均负向影响了企业生产率,并且高铁带来的市场准入提高对企业生产率的影响效应值最大,与本文前期结果相一致。但是,对高初始交通禀赋城市组,高铁带来的市场准入提高显著正向影响企业生产率,这与推测①相符,即高铁开通后会对初始交通禀赋越低的城市①的企业生产率产生更加显著的负向影响。

表8 虹吸效应再验证:城市初始交通禀赋

变量	Labor productivity					
	(1) <i>Low</i>	(2) <i>High</i>	(3) <i>Low</i>	(4) <i>High</i>	(5) <i>Low</i>	(6) <i>High</i>
<i>MAHSR</i>	-0.0909*** (0.0031)	0.0104** (0.0044)				
<i>MAall</i>			-0.0667*** (0.0030)	-0.0238*** (0.0068)		
<i>MAhighway</i>					-0.0562*** (0.0028)	0.0597*** (0.0072)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	1093253	1085267	1093253	1085267	1093253	1085267
R-squared	0.3005	0.2769	0.2999	0.2770	0.2995	0.2771

注:括号内为回归系数的稳健标准误。*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

(2)行业异质性的验证。本文在三位行业代码层面,按要素密集类型将行业分为资本或技术密集型和劳动密集型。表9中模型(1)和(2)是高铁引致市场准入对不同行业企业生产率的回归结果。结果表明,相较于劳动密集型行业,高铁引致市场准入对资本或技术密集型行业的企业生产率的负向作用更大,与推测②相符。同样,模型(3)、(4)、(5)和(6)分别是高铁与高速公路、高速公路带来的市场准入提高对不同行业企业生产率的影响,结论统一。考虑到中心城市多为资本或技术密集型行业,要素的收入也相对较高,一旦市场准入提高,促使高级要素更多地流入,从而对外围城市的资本或技术密集型行业产生显著的负向作用。即高铁带来的市场准入提高造成了行业间资源在空间上的重新配置,这与 Ghani et al.(2016)关于印度高速公路改善行业间资源配置效率的研究结论是一致的。

① 跟基准回归时相同,为尽可能减小非随机问题,研究对象还是所有的外围城市。

表 9 虹吸效应再验证:行业异质性

变量	<i>Labor productivity</i>					
	(1) 资本或技术 密集型行业	(2) 劳动 密集型行业	(3) 资本或技术 密集型行业	(4) 劳动 密集型行业	(5) 资本或技术 密集型行业	(6) 劳动 密集型行业
<i>MAHSR</i>	-0.0712*** (0.0095)	-0.0580*** (0.0025)				
<i>MAall</i>			-0.0453*** (0.0095)	-0.0359*** (0.0025)		
<i>MAhighway</i>					-0.0733*** (0.0103)	-0.0530*** (0.0026)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	123579	2054941	123579	2054941	123579	2054941
R-squared	0.2175	0.2897	0.2171	0.2894	0.2175	0.2897

注:括号内为回归系数的稳健标准误。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

(3)高铁站与城市中心相对距离的验证。高铁站选址设站是一项综合的规划,除了考虑城市内部的交通便利,还需要顾及城市规模、形态、发展方向和城市群之间的联系等。在高铁实际建设中,高铁站到底是建在城市中心还是城乡结合部,成本差异巨大。由于高铁站是中央政府和地方政府双方出资建设,中央政府出资为主由中央选址,地方政府出资为主则地方自行选址,所以高铁站建设的博弈在高铁建设中尤为复杂。据赵倩和陈国伟(2015)对京沪线、武广线上 38 个高铁站的统计,中国高铁站距离城市中心的平均距离为 14.12 公里,高铁站相对城市中心的区位关系主要有三种:机场飞地型、城市边缘型和城市中心型(如附图 2^①所示)。修建在市中心的地铁站一般是由旧站改造而来,设在城市边缘的站点一般是为了塑造城市新的增长极。本文利用所有高铁站点的经纬度和城市中心(市政府所在点)的经纬度,利用 Arc-GIS 计算得到了每一城市到它最近的高铁站的距离^②,进一步探究了高铁站与城市中心的相对距离对高铁带来的经济效应的影响。

结合既往研究,本文将高铁站到城市中心道路距离分为 0km—10km、10km—30km 和 30km—50km 三组^③进行回归。表 10 是回归结果,发现高铁站离城市中心越近,对企业生产率的负向作用越大。更有趣的是,在高铁站离城市中心道路距离大于 30km 以后,高铁的负向作用消失了。据此,本文认为高铁引致的市场准入提高带来的虹吸效应作用范围约为高铁与城市中心 30km 的道路距离。

① 具体结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

② 此时不再区分某一城市是否有高铁,而是找出每一个城市中心距离最近的那个高铁站以及距离。本研究中分别收集了直线距离和道路行驶距离,前文中,城市与城市之间道路距离按照已有文献中(Zheng and Kahn, 2013)的处理方法,采用了 1.2 倍于直线距离的做法。但是,高铁站与城市中心的道路行驶距离多为城市内交通,继续用倍数的方法,经验误差较大。因此,本文的处理是:直线距离仍旧由 GIS 计算得到,而“道路行驶距离”是在 GIS 找出距离最近的站点后,将那个站点导入百度地图开放平台,检索得到某一城市到那个站点的导航道路距离。

③ 参考了 Bernard et al.(2015)的做法。

表 10 虹吸效应再验证:高铁站与城市中心的相对距离

变量	Labor productivity								
	(1) 0—10km	(2) 10—30km	(3) 30—50km	(4) 0—10km	(5) 10—30km	(6) 30—50km	(7) 0—10km	(8) 10—30km	(9) 30—50km
MAHSR	-0.1932*** (0.0104)	-0.1246*** (0.0054)	0.2763*** (0.0150)						
MA _{all}				-0.1918*** (0.0127)	-0.1580*** (0.0076)	0.3629*** (0.0246)			
MA _{highway}							-0.0468** (0.0185)	-0.1399*** (0.0093)	0.3717*** (0.0247)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测数	865820	504254	135269	865820	504254	135269	865820	504254	135269
R-squared	0.2984	0.2518	0.2379	0.2981	0.2517	0.2353	0.2976	0.2508	0.2355

注:括号内为回归系数的稳健标准误。*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01。

六、结论与政策启示

迅猛发展的中国高铁势必在未来对中国的总体经济社会发展及经济、人口的空间分布产生长远影响,因此探究高铁的经济效益具有重要的理论价值和现实意义。交通对企业生产率的影响一直是学者们关注的重要课题,本研究视中国高铁为准自然实验,探讨高铁对企业生产率的影响及内在机制。①基准回归结果显示高铁负向影响了外围城市的企业生产率,效应值为 12.46%。稳健性检验分别采用了“解释变量滞后一期”、“分样本数据”、“被解释变量的代理变量”和“分时间段的回归”等四种方法,结果均未改变原结论。此外,本文以基于地理信息的“最小生成树”为高铁的工具变量,以减小高铁网络的内生性问题,结论依旧成立。②引入 Donaldson and Hornbeck(2016)的“市场准入”方法,测算了高铁引致的市场准入,以进一步对作用机制进行探究。结论显示,高铁提高市场准入加速了外围城市资本和劳动力等生产要素向中心城市集聚。③基于既有文献,本文从城市初始交通禀赋差异、行业异质性和高铁站与城市中心的相对距离,对前文得出的“高铁的虹吸效应机制”进行验证和讨论。研究发现,城市初始交通禀赋越低、行业的资本/技术密集度越高、高铁站离城市中心相对距离越近,则高铁对外围城市的虹吸效应越强。并且,高铁虹吸效应的作用范围为高铁站到城市中心 30km 的道路距离。

本文的研究结论对政策制定者和高铁规划者,有以下政策启示意义:

(1)控制高铁修建的速度与节奏,减少地区间发展不平衡。党的十九大报告指出,“中国现阶段的主要社会矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”。本研究发现,高铁网络促进了外围城市生产要素的流出,反而对其企业生产率产生了负向影响,而且虹吸效应与外围城市的初始交通禀赋呈负相关关系。由此提示,交通规划中须把控高铁在外围城市(尤其是那些初始交通禀赋较差的外围城市)的修建速度和节奏,以减少高铁的虹吸效应、避免加剧地区间发展不平衡。此外,各地政府对本地经济是否能从高铁中得到正向收益,尤其是短期的效应,应有更理性的预期。

(2)优化高铁站的选址,改善高铁网络的经济福利。本研究发现,高铁网络对外围城市的虹吸效

应与城市中心到高铁站的相对距离密切相关,有效范围约为 30km 道路距离。统计至 2016 年底的高铁数据,本文得到对已经连入高铁网络的所有城市(地级市),城市中心到高铁站的平均距离为 11.33km,这是目前“东部沿海密集,中西部相对稀疏”的高铁网络的情况。基于此,结合本文的研究结论,本文认为将高铁站更多地修建在远离既有城市中心的城乡结合部,既是节省建造成本的举措,又能缓解高铁网络对外围城市的虹吸效应。

(3)调整地区基础设施建设和产业结构,增加高铁的区域福利。本研究发现,外围城市初始交通禀赋越差、资本/技术密集度越高,高铁网络对其企业生产率的负向影响就越大。因此,对于正在修建或者计划修建高铁的外围城市而言,加速与高铁配套的设施建设、提升当地综合交通条件;加速地区特色产业的培育和发展,是提高地区福利的重要举措。

[参考文献]

- [1]程大中. 中国服务业的增长与技术进步[J]. 世界经济, 2003,(7):35-42.
- [2]高翔,龙小宁,杨广亮. 交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据[J]. 管理世界, 2015,(8):81-96.
- [3]贾俊雪. 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[J]. 经济研究, 2017,(2):4-19.
- [4]蒋冠宏. 我国企业跨国并购与行业内逆向技术溢出[J]. 世界经济研究, 2017,(1):60-69.
- [5]蒋海兵,徐建刚,祁毅. 京沪高铁对区域中心城市陆路可达性影响[J]. 地理学报, 2010,(10):1287-1298.
- [6]鲁晓东,连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012,(2):541-558.
- [7]罗鹏飞,徐逸伦,张楠楠. 高速铁路对区域可达性的影响研究——以沪宁地区为例[J]. 经济地理, 2004,(3):407-411.
- [8]刘秉镰,刘玉海. 交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低[J]. 中国工业经济, 2011,(5):69-79.
- [9]谭语嫣,谭之博,黄益平,胡永泰. 僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据[J]. 经济研究, 2017,(5):175-188.
- [10]汤国安,杨昕. Arc-GIS 地理信息系统空间分析实验教程(第二版)[M]. 北京:科学出版社, 2012.
- [11]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015,(2):61-74.
- [12]赵倩,陈国伟. 高铁站区位对周边地区开发的影响研究——基于京沪线和武广线的实证分析[J]. 城市规划, 2015,(7):50-55.
- [13]Baldwin, R. E., and O. Toshihiro. Heterogeneous Firms, Agglomeration and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting[J]. Journal of Economic Geography, 2006,6(3):323-346.
- [14]Bernard, A. B., J. B. Eaton, J. B. Jensen, and S. Kortum. Plants and Productivity in International Trade[J]. American Economic Review, 2003,93(4):1268-1290.
- [15]Bernard, A. B., A. Moxnes, and YU. Saito. Production Networks, Geography and Firm Performance[R]. National Bureau of Economic Research, 2015.
- [16]Brandt, L., V. J. Biesebroeck J., and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economic, 2012,(97):339-351.
- [17]Cai, H., L. Qiao, and G. Xiao. Does Competition Encourage Unethical Behavior? The Case of Corporate Profit Hiding in China[J]. Economic Journal, 2009,(119):764-795.
- [18]Cameron, and Trivedi. Microeconometrics—Methods and Application[M]. The Cambridge University Press, 2005.
- [19]Charnoz, P., L. Claire, and C. Trevien. Communication Costs and the Internal Organization of Multi-Plant Businesses: Evidence from the Impact of the French High-Speed Rail[R]. CEPR Discussion Paper, 2018.
- [20]Costinot, A., D. Donaldson, and I. Komunjer. What Goods Do Countries Trade? A Quantitative Exploration of Ricardo's Ideas[J]. Review of Economic Studies, 2012,79(2):581-608.
- [21]Coto-Millán, P., V. Inglada, and B. Rey. Effects of Network Economies in High-speed Rail: The Spanish

- Case[J]. *Annals of Regional Science*, 2007,41(4):911–925.
- [22]Donaldson, D., and R. Hornbeck. Railroads and American Economic Growth: A “Market Access” Approach[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016,131(2):799–858.
- [23]Donaldson, D. Railroads of the Raj: Estimating The Impact of Transportation Infrastructure [J]. *American Economic Review*, 2018,108(4–5):899–934.
- [24]Duran–Fernandez, R., and G. Santos. Regional Convergence, Road Infrastructure, and Industrial Diversity in Mexico[J]. *Research in Transportation Economics*, 2014,(46):103–110.
- [25]Eaton, J., and S. Kortum. Technology, Geography, and Trade[J]. *Econometrica*, 2002,58(3):1–23.
- [26]Faber B. Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China’s National Trunk Highway System[J]. *Review of Economic Studies*, 2014, 81(3):1046–1070.
- [27]Feenstra, C. Robert, Z Y. Li, and M J. Yu. Export and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Empirical Investigation from China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2014,(96):729–744.
- [28]Ghani E., A G. Goswami, and W R. Kerr. Highway to Success: The Impact of the Golden Quadrilateral Project for the Location and Performance of Indian Manufacturing[J]. *Economic Journal*, 2016,126(591):317–357.
- [29]Giannetti M., G. Liao, and Y U. Xiaoyun. The Brain Gain of Corporate Boards: Evidence from China[J]. *Journal of Finance*, 2015,70(4):1629–1682.
- [30]Gutiérrez, J., R. González, and G. Gomez. The European High–speed Train Network: Predicted Effects on Accessibility Patterns[J]. *Journal of Transport Geography*, 1996,4(4):227–238.
- [31]Harris, C D. The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States [J]. *Annals of the Association of American Geographers*, 1954,44(4):315–348.
- [32]Helpman, E., and P. R. Krugman. *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy*[M]. London: MIT Press, 1985.
- [33]Holl, A. Manufacturing Location and Impacts of Road Transport Infrastructure: Empirical Evidence from Spain [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2004,34(3):341–363.
- [34]Holl, A. Highways and Productivity in Manufacturing Firms [J]. *Journal of Urban Economics*, 2016,(93):131–151.
- [35]Krugman, P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade [J]. *American Economic Review*, 1980,70(5):950–959
- [36]Li Z., and H. Xu. High–Speed Railroad and Economic Geography: Evidence from Japan [J]. *Journal of Regional Science*, 2018,58(3):1–23.
- [37]Lin, Y. Travel Costs and Urban Specialization Patterns: Evidence from China’s High Speed Railway System[J]. *Journal of Urban Economics*, 2017,(98):98–123.
- [38]Melitz, M. The Impact of Trade on Intra–industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003,(71):1695–1725.
- [39]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.
- [40]Redding, S J., and M. A. Turner. Transportation Costs and the Spatial Organization of Economic Activity[J]. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2015,5(8):1339–1398.
- [41]Sasaki, K., T. Ohashi, and A. Ando. High–speed Rail Transit Impact on Regional Systems: Does the Shinkansen Contribute to Dispersion?[J]. *The Annals of Regional Science*, 1997,31(1):77–98.
- [42]Shaw, S L., Z. Fang, S. Lu, R. Tao. Impacts of High Speed Rail on Railroad Network Accessibility in China[J]. *Journal of Transport Geography*, 2014,(40):112–122.
- [43]Shirley, C., and C. Winston. Firm Inventory Behavior and the Returns from Highway Infrastructure Investments

- [J]. *Journal of Urban Economics*, 2004,55(2):398–415.
- [44]Simonovska, I., and M E. Waugh. The Elasticity of Trade: Estimates and Evidence[J]. *Journal of International Economics*, 2014,92(1):34–50.
- [45]Staiger, D., and J. H. Stock. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments [J]. *Econometrica*, 1997,65(3):557–586.
- [46]Stock, J H., and M. Yogo. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression [R]. NBER Working Paper, 2002.
- [47]Trevor, T., and X. Zhu. Trade, Migration and Productivity: A Quantitative Analysis of China [R]. Working Papers tecipa-542, University of Toronto, Department of Economics, 2015.
- [48]Vickerman, R. High-speed rail in Europe: Experience and Issues for Future Development [J]. *Annals of Regional Science*, 1997,31(1):21–38.
- [49]World Bank. Regional Economic Impact Analysis of High Speed Rail in China [R]. World Bank Other Operational Studies, 2014.
- [50]Xu, M. Riding on the New Silk Road: Quantifying the Welfare Gains from High-Speed Railways [R]. Job Market Paper, University of California Davis, 2017.
- [51]Zheng, S., and M. E. Kahn. 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):1248–53.

High-speed Railways, Market Access and Enterprises' Productivity

ZHANG Meng-ting¹, YU Feng², ZHONG Chang-biao¹, LIN Fa-qin²

(1. School of Economics Shanghai University,

Shanghai 200444, China;

2. School of International Trade and Economics Central University of Finance and Economics, Beijing 1100081, China)

Abstract: With the rapid development of China's HSR, its impact on economic development is increasingly prominent. By matching database of China's urban data, HSR data and China's industrial enterprise data in the period of 1999–2011 and introducing the index of market access, we quantitatively explored the relationship between China's HSR and enterprises' productivity. As revealed by the results, firstly, baseline regression show the HSR connection negatively affects enterprises' productivity and the marginal magnitude is 12.46%. Several robustness checks, such as alternative regression and proxy variables, confirm the reliability of the conclusions. To reduce the endogeneity of HSR's construction, we adopt the least cost path spanning tree network as an instrumental variable, and results are still supportive. Secondly, mechanism research reveals that the negative effects are originated from spatially reallocation of resources. More precisely, with the connection of HSR, much more resources run from peripheral cities to core ones. Furtherly, sample is reclassified based on the endowment transportation of the city, factor intensity of the industry and state ownership heterogeneity of enterprises, and distance between HSR station and the city center to verify the mechanism. We find the siphonic effect is inversely proportionate to city's transportation endowment and labor intensity of the industry, and the functional range of the effect is 30km road distance from HSR station to city center. Therefore, to enhance HSR's welfare effect and reduce regional inequality, measures such as controlling the speed and rhythm of HSR construction, scientifically planning HSR station and fostering local featured industry are significative.

Key Words: HSR networks; market access; enterprises' productivity; least cost path spanning tree network; siphonic effects

JEL Classification: C51 D52 L92

[责任编辑:姚鹏]