

市场可达性、人口流动与空间分化

王贇贇 陈 宪*

摘要：本文以中国高铁作为拟自然实验，研究了通勤成本减少对人口流动及空间分化的影响。研究显示，城市开通高铁会增加2.18%的常住人口，促进沿线城市的人口集聚；另一方面，高铁也促进了人口自西向东、自北向南的流动。进一步分析发现，在经济相对发达的东部地区，高铁增加了中小城市的人口流入，而对区域中心城市的作用削弱。但是在经济相对欠发达的中部地区，高铁却减缓了中小城市的集聚，进一步强化了大城市的作用。本文认为，可达性及市场联系程度的改变引起了空间分化，并从市场可达性角度对这些结果进行了验证。

关键词：市场可达性；高铁；人口流动；区域空间；最小生成树

一、引言与文献综述

大规模交通基础设施影响贸易成本、企业选址、信息流通，最终影响经济绩效。长期以来，在所有关于交通基础设施的研究中，成本、类型及空间布局受到了极大的关注（Baum-Snow, 2007; Donaldson and Hornbeck, 2016）。尽管已有大量研究验证了贸易成本对经济绩效的作用，及随之产生的城市化、空间集聚与扩散（Duranton et al., 2014; Faber, 2014），但鲜有研究关注通勤成本对人口流动的作用及其所产生的空间效应。运输成本变化对经济绩效产生的作用是否可以被推广到人口变化，我们不得而知。交通基础设施水平的提升究竟如何影响人口流动及空间分化？由于这两者之间存在着内生问题，我们很难去解释它们的因果关系。

本文利用中国高速铁路建设作为拟自然实验，从人口角度研究了交通成本变化对中国区域空间分化的影响。区别于以往研究，本研究主要有以下几方面意义：首先，从研究视角看，以往较多研究关注经济增长方面的问题，本文从人口流动的角度研究了中国区域空间的分化。其次，从样本选择来看，改善县域经济是我国当前重要的政策，但国内从县域城市出发，分析高铁对区域空间结构影响的研究还不多。考虑到县市的异质性，本文并没有将地级市作为研究单位，或者将城市以市辖区及其腹地这样的二元结构来进行研究（Baum-Snow et al., 2017）。最后，从研究方法来看，本文利用市场可达性对高铁发展给交通成本带来的变

*王贇贇，上海交通大学安泰经济与管理学院，邮政编码：200030，电子信箱：dizzywon@sjtu.edu.cn；陈宪，上海交通大学安泰经济与管理学院，邮政编码：200030。

本文受国家社会科学基金重点项目“制度和技术与现代产业体系发展”（项目批准号：11AZD080）资助。感谢匿名审稿人富有建设性的修改意见，当然文责自负。

化作了比较准确的估计。由于官方没有给出高铁网络的空间信息,使用高铁进行定量研究存在一定的困难。不同于以往研究中有学者通过高铁运行时间大致估计高铁带来的时空影响(杨维凤,2010),通过现有空间位置来近似估计高铁里程(Zheng and Kahn,2013;Lin,2017),或者以单位运输成本来估算贸易成本(Donaldson and Hornbeck,2016),本文通过构造真实的高铁网络估计城市之间通勤成本的变化。

目前,交通基础设施以及区域空间问题的相关研究主要包括三方面:

首先,大量研究关注交通基础设施的经济效用,包括劳动力市场需求(Michaels,2008)、长期经济增长(Banerjee et al.,2012)、收入波动(Burgess and Donaldson,2010)以及核心边缘市场作用(Faber,2014)。Xu和Nakajima(2017)研究了高速公路在中国城郊区域对产业发展的影响。Shiferaw等(2015)研究了交通基础设施水平对埃塞俄比亚当地企业数量的影响。Donaldson和Hornbeck(2016)使用历史数据,从农业土地价格角度,研究了铁路发展对美国经济增长的影响,他们发现19世纪铁路的建设大幅度地减少了贸易成本,从而影响了经济增长。Alder(2015)研究了印度“黄金四边形”公路系统对经济增长的影响,并提出如果将中国的高速公路模式复制到印度,可以促进印度中小城市的均衡发展。Qin(2017)利用中国铁路提速作为拟自然实验,分析了交通成本减少对县域城市经济增长的影响,认为铁路提速削弱了沿线城市的经济增长。Baum-Snow等(2017)研究了高速公路对中国城市经济增长的影响,认为高速公路的发展促进了区域中心城市的经济增长,削弱了腹地中小城市的发展。以往这些以货运交通为对象的研究中,运输成本变化是经济增长的主要影响因素,随着高速铁路的发展,以客运为主体的交通模式对时间成本变化以及时空格局的影响正逐渐增大,我们也以此作为本文的影响机制分析的切入点。

其次,也有大量研究关注交通基础设施对人口流动及区域空间结构变化的作用。许多学者发现,交通基础设施水平的提升能够促进人口的集聚及空间分化。Chandra和Thompson(2000)研究了洲际高速公路对美国经济活动的影响,他们发现高速公路引起了经济活动的空间分化,造成了经济活动与劳动力向沿线城市的集聚,收入份额发生变化。Duranton等(2014)研究了高速公路网络对美国就业及城市增长的影响,他们认为高速公路的发展促进了城市间的贸易,从而影响就业及增长。Garcia-López等(2017)研究了巴黎大区快速铁路对城市人口扩张的影响。他们利用历史铁路作为工具变量,检验了不同影响范围内快速铁路的作用大小。Baum-Snow(2007)及Baum-Snow(2010)分别研究了高速公路对美国中心城市人口扩张及郊区化的作用,以及高速公路对美国中心城市及郊区通勤模式的影响。Bartelme(2015)利用工具变量检验了美国大都市区1990-2007年间的数据,研究发现,贸易成本的改变对美国工资及就业水平有着明显的影响。利用估计的系数构建的反事实研究显示,如果去除贸易成本的影响,就业人口将从西北向南及西部流动,并形成扁平化的人口分布。国内对人口流动及空间分化的研究主要关注经济增长、社会发展、投资水平、就业水平等因素的作用(马伟等,2012;于涛方,2012;蔡昉、王德文,2003),较少关注交通基础设施的作用(张学良,2012)。以上研究均表明,交通基础设施能够促进人口的流动与集聚,但仍局限于贸易运输的视角。大多研究并未对其背后原因去做过多分析,甚至没有把交通基础设施水平提升所带来的全局时空变化作为影响人口流动及空间分化的重要因素。

此外,随着中国高铁的发展完善,已有越来越多学者开始关注其经济社会效用,但是得

出的结论并不一致。Lin(2017)利用中国地级市数据,检验了高铁对中国专业化分工的作用,认为高铁对劳动力就业影响存在异质性,并促进了服务性行业劳动力的集聚。Zheng和Kahn(2013)研究了中国高铁对沿线城市的影响,认为高铁能促进沿线中小城市的发展,发挥整合区域经济的作用。王雨飞和倪鹏飞(2016)检验了高铁对中国区域经济增长及其结构变化的作用,认为高铁的建设促进了城市间的知识溢出,并大大缩短了城市间的时空距离。相反,张克中和陶东杰(2016)研究了中国高铁对地级城市的经济分布效应,他们认为高铁的发展带来的“虹吸作用”减缓了沿线地级城市的经济增长。不难发现,目前关于高铁的研究主要集中于经济发展层面,关于高铁网络的发展对城市在区域空间中的地位——市场可达性影响尚属空白。本文希望通过分析高铁发展带来的城市间单位通勤成本变化对市场可达性的影响,进一步论证高铁发展对人口流动及空间分化的作用。

从研究背景来看,虽然中国高铁建设起步较晚,但在短短几年时间内,我国已经成为世界上运营里程最长、在建规模最大的国家。从空间分布来看,高铁沿线50KM地区占全国土地面积的13%、人口数量的66%以及GDP规模的51%;沿线100KM地区占全国土地面积的20%、人口数量的77%以及GDP规模的67%^①。从时空分布来看,目前的高铁服务水平自东向西呈递减趋势,东部地区享有密集程度最高的高铁网络,中部与西部地区相对较弱。高铁网络的一小时通勤范围已经覆盖了珠三角、沪杭甬以及京津冀三大都市圈,两小时通勤范围则已形成东部地区连续的城市群,使得沿线地区的大小城市已具有较高的一体化程度。

以上分析表明,高铁网络基本能顺应空间经济发展的需要,在促进要素流动与集聚方面起到积极作用。本文将以此为背景,研究高铁对人口流动及空间分化的影响。

本文余下内容作如下安排:第二部分介绍实证所用的数据及模型设定;第三部分给出实证分析的基本结果及几组稳健性检验结果,在稳健性检验中我们用到了安慰剂检验、事件研究及最小生成树工具变量;第四部分分析高铁效用的异质性及空间分化;第五部分详细给出市场可达性的计算,并以此机制对之前结论进行解释;最后,第六部分是本文的结论。

二、数据及模型

(一) 数据介绍与变量说明

本文使用的数据包括经济社会数据及GIS数据两类。经济社会数据来自2003–2014年县市社会经济统计年鉴以及2000年第五次全国人口普查,考虑到数据缺失问题,我们在实证中主要使用的是2007–2014年数据,遗漏的数据我们利用各省份年鉴尽量补齐;GIS数据通过百度API、地球系统科学数据共享平台、寒区旱区科学数据中心及中国铁路局提供的数字地图及信息手动处理获得。我们将每个行政边界到最近高铁网络距离小于10KM的县市定义为高铁沿线城市。文中所用到的两个边界虚拟变量是否属于省边界及是否属于市边界,通过中国县级单位行政区划数字地图提取;构建最小生成树工具变量所用到的全国土地坡度数据,通过中国1KM分辨率数字高程数字地图计算生成;高铁站点通过12306网站获取,由百度API获取经纬度^②;《中国统计年鉴》将中国区域划分为东部、中部、西部及

^①作者通过地图模拟计算获得。

^②根据规划文件,高铁线路直连各站点城市,以此生成中国高铁线路数字地图。

东北地区,虚拟变量依此设定(*east_dum*, *mid_dum*, *west_dum*)^①;是否属于沿海县市(*sea_dum*)依据《中国海洋统计年鉴》划分设定。缺失的数据通过城市统计年鉴或者各省份统计年鉴尽量补齐,涉及到行政区划调整的县市被排除在外,发生名字更换的县市经过统一处理予以保留。本文的研究数据不包括港澳台地区及西藏地区的数据,实证中主要变量描述性统计见表1。

表1 主要变量描述性统计

变量名	变量说明	均值	方差	数据区间
<i>CRH_pass</i>	是否开通高铁(0/1)	0.09	0.28	2007-2014 年
<i>MA_popu1</i>	人口作为市场规模的可达性($\theta=1$)	12381.95	5213.43	2007-2014 年
<i>MA_popu2</i>	人口作为市场规模的可达性($\theta=2.5$)	2458.80	27493.47	2007-2014 年
<i>MA_popu3</i>	人口作为市场规模的可达性($\theta=3.8$)	118036.50	3635024.00	2007-2014 年
<i>MA_gdp1</i>	GDP 作为市场规模的可达性($\theta=1$)	42464.76	27373.58	2007-2014 年
<i>MA_gdp2</i>	GDP 作为市场规模的可达性($\theta=2.5$)	9008.26	80157.02	2007-2014 年
<i>MA_gdp3</i>	GDP 作为市场规模的可达性($\theta=3.8$)	351269.70	9901190.00	2007-2014 年
<i>prefect</i>	是否市辖区(0/1)	0.11	0.31	2004 年
<i>citystatu</i>	是否县级市(0/1)	0.28	0.45	2004 年
<i>prov_b</i>	是否省边界(0/1)	0.48	0.50	2004 年
<i>urban_b</i>	是否市边界(0/1)	0.92	0.27	2004 年
<i>area</i>	行政区域面积(平方公里)	4492.53	11909.30	2007-2014 年
<i>gdp03</i>	2003 年 GDP(亿元)	57.39	198.92	2003 年
<i>realpop</i>	常住人口数(万人)	61.99	90.78	2007-2014 年
<i>pop</i>	户籍人口数(万人)	57.36	63.15	2007-2014 年
<i>mig</i>	流动人口率(常住人口/户籍人口)	0.97	0.19	2007-2014 年
<i>xxs</i>	小学生数(万人)	4.24	5.11	2007-2014 年
<i>east_dum</i>	东部地区虚拟变量(0/1)	0.25	0.43	2004 年
<i>mid_dum</i>	中部地区虚拟变量(0/1)	0.26	0.44	2004 年
<i>west_dum</i>	西部地区虚拟变量(0/1)	0.41	0.49	2004 年
<i>horizon_dum</i>	是否位于横向线路(0/1)	0.07	0.26	2007-2014 年
<i>vertical_dum</i>	是否位于纵向线路(0/1)	0.13	0.34	2007-2014 年
<i>sea_dum</i>	沿海地区虚拟变量(0/1)	0.35	0.48	2004 年

说明:参数 θ 取值参照 Donaldson 和 Hornbeck(2016)。

(二) 模型设定

为了研究高铁开通对人口流动及区域空间结构的影响,本文使用双重差分(difference in differences, DID)模型进行计量分析。图1描述了2004-2014年沿线城市与非沿线城市人口对数的变化^②,2008年之前它们保持相同的增长趋势,而2008年之后随着高铁线路的陆续开通,两组人口增长出现差异:沿线城市人口增长明显快于非沿线城市。基础模型设定如下:

①依据《中国统计年鉴》,东部10省份包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部6省份包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部12省份包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆;东北3省份包括辽宁、吉林、黑龙江。

②实验组指截至2014年的所有沿线城市。

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \beta CRH_pass_{it} + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中: i 和 t 分别表示城市和年份; y_{it} 表示城市 i 在 t 年的常住人口数; α_i 表示城市固定效应; CRH_pass_{it} 是本文关心的虚拟变量,表示城市 i 在 t 年是否开通高铁; γ_t 表示年份固定效应; ε_{it} 是随机误差项。考虑到序列相关及异方差,本文将标准误聚类到城市水平^①。

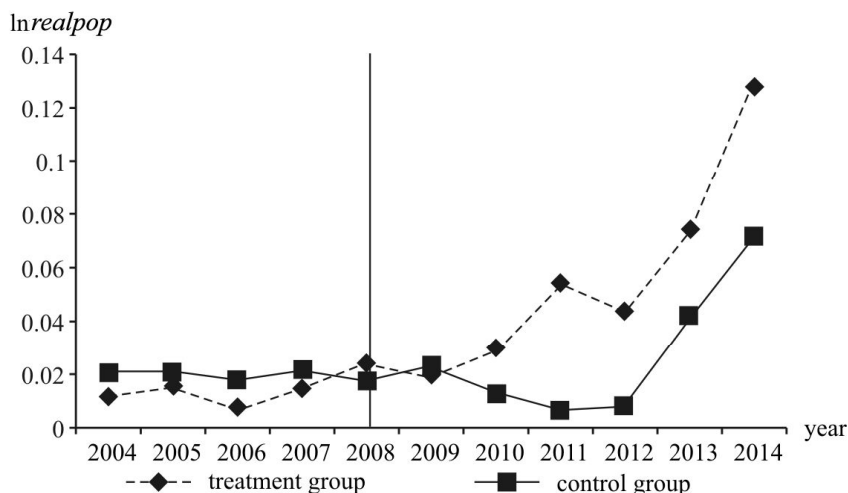


图1 高铁沿线城市与非沿线城市人口增长趋势比较

(三) 模型有效性识别检验

双重差分的使用要求在政策实施前,实验组与控制组保持相同的增长趋势。而高铁的线路可能并非随机选取,这会导致图1显示的2008年之后的人口增长差异可能由于两组城市本身的特征差异所引起。因此我们需要在模型(1)上增加几个关键变量,使得这些能够影响人口增长差异的因素得以被有效控制。根据中长期铁路网规划及国家铁路局的意见,高铁线路需要经过经济发达地区,连接各城市群,协调点线能力,节约和集约利用土地。一般而言,市辖区及县级市相对于市辖县有着更好的区位优势,城市群的中心更可能位于省市中心。鉴于此,我们选择了六个重要控制变量:市辖区虚拟变量($prefect$)、县级市虚拟变量($citystatu$)、省边界虚拟变量($prov_b$)、市边界虚拟变量($urban_b$)、行政区域面积($area$)以及2003年经济总量($gdp03$)。

表2给出了模型的平衡性检验。从组A可以看到,高铁沿线城市与非沿线城市存在较大差异,表明国家铁路局在规划高铁线路时的政策对控制组的选择有比较大的影响。组B比较了沿线城市与非沿线城市在2004年之前的经济社会状态,包括2000年的非农业人口($citypop00$)、全社会就业人口($emp00$)、第一产业就业人口($firstemp00$)、第二产业就业人口($secondemp00$)、第三产业就业人口($thirdemp00$)、2003年全社会储蓄余额($cxyc03$)以及固定资产投资($gdzc03$)。从第3列可以看到,沿线城市与非沿线城市在经济社会方面存在比较大的差异,当我们控制了六个关键变量后,它们之间的差异变得不再显著(第4列),保证了双重差分使用的有效性。因此,为了控制由于样本选择问题而导致的实验组与控制组趋势差异,本文在模型(1)上添加了上述六个控制变量:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \beta CRH_pass_{it} + [X \times f(t)]' \delta + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中: X 为本文的控制变量, $f(t)$ 为与时间趋势相关的多项式。

^①本文研究中的城市为县域级别的城市,包括县、市辖区、县级市,聚类到城市水平即县市水平,下同。

表 2 平衡性检验

变量名	实验组	控制组	无条件差异	条件差异
组 A:控制变量				
<i>prefect</i> (%)	0.229508 (-0.42058)	0.082491 (0.275121)	0.147*** (0.00755)	
<i>citystatu</i> (%)	0.491803 (0.500006)	0.225621 (0.418005)	0.266*** (0.00923)	
<i>prov_b</i> (%)	0.428571 (0.494944)	0.489757 (0.499912)	-0.0612*** (0.00942)	
<i>urban_b</i> (%)	0.892272 (0.310082)	0.930074 (0.255031)	-0.0378*** (0.00571)	
<i>area</i> (平方公里)	1559.932 (1047.243)	5176.617 (13122.07)	-3617*** (109.9)	
<i>gdp03</i> (亿元)	163.2869 (427.295)	32.6441 (54.1269)	130.6*** (7.324)	
组 B:其他特征变量				
<i>citypop00</i> (人)	174947.9 (251087.2)	84352.07 (82741.7)	90596*** (4961)	-11907 (12285)
<i>emp00</i> (人)	37389.57 (30055.34)	21583.22 (17036.81)	15806*** (605.8)	1998 (1827)
<i>firstemp00</i> (万人)	71.24942 (18.37023)	76.77478 (14.8188)	-5.525*** (0.381)	0.596 (1.684)
<i>secondemp00</i> (万人)	14.34251 (13.74722)	8.887231 (8.197013)	5.455*** (0.278)	0.0742 (1.143)
<i>thirdemp00</i> (万人)	14.40838 (5.97825)	14.33795 (8.612257)	0.0704 (0.139)	-0.669 (0.741)
<i>cxye03</i> (亿元)	34.19128 (30.74189)	15.29089 (19.24707)	18.90*** (0.624)	-1.563 (1.169)
<i>gdzc03</i> (亿元)	96.46851 (222.4681)	19.24762 (31.83306)	77.22*** (5.012)	1.911 (2.518)

注:括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著。

三、实证结果及稳健性检验

(一) 实证结果

表 3 给出了主要回归结果。第(1)列来自模型(1),*CRH_pass* 前的系数为正,且显著异于 0,表明了高铁开通与城市人口呈显著的正相关性。第(2)列与第(3)列分别加入了六个控制变量与时间的交互项:第(2)列为 $X \times t, X \times t^2, X \times t^3$;第(3)列为 X 与年份虚拟变量的交互项,它们同样显示了高铁与城市人口的正相关。在加入控制变量与时间多项式交互项后,*CRH_pass* 系数为 0.0257,在加入控制变量与年份虚拟变量交互项后,*CRH_pass* 系数为 0.0218。第(4)列替换了被解释变量,将城市常住人口替换成城市人口流动率,意在考察高铁对城市人口流动的影响。结果显示,开通高铁会使得城市人口流入平均增加 1.86%,非沿线城市人口向沿线城市集聚。尽管(2)-(4)列与模型(1)相比增长效应减小,但仍显示了高铁的集聚作用。一个有趣的现象是,我们将被解释变量替换为户籍人口时,尽管系数为正,

但在统计上并没有显著异于 0,说明在户籍制度的限制下,人口没有实现自由流动。

(二) 稳健性检验

1. 替代变量检验

近年来我国流动人口规模逐渐扩大,《中国流动人口发展报告 2016》指出,2015 年我国流动人口规模达 2.47 亿人,占总人口的 18%,家庭化流动趋势加强。国家第六次人口普查数据显示,目前流动人口子女义务教育已基本得到保障,仅有 2.94%的适龄儿童未能接受义务教育。考虑到家庭化的流动趋势,一座城市流入人口增加,小学在读人数必定会相应增加,可以用小学生数量的变化趋势来近似反映常住人口变化的趋势^①。我们将模型(2)的被解释变量替换为小学生数量,表 3 的第(6)列显示,当一座城市开通了高铁,小学生数量会增加 3.54%,且在 1%统计水平上显著,再次证明了高铁开通对人口集聚作用的结论。

表 3 主要回归结果

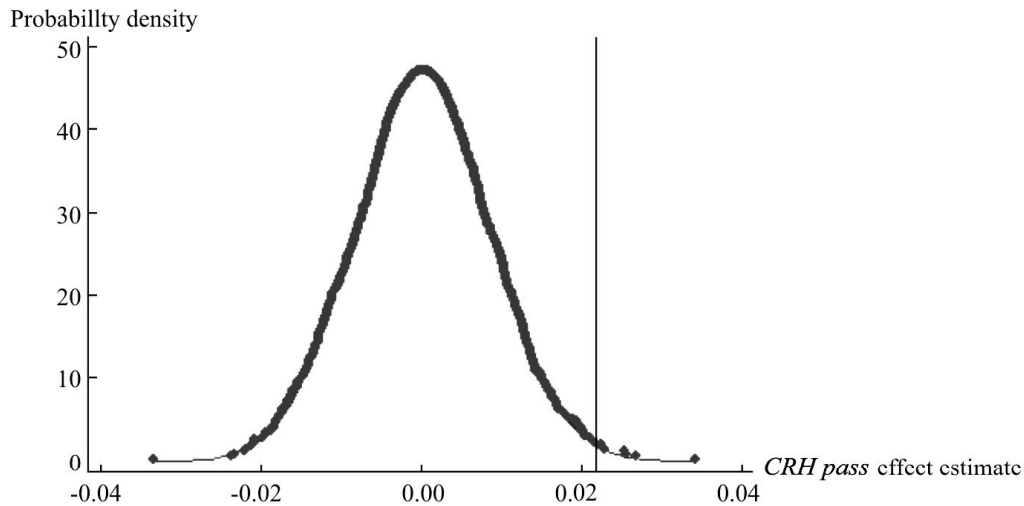
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnrealpop	lnrealpop	lnrealpop	mig	lnpop	lnxzs
CRH _{pass}	0.0415 *** (0.0107)	0.0257 ** (0.0100)	0.0218 ** (0.00994)	0.0186 ** (0.00927)	0.000386 (0.00456)	0.0354 *** (0.0104)
Constant	3.692 *** (0.00212)	3.693 *** (0.0178)	3.690 *** (0.00221)	0.986 *** (0.00242)	3.623 *** (0.00122)	1.085 *** (0.00344)
City fixed effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES	YES	YES	YES	YES
X×f(t)		YES				
X×yeardummy			YES	YES	YES	YES
Observations	12 497	12 497	12 497	12 497	18 019	18 013
R ²	0.992	0.992	0.993	0.719	0.996	0.985

注:第(1)–(3)列被解释变量为城市常住人口,第(4)列被解释变量为人口流动率(常住人口数/户籍人口数),第(5)列被解释变量为户籍人口,第(6)列被解释变量为在校小学生数;括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的统计水平上显著;标准误聚类到城市水平。

2. 安慰剂检验

为了检验表 3 的实证结果是否由于模型设定错误而获得,我们借鉴了以往在政策研究中一些学者所使用的安慰剂检验(Li et al., 2016),通过随机生成样本验证模型。为了与原有的高铁开通情况保持一致(2008–2014 年间每年新增沿线城市数量分别为 16、25、89、58、1、97、37),我们首先在 2008 年随机生成 16 个实验组城市,2009 年保持之前的 16 个城市不变,在剩余城市中随机新生成 25 座城市作为实验组城市,以此类推,从 2010 年到 2014 年新增的实验组城市数量依次为 89、58、1、97 和 37,将这一随机过程重复 500 次。图 2 描绘了这 500 次随机抽样后估计的系数概率密度图,图中竖线是表 3 第(3)列估计系数(0.0218)的位置。该密度函数图像显示,安慰剂检验所生成的系数基本均匀地分布于 0 两侧,标准差是 0.00844,表明随机生成高铁沿线城市不能获得同样显著的结果。竖线位于分布函数的尾部,证明高铁对城市人口的集聚效应不是由于一些不可知的因素所导致。

^①根据我国义务教育制度,目前初中以后教育需要回原籍地,因此我们没有用在校中学生数量代替常住人口进行估计。



注:该图绘制了 500 次随机抽样估计的系数概率密度,竖线为表 3 第(3)列估计系数位置。

图 2 安慰剂检验

3.事件研究

为了验证实验组与控制组趋势相同的假设,我们在模型(2)的基础上增加了 DID 变量的提前项与滞后项,模型如下:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \beta \sum_{k=-3}^{3+} CRH_pass \times 1\{year_{t-t_0} = k\} + [X \times f(t)]' \delta + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中: $1\{year_{t-t_0} = k\}$ 为指示变量, t_0 表示一座城市开通高铁的年份。当 $k < 0$ 时,(3)式第二项表示 CRH_pass 的提前项;当 $k > 0$ 时,表示 CRH_pass 的滞后项。表 4 显示,尽管 $pre3$ 、 $pre2$ 及 $pre1$ 这三个提前项系数为正,但统计上不显著异于 0。在一座城市开通高铁的当年,明显表现出人口集聚的效果, $post0$ 系数为 0.03,而在后续两年并不明显。该事件研究表明,高铁的开通对一座城市当年的人口集聚有着显著的作用,且并非由于受到实验组与控制组不同趋势的影响。

表 4 事件研究

变量	$\ln realpop$	变量	$\ln realpop$
$pre3$	0.00508 (0.00945)	$post3$	0.0371 * (0.0197)
$pre2$	0.00239 (0.0114)	$Constant$	3.689 *** (0.00243)
$pre1$	0.0213 (0.0155)	$county\ fixed\ effect$	YES
$post0$	0.0300 * (0.0182)	$year\ fixed\ effect$	YES
$post1$	0.0120 (0.0188)	$X \times yeardummy$	YES
$post2$	0.0269 (0.0176)	Observations	12 497
		R^2	0.993

注: $pre3$ 、 $pre2$ 、 $pre1$ 分别表示高铁开通前 3 年、前 2 年与前 1 年, $post0$ 、 $post1$ 、 $post2$ 、 $post3$ 分别表示高铁开通当年、后 1 年、后 2 年与后 3 年;括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;标准误聚类到城市水平。

4.考虑其他交通方式的影响

事实上,近些年高铁客运量份额只占交通运输的小部分,而铁路、公路、水路三者加总的

份额占到 80% 以上^①。西部地区尽管没有高铁,但仍然有发达的公路及普通铁路网。我们不能排除集聚效应与其他交通方式相关的可能性,忽略了这部分因素可能会导致结果的偏误。我们将各城市到铁路、公路及河流的距离与时间的交互项加入到模型(2)中^②。表 5 显示,控制了其他交通因素后,*CRH_pass* 前的系数依然为正,且显著异于 0,与之前结果一致。

表 5 添加其他交通因素的回归结果

变量	(1)	(2)
	<i>lnrealpop</i>	<i>mig</i>
<i>CRH_pass</i>	0.0233 ** (0.0101)	0.0193 ** (0.00942)
<i>Constant</i>	3.688 (3.139e+12)	0.991 (3.705e+12)
<i>City fixed effect</i>	YES	YES
<i>Year fixed effect</i>	YES	YES
<i>X×yeardummy</i>	YES	YES
<i>Distance_to_rail×yeardummy</i>	YES	YES
<i>Distance_to_road×yeardummy</i>	YES	YES
<i>Distance_to_river×yeardummy</i>	YES	YES
Observations	12 497	12 497
<i>R</i> ²	0.993	0.721

注:*Distance_to_rail* 表示一座城市到最近铁路的距离,*Distance_to_road* 表示一座城市到最近公路的距离,*Distance_to_river* 表示一座城市到最近河流的距离;括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;标准误聚类到城市水平。

5. 工具变量法

双重差分模型识别的难点并不在于一座城市是否开通高铁,而是究竟什么因素决定了它们的开通。平衡性检验表明沿线城市与非沿线城市在经济社会方面显著的差异,《中长期铁路网规划》关于“四纵四横”线路的设置,也明确提到 21 个区域中心城市。我们借鉴 Faber (2014) 的方法,构建了一条连接这 21 个城市的高铁网络,使得总成本最小^③,即最小生成树网络。第一步,我们利用 IGBP 中国 2000 年土地覆盖数字地图以及 1KM 分辨率数字高程模型(DEM)数据集,建立成本栅格地图。公式如下:

$$cost_i = water_i \times 25 + building_i \times 25 + slope_i \times 0.6 + qfd_i \times 0.4 \quad (4)$$

(4) 式中:*cost_i* 表示地图上像素单元 *i* 的成本;*water_i* 表示像素单元 *i* 是否为水体;*building_i* 表示像素单元 *i* 是否为建成区;*slope_i* 表示像素单元 *i* 的坡度;*qfd_i* 表示像素单元 *i* 的起伏度。第二步,利用 Dijkstra 算法及第一步计算出来的成本地图,建立起 21 个城市两两相连的 210 对[(21×20)/2]加权最小成本路径矩阵。第三步,根据 Kruskal 的最小生成树算法,构建连接这 21 个城市的最小生成树,同时我们另外构建了一条用直线连接各城市的最小生成树^④。

①由于航空运输份额较小,且与地面交通差别较大,并且数据不易获得,本文没有将其纳入其中;该数据由作者根据各年鉴整理获得。

②由于地图获取的限制,我们这里用 1988 年的公路、河流及 2013 年的铁路来计算。

③指距离成本。

④最小生成树要求通过直线将各节点联通,但是不能形成回路,本质上即路径总长度最小的联通线路。由于研究中最小生成树构建的步骤主要在 Arcgis 中完成,涉及的工作量较大且程序比较复杂,这里不详细说明。

表 6 为二阶段最小二乘法的第一阶段回归结果。在三种不同的工具变量设定下,调整 R^2 都达到 0.6 以上,表明工具变量能较好地拟合现实中的高铁网络。表 7 的第二阶段回归结果显示,高铁开通可以使城市人口增加约 4%~5%,且至少在 10%统计水平上显著。第 (4)-(6)列为人口流动率作为被解释变量的估计结果,除了第 (5)列不显著异于 0,另外两项在 5%统计水平上显著为正。

表 6 2SLS 第一阶段回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>CRH_pass</i>	<i>CRH_pass</i>	<i>CRH_pass</i>
<i>Line IV</i> × <i>year</i> 2008	0.0237 ** (0.0108)		-0.00158 (0.0118)
<i>Line IV</i> × <i>year</i> 2009	0.0821 *** (0.0179)		0.0245 (0.0207)
<i>Line IV</i> × <i>year</i> 2010	0.243 *** (0.0284)		0.0894 *** (0.0320)
<i>Line IV</i> × <i>year</i> 2011	0.286 *** (0.0303)		0.111 *** (0.0349)
<i>Line IV</i> × <i>year</i> 2012	0.287 *** (0.0304)		0.112 *** (0.0348)
<i>Line IV</i> × <i>year</i> 2013	0.439 *** (0.0309)		0.235 *** (0.0377)
<i>Line IV</i> × <i>year</i> 2014	0.437 *** (0.0308)		0.219 *** (0.0379)
<i>MST IV</i> × <i>year</i> 2008		0.0400 *** (0.0123)	0.0410 *** (0.0141)
<i>MST IV</i> × <i>year</i> 2009		0.108 *** (0.0186)	0.0934 *** (0.0219)
<i>MST IV</i> × <i>year</i> 2010		0.303 *** (0.0280)	0.249 *** (0.0327)
<i>MST IV</i> × <i>year</i> 2011		0.350 *** (0.0295)	0.283 *** (0.0350)
<i>MST IV</i> × <i>year</i> 2012		0.351 *** (0.0295)	0.284 *** (0.0350)
<i>MST IV</i> × <i>year</i> 2013		0.471 *** (0.0298)	0.330 *** (0.0374)
<i>MST IV</i> × <i>year</i> 2014		0.485 *** (0.0296)	0.354 *** (0.0379)
<i>Constant</i>	1.53e-05 (0.00392)	1.05e-05 (0.00376)	1.01e-05 (0.00371)
Observations	18 004	18 004	18 004
R^2	0.665	0.674	0.681

注:这里给出了两阶段最小二乘法的第一阶段回归结果,*MST IV*表示以最小生成树作为工具变量,*Line IV*表示以直线最小生成树作为工具变量;括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著;模型加入了时间固定效应、城市固定效应及所有其他控制变量,标准误聚类到城市水平。

表 7 2SLS 第二阶段回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lnrealpop	lnrealpop	lnrealpop	mig	mig	mig
	MST IV	Line IV	Both IV	MST IV	Line IV	Both IV
CRH_pass	0.0527 *** (0.0136)	0.0475 * (0.0285)	0.0444 * (0.0250)	0.0706 ** (0.0357)	0.0411 (0.0255)	0.0524 ** (0.0246)
Constant	3.691 *** (0.00193)	3.691 *** (0.00221)	3.691 *** (0.00221)	0.986 *** (0.00243)	0.986 *** (0.00243)	0.986 *** (0.00243)
Observations	12 489	12 489	12 489	12 489	12 489	12 489
R ²	0.993	0.993	0.993	0.719	0.719	0.719

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;模型加入了时间固定效应、城市固定效应及所有其他控制变量,标准误聚类到城市水平。

四、异质性及区域空间分化

高铁的开通压缩了城市间的时空距离,总体上人口向着沿线城市集聚。在近些年国家的区域均衡发展政策带动下,交通成本的下降是否会使区域间存在差异? 本文把样本划分为三个区域,以中部及东北地区作为参照组,在模型(2)上增加了东部与西部地区的虚拟变量。表 8 的第(1)–(3)列显示,高铁的开通使得东部地区沿线城市有着更为明显的人口增长,在西部地区则不显著,西部地区开通高铁会使得沿线城市小学生数量相对减少 7.85%,在使用了工具变量之后也得出了同样的结果。以上结果表明,高铁的开通促进了人口自西向东的流动。

表 8 高铁开通与空间分化

变量	(1) lnrealpop	(2) mig	(3) lnxxs	(4) lnrealpop	(5) lnrealpop	(6) lnrealpop	(7) MST IV
CRH_pass	0.00102 (0.0118)	0.0120 (0.0117)	−0.0111 (0.0139)	−0.0904 * (0.0493)	−0.00624 (0.0136)	−0.00392 (0.0126)	0.0354 (0.0282)
east_pass	0.0447 ** (0.0218)	0.0146 (0.0179)	0.115 *** (0.0199)				0.0413 ** (0.0184)
west_pass	0.00185 (0.0299)	−0.000797 (0.0291)	−0.0785 *** (0.0244)				−0.00129 (0.0280)
vertical_pass				0.0376 ** (0.018)			
south_pass					0.0411 ** (0.0202)		
sea_pass						0.0470 ** (0.0195)	
Constant	3.690 *** (0.00220)	0.986 *** (0.00242)	1.085 *** (0.00341)	3.690 *** (0.00220)	3.690 *** (0.00221)	3.690 *** (0.00220)	3.691 *** (0.00220)
Observations	12 497	12 497	18 013	12 497	12 497	12 497	12 489
R ²	0.993	0.719	0.985	0.993	0.993	0.993	0.993

注: east_pass 为东部地区和 CRH_pass 的交互项, west_pass 为西部地区和 CRH_pass 的交互项, vertical_pass 为纵向线路和 CRH_pass 的交互项, south_pass 为南方地区和 CRH_pass 的交互项, sea_pass 为沿海地区和 CRH_pass 的交互项;括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;模型加入了时间固定效应、城市固定效应及所有其他控制变量,标准误聚类到城市水平。

目前关于中国东西部地区差异的研究比较多,较少关注南北地区差异的问题,我们将高铁网络的“四纵”与“四横”分离开进行比较。结果显示,纵向线路对人口的集聚作用比横向线路更大。表8第(4)列表明,纵向线路的沿线城市人口增长相对于横向线路增加3.76%,这一结果在5%统计水平上显著。为了进一步比较南北地区的差异,模型(2)增加了南方地区的虚拟变量,表8第(5)列显示,南方地区的沿线城市人口比北方地区多4.11%,表明人口自北向南的流动。此外,人口也表现出从内陆向沿海地区的集聚趋势——沿海地区沿线城市人口增加4.7%(表8第(6)列)。

之前结果表明,人口出现了自西向东流动的特征。东部地区的大城市是否因为高铁开通而获得了更大的集聚效益,是本文关心的问题,我们在模型(2)上增加东部地区中心城市及其他城市(中小城市)两个变量。表9结果显示,相对于其他城市,东部地区的中小城市开通高铁后人口会增加4.68%,而中心城市没有表现出明显的增加,使用工具变量后也得出同样的结果。类似地,我们对中部地区的城市也作了比较,但没有看到相同的趋势。表9第(3)列显示,高铁的开通使得中部地区的中心城市人口增加9.53%,中小城市人口则减少3.38%,从第(4)列的人口流动率视角来看,中心城市增加了7.16%,而中小城市人口流入也表现出减缓的趋势。以上结果表明,经济较发达地区交通设施水平的提升能惠及中小城市,经济欠发达地区交通设施水平的提升往往会削弱中小城市的集聚效益,并进一步加强大城市的集聚作用。

表9 城市等级的异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lnrealpop</i>	<i>mig</i>	<i>lnrealpop</i>	<i>mig</i>	<i>MST IV</i>
<i>CRH_pass</i>	0.00106 (0.0112)	0.0107 (0.0113)	0.0334 ** (0.0143)	0.0245 * (0.0127)	0.0353 (0.0281)
<i>eastcenter_pass</i>	0.0157 (0.0628)	-0.0773 (0.0804)			0.0121 (0.0613)
<i>eastnoncenter_pass</i>	0.0468 ** (0.0221)	0.0227 (0.0183)			0.0435 ** (0.0194)
<i>midcenter_pass</i>			0.0953 (0.0634)	0.0716 ** (0.0332)	
<i>midnoncenter_pass</i>			-0.0380 ** (0.0186)	-0.0205 (0.0162)	
<i>Constant</i>	3.690 *** (0.00220)	0.986 *** (0.00243)	3.690 *** (0.00220)	0.986 *** (0.00242)	3.691 *** (0.00220)
Observations	12 497	12 497	12 497	12 497	12 489
<i>R</i> ²	0.993	0.719	0.993	0.719	0.993

注:*eastcenter_pass*为东部地区中心城市和*CRH_pass*的交互项,*eastnoncenter_pass*为东部地区其他城市和*CRH_pass*的交互项,*midcenter_pass*为中部地区中心城市和*CRH_pass*的交互项,*midnoncenter_pass*为中部地区其他城市和*CRH_pass*的交互项;括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著;模型加入了时间固定效应、城市固定效应及所有其他控制变量,标准误聚类到城市水平。

五、机制分析

高铁的发展促进了人口的流动及空间上的集聚。在2007年还未开通高铁的武汉,其三小时通勤范围还基本仅限于湖北省内,而随着高铁网络的不断完善,2014年三小时通勤范围已经可以到达长三角地区。时空距离的缩小,使得企业选址、劳动力就业有了新的选择。一方面,通勤成本的降低,提升了沿线城市的区位优势,经济地理学家普遍认为,城市的集聚能

带来技术的溢出,企业与劳动力更愿意选择能获得更多集聚效益的大城市。另一方面,大城市较高的生产成本及生活成本又使得企业与消费者更愿意选择周围的二线城市。高铁的开通意味着到大城市的通勤成本的减少,使得消费者在经济发达地区的二线城市也能方便地享受到大城市的服务,而大城市产业的转移也为城市扩散创造了条件。

因此,本质上而言,高铁通过改变城市的可达性来影响资源配置。Donaldson 和 Hornbeck (2016)在研究铁路对美国经济增长的作用中,用市场可达性(market access)指标量化了这种由铁路建设带来的全局影响,这给我们分析高铁如何引致中国区域空间的分化提供了参考。借鉴他们的研究,本文构建了如下模型:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \beta \ln MA_{it} + [X \times f(t)]' \delta + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5)式中: MA_{it} 表示城市*i*在*t*年的市场可达性,一座城市的可达性会影响该城市的人口数量。另一方面,交通设施水平的提升影响可达性,我们通过如下模型进行检验:

$$\ln MA_{it} = \beta CRH_pass_{it} + [X \times f(t)]' \delta + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,市场可达性:

$$MA_o = \sum_{d=1}^n c_{od}^{-\theta} P_d \quad (7)$$

(7)式中: c_{od} 表示城市*o*到城市*d*的最小通勤时间成本, θ 为贸易弹性系数, P_d 为城市*d*的市场规模, n 为城市数量。

表10给出了模型(6)的回归结果。城市开通高铁对市场可达性有着显著的影响:开通高铁使得城市可达性提升58.9%(第(1)列),将 θ 取值替换为1和2.5,同样能看到开通高铁对市场可达性显著的提升。第(4)列显示,到高铁的距离每增加1%,市场可达性会减少5.3%,这一结果在1%统计水平上显著,第(5)-(6)列也显示了同样的显著结果。最后,我们利用模型(5)验证了可达性对人口流动的影响:第(7)列显示,市场可达性提升1%,可以引起城市常住人口增加1.97%。以上结果表明,高铁开通首先提升了城市的市场可达性,进一步又引起了城市人口的集聚。

表 10 高铁开通与市场可达性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	$\ln MA_popu3$	$\ln MA_popu1$	$\ln MA_popu2$	$\ln MA_popu3$	$\ln MA_popu1$	$\ln MA_popu2$	$\ln realpop$
CRH_pass	0.589 *** (0.0363)	0.166 *** (0.00563)	0.450 *** (0.0201)				
$\ln dist_to_CRH$				-0.0530 *** (0.00410)	-0.0402 *** (0.00174)	-0.0681 *** (0.00368)	
$\ln MA_popu3$							0.0197 ** (0.00890)
$Constant$	5.549 *** (0.00392)	9.148 *** (0.00119)	6.433 *** (0.00251)	6.236 *** (0.0478)	9.991 *** (0.0202)	7.582 *** (0.0435)	3.579 *** (0.0506)
Observations	18 016	18 016	18 016	14 584	14 584	14 584	12 488
R^2	0.994	0.987	0.994	0.998	0.990	0.996	0.993

注: $\ln MA_popu3$ 为 θ 取3.8的市场可达性对数, $\ln MA_popu1$ 为 θ 取1的市场可达性对数, $\ln MA_popu2$ 为 θ 取2.5的市场可达性对数, $\ln dist_to_CRH$ 为城市到最近的高铁线路的距离对数;括号内为稳健标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的统计水平上显著;模型加入了时间固定效应、城市固定效应及所有其他控制变量,标准误差聚类到城市水平。

为了验证上述结果的稳健性,我们将市场规模 P_d 用 GDP 代替。从表 11 可以看出, CRH_pass 前的系数为 0.696,这一效用比用人口作为规模估计的结果更大,并且在 1% 统计水平上显著(第(1)列),第(2)–(3)列也显示了类似的结果。城市到高铁的距离与市场可达性依然保持显著的负相关(第(4)–(6)列)。

表 11 参数替换检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln MA_gdp3$	$\ln MA_gdp1$	$\ln MA_gdp2$	$\ln MA_gdp3$	$\ln MA_gdp1$	$\ln MA_gdp2$
CRH_pass	0.696 *** (0.0442)	0.188 *** (0.00645)	0.509 *** (0.0256)			
$\ln dist_to_CRH$				-0.0681 *** (0.00569)	-0.0460 *** (0.00191)	-0.0821 *** (0.00485)
$Constant$	5.983 *** (0.00524)	9.858 *** (0.00134)	7.024 *** (0.00355)	7.667 *** (0.0676)	11.54 *** (0.0222)	9.179 *** (0.0576)
Observations	18 016	18 016	18 016	14 584	14 584	14 584
R^2	0.993	0.991	0.992	0.998	0.993	0.996

注:这里用 GDP 作为城市规模, $\ln MA_gdp3$ 为 θ 取 3.8 的市场可达性对数, $\ln MA_gdp1$ 为 θ 取 1 的市场可达性对数, $\ln MA_gdp2$ 为 θ 取 2.5 的市场可达性对数, $\ln dist_to_CRH$ 为城市到最近的高铁线路的距离对数;括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;模型加入了时间固定效应、城市固定效应及所有其他控制变量,标准误聚类到城市水平。

高铁开通引起了人口跨区域的流动以及不同城市等级之间的差异,这种现象是否因为市场可达性的变化引起? 利用模型(6),我们对此作了检验(参见表 12)。

表 12 市场可达性对空间分化的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$\ln MA_popu3$	$\ln MA_popu1$	$\ln MA_popu2$	$\ln MA_popu3$	$\ln MA_popu1$	$\ln MA_popu2$	$\ln MA_popu3$	$\ln MA_popu1$	$\ln MA_popu2$
CRH_pass	0.571 *** (0.0502)	0.156 *** (0.00812)	0.438 *** (0.0276)	0.432 *** (0.0406)	0.153 *** (0.00557)	0.358 *** (0.0218)	0.542 *** (0.0446)	0.142 *** (0.00733)	0.411 *** (0.0247)
$east_pass$	0.0711 (0.0775)	0.0355 *** (0.0105)	0.0568 (0.0418)						
$west_pass$	-0.159 (0.107)	-0.0714 *** (0.0133)	-0.140 ** (0.0577)						
$south_pass$				0.299 *** (0.0702)	0.0245 ** (0.0101)	0.176 *** (0.0379)			
$eastcenter_pass$							0.409 (0.312)	-0.00618 (0.0328)	0.203 (0.132)
$eastnoncenter_pass$							0.0897 (0.0743)	0.0519 *** (0.00990)	0.0793 ** (0.0404)
$Constant$	5.549 *** (0.00390)	9.148 *** (0.00118)	6.433 *** (0.00249)	5.549 *** (0.00386)	9.148 *** (0.00119)	6.433 *** (0.00247)	5.549 *** (0.00388)	9.148 *** (0.00118)	6.433 *** (0.00249)
Observations	18 016	18 016	18 016	18 016	18 016	18 016	18 016	18 016	18 016
R^2	0.994	0.988	0.994	0.995	0.987	0.994	0.994	0.987	0.994

注: $\ln MA_popu3$ 为 θ 取 3.8 的市场可达性对数, $\ln MA_popu1$ 为 θ 取 1 的市场可达性对数, $\ln MA_popu2$ 为 θ 取 2.5 的市场可达性对数;括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上显著;模型加入了时间固定效应、城市固定效应及所有其他控制变量,标准误聚类到城市水平。

表12的第(1)–(3)列给出了高铁开通对东西部地区城市可达性影响差异的比较结果,东部地区城市前的系数都为正,而西部地区城市前的系数都为负。第(2)列显示,相对于其他城市,东部地区城市开通高铁要增加3.55%的市场可达性,并且在1%统计水平上显著,而西部地区城市则会相对减少7.14%的市场可达性,这验证了人口自西向东流动的原因。第(4)–(6)列显示,南方城市开通高铁后比北方城市能提高更多的市场可达性,这是人口自北向南流动的原因。第(8)列显示,开通高铁可以使得东部地区中小城市提升5.19%的市场可达性,这一结果在1%水平上显著,而东部地区中心城市的系数在统计上并不显著异于0。这验证了开通高铁能进一步促进东部地区中小城市人口集聚,而中心城市人口流入趋缓的结论^①。Zheng和Kahn(2013)研究发现,高速铁路网扩大了城市可达性,为就业与投资提供了更多可能性,通过产业转移与区域内市场整合,能显著提升二、三线城市的价值。我们认为,随着经济发达地区城市交通基础设施水平的提升,中小城市与大城市之间的时空距离大幅度缩小,显著地提升了其市场可达性,同时由于大城市在目前政策制度的限制下,承载力达到瓶颈,给周围的中小城市带来了更多机遇,导致了人口往经济发达地区周边的中小城市流动加快。另外,之前分析提到,高铁网络的2小时通勤范围基本覆盖了东部地区的大小城市,但在中部地区却没有出现这种情况,这也是造成两个区域差异的重要原因。

六、结论和政策建议

发展大规模交通基础设施常常作为一个国家促进经济增长与区域均衡发展的重要手段,然而由于缺乏足够的交通网络数据,往往很难估计它们的效果。本文通过构建以中国高速铁路为主体的综合交通网络,对其在空间上的作用进行了实证分析。研究表明,目前的高铁网络规划基本覆盖了经济增长最快的大城市区域,在满足空间经济发展的需要的同时,对促进要素流动与集聚有着积极作用。高铁的开通改变了城市的市场可达性,引致了空间分化。总体上看,高铁的开通促进了沿线城市的人口集聚,但是在中国的各个区域有着明显差别。特别地,高铁的开通促进了西部地区的人口流向东部地区,北方地区的人口流向了南方地区。同时,东部地区中小城市人口流入增加,大城市流入减缓。但是对于经济相对欠发达的中部地区,高铁的开通进一步强化了中部地区大城市的作用,而削弱了中小城市的人口集聚。本文认为,造成这一局面的原因是,随着经济发达地区交通基础设施水平的提升,中小城市与大城市之间的时空距离大幅度缩小,显著地提升了其市场可达性,而大城市在目前政策制度的限制下,承载力达到瓶颈,给周围的中小城市带来了更多机遇,因此在市场机制的作用下,人口往经济发达地区周边的中小城市流动加快,而在经济相对欠发达的中部地区却不会存在这种现象。

以上研究具有如下政策启示:首先,大力发展高铁的同时要兼顾相关的交通基础设施建设。通勤成本不仅受到高铁影响,也与其他交通基础设施相关,只有整体基础设施水平提升才能相应提升城市的市场可达性。其次,应当加强大城市的公共资源供给,打破行政束缚。陆铭(2016)提出,人类历史经历了一个农业社会不断开疆拓土,且人口均匀分布,到人口逐渐集聚在少数都市圈,而在都市圈内又集聚在核心大城市周围的过程。高铁的建设加速了人口的自由流动,这应是促进福利分配、缩小城乡差距与地区差距的重要机遇。最后,未来

^①由于篇幅限制,我们没有给出对中部地区城市异质性的分析。事实上,实证结果与前面的分析一致。

在制定城市发展战略中,应该更多地以大都市或者都市圈的概念去协调中心城市与外围中小城市的发展,使得中小城市能分享高铁发展带来的增长效益。

参考文献:

1. 蔡昉、王德文, 2003:《作为市场化的人口流动——第五次人口普查数据分析》,《中国人口科学》第5期。
2. 陆铭, 2016:《大国大城:当代中国的统一、发展与平衡》,上海人民出版社。
3. 马伟、王亚华、刘生龙, 2012:《交通基础设施与中国人口迁移:基于引力模型分析》,《中国软科学》第3期。
4. 王雨飞、倪鹏飞, 2016:《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》第2期。
5. 杨维凤, 2010:《京沪高速铁路对我国区域空间结构的影响分析》,《北京社会科学》第6期。
6. 于涛方, 2012:《中国城市人口流动增长的空间类型及影响因素》,《中国人口科学》第4期。
7. 张克中、陶东杰, 2016:《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》第6期。
8. 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。
9. Alder, S. 2015. "Chinese Roads in India: The Effect of Transport Infrastructure on Economic Development." Meeting Papers No.1447, Society for Economic Dynamics.
10. Banerjee, A., E. Duflo, and N. Qian. 2012. "On the Road: Access to Transportation Infrastructure and Economic Growth in China." NBER Working Paper 17897.
11. Bartelme, D. 2015. "Trade Costs and Economic Geography: Evidence from the US." Working Paper, Univ. Calif., Berkeley.
12. Baum-Snow, N. 2007. "Did Highways Cause Suburbanization?" *The Quarterly Journal of Economics* 122(2): 775-805.
13. Baum-Snow, N. 2010. "Changes in Transportation Infrastructure and Commuting Patterns in US Metropolitan Areas, 1960-2000." *The American Economic Review* 100(2): 378-382.
14. Baum-Snow, N., L. Brandt, J. V. Henderson, M. A. Turner, and Q. Zhang. 2017. "Roads, Railroads and Decentralization of Chinese Cities." *The Review of Economics and Statistics* 99(3): 435-448.
15. Burgess, R., and D. Donaldson. 2010. "Can Openness Mitigate the Effects of Weather Shocks? Evidence from India's Famine Era." *The American Economic Review* 100(2): 449-453.
16. Chandra, A., and E. Thompson. 2000. "Does Public Infrastructure Affect Economic Activity? Evidence from the Rural Interstate Highway System." *Regional Science and Urban Economics* 30(4): 457-490.
17. Donaldson, D., and R. Hornbeck. 2016. "Railroads and American Economic Growth: A 'Market Access' Approach." *The Quarterly Journal of Economics* 131(2): 799-858.
18. Duranton, G., P. M. Morrow, and M. A. Turner. 2014. "Roads and Trade: Evidence from the US." *The Review of Economic Studies* 81(2): 681-724.
19. Faber, B. 2014. "Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System." *The Review of Economic Studies* 81(3): 1046-1070.
20. Garcia-López, M.À., C. Hémet, and E. Viladecans-Marsal. 2017. "How Does Transportation Shape Intrametropolitan Growth? An Answer from the Regional Express Rail." *Journal of Regional Science* 57(5): 758-780.
21. Li, P., Y. Lu, and J. Wang. 2016. "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China." *Journal of Development Economics* 123(7): 18-37.
22. Lin, Y. 2017. "Travel Costs and Urban Specialization Patterns: Evidence from China's High Speed Railway System." *Journal of Urban Economics* 98(3): 98-123.
23. Michaels, G. 2008. "The Effect of Trade on the Demand for Skill: Evidence from the Interstate Highway System." *The Review of Economics and Statistics* 90(4): 683-701.
24. Qin, Y. 2017. "'No County Left Behind?' The Distributional Impact of High-speed Rail Upgrades in China." *Journal of Economic Geography* 17(3): 489-520.
25. Roberts, M., U. Deichmann, B. Fingleton, and T. Shi. 2012. "Evaluating China's Road to Prosperity: A New Economic Geography Approach." *Regional Science and Urban Economics* 42(4): 580-594.
26. Shiferaw, A., M. Söderbom, E. Siba, and G. Alemu. 2015. "Road Infrastructure and Enterprise Dynamics in Ethiopia." *The Journal of Development Studies* 51(11): 1541-1558.
27. Xu, H., and K. Nakajima. 2017. "Highways and Industrial Development in the Peripheral Regions of China." *Papers in Regional Science* 96(2): 325-356.

(下转第90页)

The Impact of Environmental Regulation at Source on Productivity of Chinese Enterprises: A Geographical Regression Discontinuity Design

Zhang Huiling and Sheng Dan

(Institute of Internat Economics, Nankai University)

Abstract: Using the geographical regression discontinuity design, this paper takes the clean production policy implemented by chinese provinces from 2001 to 2005 as an exogenous shock, effectively identifies the impact of environmental regulation at source on the productivity of enterprises and explores the micro – mechanism of its effect. The empirical study finds that environmental regulation at source has a significant positive effect on the productivity of enterprises. In terms of the effect mechanism, on the one hand, environmental regulation at source motivates the existing enterprises to upgrade their technology and raise the productivity. On the other hand, through the entry and exit mechanism of market, the threshold for market access has been raised, enabling efficient enterprises to enter and survive, and boosting the overall productivity of the market. In addition, the positive effect of environmental regulation at source on enterprise productivity mainly exists in pollution – intensive industries, small – scale enterprises and private – owned enterprises. After a series of validity tests, the empirical results of this paper are still robust.

Keywords: Environmental Regulation at Source, Productivity, Geographical Regression Discontinuity Design

JEL Classification: L51, P28, O13

(责任编辑:陈永清)

(上接第 18 页)

28. Zheng, S., and M. E. Kahn. 2013. “China’s Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Megacity Growth.” *Proceedings of the National Academy of Sciences* 110(14): E1248–E1253.

Market Access, Migration and Spatial Differentiation

Wang Yunyun and Chen Xian

(Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiaotong University)

Abstract: This paper takes China’s High – Speed Railways (CRH) as a quasi – natural experiment, and analyzes the effect of commuting cost reduction on migration and spatial differentiation. Our results show CRH connection increases city – wide population growth for 2.18% which means agglomeration in connected cities and leads to migration from west China to east China and from north China to south China. From further study, we find that CRH connection increases inflow of population for small cities in developed east region and reduces the role of regional central cities. However, CRH connection reduces development for small cities in underdeveloped middle region and strengthens the role of large cities. We hold that those changes in cities’ accessibility and extent of market connection lead to spatial differentiation, and we test above results from the perspective of market access.

Keywords: Market Access, CRH, Migration, Regional Space, Minimum Spanning Tree

JEL Classification: C10, F10, O12

(责任编辑:赵锐、彭爽)