

高铁建设与中国城市规模分布扁平化

李松林¹, 刘修岩², 周霄雪¹

(1. 南京财经大学江苏产业发展研究院, 江苏 南京 210046;

2. 东南大学经济管理学院、国家发展与政策研究院, 江苏 南京 210096)

摘要:考察高铁开通对中国城市规模分布的影响。研究发现, 高铁开通显著地促进了东部地区城市规模分布的扁平化, 但对全国以及对中西部地区则没有影响。采用多个替代的被解释变量和解释变量以及工具变量回归, 均得到相对稳健的结果。研究结果为未来中国城镇化的道路选择提供了一定的依据。

关键词:高铁; 城市规模分布; 区域空间结构优化

中图分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2022)12-0081-08

High-speedrail and city size distribution of China

LI Songlin¹, LIU Xiuyan², ZHOU Xiaoxue¹

(1. Jiangsu Industrial Development Institute, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210046, China;

2. School of Economics and Management, National School of Development and Policy,
Southeast University, Nanjing 210096, China)

Abstract: This paper investigates the impact of high-speed rail (HSR) on the scale distribution of cities in China. Our empirical analysis finds that the opening of HSR flattens the scale distribution of cities in eastern China but has no significant effect on that of cities in western China and the country overall. This conclusion is robust by the checks of alternate variables and IV regression. This paper provides a theoretical foundation for the future path choice of urbanization in China.

Key words: high-speed rail; city size distribution; regional spatial structure optimization

改革开放 40 多年来,我国交通基础设施建设取得了巨大的成就。特别是党的十八大以来,现代综合交通运输体系建设进入新阶段,高速铁路(以下简称高铁)的发展进入加速期。2018 年年末,我国高铁运营总里程数达到 3 万 km,是 2008 年的 44.5 倍,年均增长达 46.2%。与此同时,我国正处在城市化进程的加速发展阶段,城市体系

处于不断调整的动态演进之中。追溯我国城市体系变革的历史可以发现,在改革开放前计划经济体制下,我国大中小城市发展较为均衡,城市体系即城市规模分布呈现平衡发展模式。而在改革开放之后,贸易开放对我国经济与城市发展带来了巨大冲击,造成了两方面大规模人口迁移:一方面,农村人口向城市大规模迁移,我国的城镇化率

收稿日期:2021-12-22 修回日期:2022-10-13

基金项目:国家自然科学基金青年项目“城市群多中心空间发展促进城乡融合的机制与路径研究”(71903083);博士后科学基金面上项目“城市群多中心空间发展促进乡村振兴的机制与路径研究”(2021M701671);国家社会科学基金重点项目“中国经济转型中城镇体系规模分析的形成机制与经济影响研究”(18AJL011)。

作者简介:李松林(1989—),男,江苏盐城人,经济学博士,南京财经大学江苏产业发展研究院讲师,博士,研究方向区域经济与城市经济。通信作者:刘修岩。

由 1978 年的 17.9% 提高到了 2019 年的 60.60% ; 另一方面, 中西部地区大量劳动力向东部沿海发达城市流动, 形成了以长三角、珠三角和京津冀为代表的世界级城市群^[1]。进入新时代, 随着我国高铁网络的大规模开通与运营, 人口流动的交通成本与时间成本大大降低, 进一步促进了人口在城市之间的流动。人口的跨区域流动, 不仅对我国城市经济的发展产生影响, 也将对我国城市体系的动态演进产生影响^[2]。另外, 2014 年印发的《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》以及 2022 年 7 月 12 日印发的《“十四五”新型城镇化实施方案》都指出要进一步优化城镇化布局和形态, 而城镇化的布局和形态在人口上的反映就是城市规模的分布。有鉴于此, 本文聚焦于如下问题: 高铁开通对我国城市规模的分布产生何种影响? 这种影响在不同的地域单元上是否存在差异?

针对上述问题, 本文应用校准后的 DSMP/OLS 全球夜间灯光数据测度了省域单元以及城市群层面的城市规模分布指数, 将得到的这两个不同地域单元上的城市规模分布指数与对应尺度上的统计资料数据相匹配, 实证考察了高铁开通对中国城市体系规模分布的影响。研究发现, 平均而言, 高铁开通并没有显著改变中国城市体系的规模分布; 对于东中西部 3 个不同的区域, 高铁开通对城市规模分布的影响则表现出显著的异质性, 即高铁开通促进了东部地区内部城市规模分布的扁平化, 而对中西部地区的影响则较为不确定。

与本文比较相关的文献有如下两类: 一是主要通过量化评估的方法来考察交通基础设施对城市规模分布的影响。如 Berhens 等^[3]运用结构式估计的方法, 量化评估了贸易摩擦以及通勤摩擦对美国城市规模分布的影响。他们发现, 贸易摩擦的减少对城市规模分布几乎没有影响。Bosker 等^[4]运用新经济地理学的结构模型, 量化评估了户口政策以及高速公路对中国城市规模分布的影响。他们发现, 高速公路的建设显著地促进了人口的集中化。二是应用简约式的方法直接考察了交通基础设施对城市规模分布的影响。如 Baum -

Snow 等^[5]研究了高速公路以及铁路对中国城市规模分布的影响。他们发现, 高速公路以及铁路的建设大大降低了中心城市的人口规模。刘秉镰等^[6]直接考察了基础设施对城市规模分布的影响。他们发现, 交通基础设施和通信基础设施建设推动了城市规模分布向多中心化、扁平化的方向发展。由此可见, 关于高速公路、普通铁路、通信基础设施等基础设施建设对城市规模分布影响的研究较为丰富, 但高铁建设对城市规模分布的影响则鲜少受到关注。有鉴于此, 本文将研究视角聚焦于高铁开通对城市规模分布的影响, 旨在进一步拓展现有关于高铁经济绩效方面的研究, 这亦是本文相对于现有文献可能存在的边际贡献。

一、理论分析框架

城市经济学家在研究城市规模分布的决定时, 通常将城市规模分布看成是集聚经济与拥挤成本权衡的结果^[6]。其中, 集聚经济来源于知识溢出、劳动力蓄水池以及中间投入品共享, 而拥挤成本则来源于通勤成本的提高或不可贸易品价格上升造成的负外部性。当在城市体系模型中引入高铁时, 高铁对城市体系的影响则取决于高铁对集聚经济的影响。具体而言, 高铁对集聚经济会产生两个相反方向的影响: 一方面, 高铁的开通与建设会有效地降低个体间面对面交流的成本, 使得个人以及企业彼此之间的知识溢出不再以地理上的邻近为前提, 这将导致经济活动分散化的分布; 另一方面, 由于地方公共品以及城市中不可贸易品的重要性, 大城市往往集聚着大量优质的娱乐、医疗以及体育场馆等公共服务设施。如果这些不可贸易品在消费者的消费份额中占据比较大的比重, 那么高铁的建设与开通, 不仅可能会促使这些便利设施进一步向中心城市集聚, 而且可能会进一步地促进人口向大城市的流动, 进而使得城市体系呈现集中化的分布。因此, 高铁的建设与开通对城市规模分布的影响, 取决于高铁对集聚经济的影响, 至于这两种力量谁占主导, 这是经验问题, 同时也正是本文力争回答的问题。实际上, 除此之外, 高铁的建设与开通对城市体系的影

响还有可能取决于经济发展水平。在经济发展的初期,大城市的集聚经济占据主导地位,其内部的通勤成本或不可贸易品的价格并不够高,高铁的开通可能有利于人口向大城市进一步集聚,最终导致城市体系变得首位化、集中化。但在经济发展的后期,大城市的拥挤成本可能会超过集聚经济的影响,高铁的开通与建设则可能使得人口向中小城市集聚,进而使得城市体系的规模分布呈现扁平化。由此可见,高铁对城市体系规模分布的影响不仅取决于其对集聚经济的影响,还可能取决于经济发展的水平。

综上所述,本文得到如下2个假说:

假说1:高铁的开通与建设对城市体系规模分布的影响取决于其对集聚经济的综合影响。当高铁的开通削弱集聚经济时,其会导致城市体系规模分布的扁平化。但当高铁的开通进一步增强集聚经济时,其会导致城市规模分布的集中化。

假说2:高铁的开通与建设对城市体系规模分布的影响取决于经济发展水平。在经济发展的初期,高铁的建设与开通会导致人口进一步向中心城市集聚,从而导致城市体系规模分布的集中化;在经济发展的后期,高铁的建设与开通会使得人口逃离大城市,向中小城市集聚,从而导致城市体系规模分布的扁平化。

二、相关变量测度与经验模型设定

1. 核心变量的测度

城市规模分布的测度指标。为了较为精确地度量城市规模分布的变动,本文参照刘修岩等^[7]的方法,采用校准后的2007—2013年DSMP/OLS全球夜间灯光数据,对省域以及城市群内部的城市规模分布变动进行测度。本文将分别运用帕累托指数、逆首位度指数以及调整的赫芬达尔指数倒数这3个指标来衡量人口在省域内部或城市群内部的分散化程度。其中,依据下列回归方程计算帕累托指数:

$$\ln R_i = C - q \ln P_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

式中, P_i 是城市*i*的夜间灯光亮度总值, C 为常数; R_i 为城市*i*的夜间灯光亮度总值在省域或城

市群内的排序。为了得到各省域或城市群之间可比的帕累托指数,本文遵循Meijers等^[8]的做法:首先,应用式(1)分别对各省域或城市群内排名前二位、前三位以及前四位的城市进行回归。然后,将三次回归得到的指数 q 取平均值,即得到反映人口在省域或城市群内部分散化程度的帕累托指数。该指数越大,代表省域或城市群内部人口越分散,扁平化程度越高;该指数越小,则代表人口在省域或城市群内部越集中,扁平化程度越低。

除了城市规模分布的帕累托指数以外,本文还采用逆首位度指数和调整的赫芬达尔指数倒数两个指标来测度省域或城市群内部的城市规模在空间上的分散化程度。其中,逆首位度指数 $Monopro2$ 计算公式如下:

$$Monopro2 = 1 - \frac{\text{规模最大城市灯光亮度总和}}{\text{省域灯光亮度总和}} \quad (2)$$

式中,式(2)右边的第二项为首位度指数,而用1减去首位度指数,也同样反映城市人口在省域或城市群内部的分散化程度。调整的赫芬达尔指数倒数具体计算如下:首先,基于Al-marhubi^[9]的做法,计算各个省域或城市群调整的赫芬达尔指数:

$$H = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{p_{it}}{P_t}} - \sqrt{\frac{1}{n}}}{1 - \sqrt{\frac{1}{n}}} \quad (3)$$

式中, p_{it} 代表城市*i*在*t*年的夜间灯光亮度总值; P_t 代表城市*i*所在省份或城市群在*t*年的夜间灯光亮度总值; n 代表省内或城市群内地级市的数量。该指数代表了省域和城市群内部经济活动空间集中程度。然后,对这一指数取倒数,即 $Polyrhhi = 1/H$,就可以得到用来反映经济活动在省域和城市群内部城市规模分布的分散化程度。需要说明的是,本文剔除了北京、上海、天津和重庆4个直辖市,以及数据缺失的西藏、青海、新疆、海南和港澳台地区。

高铁通车率指标。本文运用省域或城市群内部平均有多少城市通高铁来反映省域或者城市群内部的高铁通车率。具体计算方法如下:首先,从

2007 年开始,对各省域或城市群内每一个城市是否开通高铁进行统计,并加总得到对应年份各省份或城市群内部开通高铁的城市总数量,然后将各省份或城市群内开通高铁的城市数量除以该省域或城市群内部城市总数量,便得到本文所定义的省域或城市群内部的高铁通车率。该指标的取值为 0 到 1 之间,越接近于 1,则说明省域或者城市群内部通高铁的城市越多,即该省域或城市群内高铁的开通率越强。其中,每个城市的高铁站数据主要来自于《中国铁道年鉴》、中国铁路总公司 12306 网站以及中国铁道出版社出版的《全国铁路旅客列车时刻表》。

2. 计量模型

本文构建如下的计量模型,以考察高铁开通对城市规模分布的影响:

$$Polycentric_{it} = C + Hsr_{it} + X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中, $Polycentric_{it}$ 为本文的核心被解释变量,即省域或城市群 i 内 t 年城市规模分布的分散化程度; Hsr_{it} 为本文的核心解释变量,即省域或城市群 i 内 t 年高铁开通率; C 为常数项; u_i 为省域或城市群层面不可观测的不随时间变化的因素; v_t 为不可观测的随时间变化的宏观冲击; ε_{it} 代表随机误差项。 X_{it} 为影响城市规模分布的其他控制变量,主要包括:人均人力资本水平 Edu ,用各省域(或城市群)内在校大学生人数占总人口的比重来度量;外商直接投资占比 $Pfdi$,用各省域(或城市群)内外商直接投资占当年 GDP 的比重来衡量;物质资本投入占比 $Pinvest$,用各省域(或城市群)内固定资产投资占当年 GDP 的比重度量;地区经济发展水平 $lnrpgdp$,用各省域(或城市群)内当年实际人均 GDP 的对数度量;交通基础设施密度 $Pinfra$,用各省域(或城市群)内公路及铁路里程数之和除以当地的国土面积来衡量;信息基础设施 $Pems$,用各省域(或城市群)内人均邮电业务总量来度量。需要说明的是,除城市体系规模分布指标外,解释变量的数据均来源于各年度的《中国统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。表 1 为省域层面数据简单的统计性描述。

表 1 描述性统计

变量	变量描述	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Polycentric</i>	帕累托指数	1.279	0.589	0.563	2.722
<i>Monopro2</i>	逆首位度指数	0.788	0.120	0.471	0.977
<i>Polyrhhi</i>	调整的赫芬达尔指数倒数	0.888	0.077	0.684	0.993
<i>Hsr</i>	高铁建设强度	0.377	0.352	0.000	1.000
<i>Edu</i>	人力资本水平	0.249	0.092	0.102	0.612
<i>Pfdi</i>	外商直接投资	0.004	0.006	0.001	0.057
<i>Pinvest</i>	物质资本投入	0.648	0.173	0.254	1.113
<i>lnrpgdp</i>	实际人均 GDP	10.282	0.541	8.900	11.518
<i>Pinfra</i>	交通基础设施	85.116	46.781	7.568	206.592
<i>Pems</i>	信息基础设施	559.889	277.922	143.479	1 189.901

三、经验分析

1. 基准分析

为了考察高铁开通对城市规模分布的影响,本文对式(4)的计量模型进行回归,估计结果报告在表 2 中。表 2 的第(1)列为不控制其他解释变量的回归结果。在不控制省份固定效应以及年份固定效应的基础上,估计结果显示 Hsr 的系数为正,但在统计上并不显著。表 2 中第 2 列在第(1)列基础上控制了省份固定效应和年份固定效应,估计结果显示 Hsr 的估计系数为负,且在 5% 的水平下显著。这一结果说明在全国层面,当不控制其他因素时,省域内部高铁开通率的增加会降低省域内城市规模分布的分散化水平,即高铁建设强度的增加使得人口进一步向大城市集聚。考虑到可能存在的遗漏变量问题,在第(3)列中,本文进一步控制了可能影响城市规模分布的其他变量,估计结果显示 Hsr 的系数为负,但只在 10% 的显著性水平下显著。此外,依据刘秉镰等^[6]的研究,他们发现交通基础设施以及信息基础设施亦是影响省域城市规模分布的重要因素。基于此,在表 2 的第(4)列中,本文进一步控制了各省的交通基础设施密度 $Pinfra$ 和信息基础设施 $Pems$ 。估计结果显示 Hsr 系数为负,但不显著。这说明在省域层面,当比较严格的控制可能影响城市体系的因素之后,平均而言,高铁开通率的增加对城市体系并不产生显著的影响。这一发现与 Behrens 等^[3]结果相一致,他们运用结构式估计的方式,定量评估了贸易成本下降对美国城市规模分布的影响,发现贸易成本的降低并不会显著地影响美国的城市规模分布。

以上基准回归结果表明,当考虑全国层面上的总体样本时,平均而言,高铁开通并未对省域内部的城市体系产生影响。这背后的一个可能原因是,本文研究的样本期较短,仅为2007—2013年。在该样本期内,高铁开通效应可能更多反映的是短期效应,而不是长期效应,因此观察不到显著的结果。在控制变量方面, $\ln rpgdp$ 的估计系数为正,且在1%的统计性水平下显著。这说明经济发展水平越高,城市规模分布就越分散化,这与本文假说2一致。信息基础设施 $Pems$ 的估计系数为正,且在1%的水平下显著。得到这一结果的可能原因是,信息基础设施可以有效地降低信息的传播与交易成本,从而削弱集聚经济的影响,进而使得城市规模分布变得分散化^[10]。

表2 基准回归

变量	全国				东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Hsr	0.259 (0.161)	-0.135 ** (0.062)	-0.110 * (0.062)	-0.089 (0.059)	0.164 *** (0.058)	-0.402 *** (0.087)	-0.323 ** (0.137)
Edu	—	—	-0.341 (0.465)	-0.474 (0.427)	-0.548 (0.402)	0.057 (0.504)	-0.855 (0.899)
$Pjdi$	—	—	4.719 (12.732)	6.046 (13.615)	-5.231 (20.695)	45.401 *** (16.141)	-7.761 (34.812)
$Pinvest$	—	—	-0.169 (0.134)	-0.096 (0.114)	0.600 * (0.310)	0.125 (0.135)	0.077 (0.220)
$\ln rpgdp$	—	—	0.495 *** (0.135)	0.623 *** (0.143)	0.206 (0.316)	1.218 *** (0.229)	1.139 *** (0.373)
$Pinfra$	—	—	—	-0.003 (0.002)	0.015 *** (0.004)	0.000 (0.002)	0.011 *** (0.003)
$Pems$	—	—	—	0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 *** (0.000)
省份固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	161	161	161	161	49	56	56
R^2	0.014	0.303	0.401	0.478	0.532	0.791	0.701

注:东部地区包括河北、山东、辽宁、江苏、浙江、福建、广东;中部地区包括山西、河南、吉林、黑龙江、安徽、湖北、江西、湖南;西部地区包括四川、陕西、云南、贵州、广西、甘肃、宁夏、内蒙古。*、**和***分别对应10%、5%和1%有统计学意义。

鉴于我国东中西部区域间发展不平衡的现实,高铁开通对不同区域城市体系的影响可能存在差异。基于此,本文对样本按照东中西部地区进行划分,实施分样本回归,估计结果报告在表2第(5)列至第(7)列。估计结果显示,高铁开通对城市体系的影响,在我国不同区域间表现出显著的异质性。具体而言,以东部省份为样本的回归结果显示, Hsr 的估计系数为正,且在1%的统计性水平下显著,而中西部省份估计结果显示, Hsr 的估计系数显著为负。这表明,在东部省份中,高铁

的开通率越高,其内部人口的分布就越分散,即城市体系越扁平化;而在中西部省份,高铁的开通率越高,则会使得人口越来越向大城市集中,使得城市体系更加的集中化。这与本文的假说2一致。

2. 稳健性检验

本文从以下3个方面进行稳健性检验:第一,在前文中,本文应用帕累托指数来测度省域层面城市规模分布的分散化程度,并基于数据的可比性,前文只计算了人口规模排名前四的城市,这种方法可能导致省域内城市规模分布计算的偏差。有鉴于此,本文分别用逆首位度指数以及调整的赫芬达尔指数倒数来替换帕累托指数进行稳健性检验。第二,在前文中使用的是该年该省域内城市平均高铁开通率来衡量一个省域内高铁开通变量,为了考察该变量的稳健性,我们尝试用该省域是否通高铁的虚拟变量 $Hsr(0/1)$ 来作为 Hsr 的替代变量进行稳健性检验,而 $Hsr(0/1)$ 的测算方式如下,只要该省域内有一个城市通高铁,那么 $Hsr(0/1)$ 就取1,否则为0。第三,为了使得到的结果具有较好的外部有效性,本文将研究的区域扩展到城市群尺度,以考察前文所得到的结果在城市群尺度上是否成立。

首先,本文用逆首位度指数以及调整的赫芬达尔指数倒数作为帕累托指数的替代变量进行稳健性检验,得到的回归结果见表3。表3的第(1)列~第(4)列是以逆首位度指数作为被解释变量得到的回归结果,第(5)列~第(8)列是以调整的赫芬达尔指数倒数作为被解释变量得到的回归结果。以逆首位度作为被解释变量进行回归的结果表明,在全国层面上,高铁开通对城市规模分布的影响为正,但不显著。而在东中西部分组的回归结果中,东部和中部地区的回归结果为正,且在5%的水平下显著,而在西部区域中的回归结果为负,但不显著。这一结果与本文表2的基准结果有些许的差异,即在中部地区的回归结果中,得到了相反的结论。一个可能的原因是,尽管逆首位度指数和帕累托指数都能大致反映省域内城市规模分布的状况,但由于具体测算方法的差异,可能导致回归结果的差异。以赫芬达尔指数倒数作为被

解释变量得到的回归结果与基于逆首位度指数得到的回归结果也有差异,即只有在中部地区的回归中,显著为正,且在 1% 的水平下显著。综合表 2 和表 3 的结果可以发现,替换城市规模分布测度指

标得到的回归结果在全国层面以及中西地区层面的显著性水平上稳健性较差,但在东部地区的回归系数上较为稳健,即高铁开通与城市规模分布的分散化程度具有正相关性。

表 3 替换解释变量的回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Monopro2	Monopro2	Monopro2	Monopro2	Polyrhhi	Polyrhhi	Polyrhhi	Polyrhhi
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
<i>Hsr</i>	0.007 (0.004)	0.004 ** (0.002)	0.021 ** (0.008)	-0.014 (0.009)	0.008 * (0.005)	4.21e-04 (0.002)	0.035 *** (0.011)	-0.002 (0.008)
<i>Edu</i>	-0.006 08 (0.028 4)	-0.010 4 (0.014 0)	0.007 30 (0.045 4)	-0.146 ** (0.057 6)	0.031 0 (0.029 2)	-0.012 4 (0.017 8)	0.036 6 (0.065 8)	0.053 0 (0.065 0)
<i>Pfdi</i>	0.657 (0.992)	-1.085 * (0.615)	1.586 (2.409)	0.484 (3.814)	0.523 *** (0.134)	-0.009 95 (0.075 2)	1.495 (3.490)	-2.329 (4.549)
<i>Pinvest</i>	0.040 1 *** (0.008 83)	-0.003 28 (0.009 37)	0.027 0 ** (0.012 9)	0.103 *** (0.017 9)	0.026 0 *** (0.008 53)	-0.020 0 ** (0.008 67)	0.037 4 * (0.018 7)	0.027 5 (0.020 0)
<i>lnrpgdp</i>	0.050 5 *** (0.008 44)	0.022 2 ** (0.009 20)	0.058 2 ** (0.023 7)	0.076 2 *** (0.027 7)	0.042 7 *** (0.008 82)	0.015 8 * (0.007 81)	0.022 1 (0.034 3)	0.025 1 (0.028 4)
<i>Pinfra</i>	0.000 072 8 (0.000 113)	-0.000 119 (0.000 105)	0.000 301 * (0.000 169)	-0.000 549 ** (0.000 251)	0.000 190 (0.000 117)	-0.000 330 *** (0.000 113)	0.000 039 2 (0.000 246)	0.000 490 * (0.000 285)
<i>Pems</i>	-0.000 012 8 * (0.000 006 76)	-0.000 005 11 (0.000 005 55)	-0.000 018 9 (0.000 022 9)	0.000 011 8 (0.000 013 2)	-0.000 014 0 ** (0.000 006 82)	-0.000 013 7 *** (0.000 004 37)	-0.000 049 9 (0.000 033 2)	0.000 001 46 (0.000 015 9)
省份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	161	49	56	56	175	56	56	56
<i>R</i> ²	0.777	0.896	0.888	0.885	0.746	0.861	0.789	0.811

注: *、** 和 *** 分别对应 10%、5% 和 1% 有统计学意义。

其次,我们用 *Hsr*(0/1) 二元变量替代指标 *Hsr* 再次进行稳健性检验,所得到的回归结果见表 4 的第(1)列~第(4)列。其中,第(1)列是基于全国样本的回归结果,而第(2)列~第(4)列则是基于东中西部地区样本的回归结果。该结果表明,在全国层面 *Hsr*(0/1) 的估计系数为负,但并不显著。这意味着,在全国层面,高铁的开通并没有显著改变城市规模分布。在东部地区的回归中,*Hsr*(0/1) 前面的系数为正,且在 1% 的水平下显著,这说明高铁的开通显著地促进了东部地区内部经济活动的分散化,使得城市规模分布变的扁平化。第(4)列西部地区回归结果表明,*Hsr*(0/1) 前面的系数为负,且在 10% 的水平下显著,这意味着在市场化以及经济发展水平比较低的地区,高铁开通会导致经济活动进一步地向区域内中心城市集聚,使得城市规模分布变的集中化。结合表 2 和表 4 可以看出,当替换核心解释变量高铁开通率 *Hsr* 时,只有东部地区的回归结果较为稳健。

表 4 替换被解释变量的稳健性检验

变量	全国	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Hsr</i> (0/1)	-0.002 08 (0.029 5)	0.143 *** (0.041 3)	0.053 3 (0.049 4)	-0.067 2 (0.052 8)
<i>Edu</i>	-0.503 (0.380)	-0.802 * (0.436)	-0.496 (0.604)	-0.847 (0.823)
<i>Pfdi</i>	11.14 (12.92)	0.061 2 (19.62)	30.09 (31.41)	-1.083 (54.02)
<i>Pinvest</i>	-0.077 6 (0.118)	0.564 * (0.295)	0.130 (0.170)	0.164 (0.248)
<i>lnrpgdp</i>	0.636 *** (0.112)	0.0382 (0.298)	0.995 *** (0.319)	1.155 *** (0.396)
<i>Pinfra</i>	-0.003 56 ** (0.001 51)	0.014 0 *** (0.003 23)	-0.001 44 (0.002 22)	-0.011 1 *** (0.003 61)
<i>Pems</i>	0.000 353 *** (0.000 090 2)	0.000 006 04 (0.000 168)	-0.000 041 3 (0.000 299)	0.000 755 *** (0.000 188)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	161	49	56	56
<i>R</i> ²	0.467	0.614	0.668	0.683

注: *、** 和 *** 分别对应 10%、5% 和 1% 有统计学意义。

最后,为了进一步考察前文所得结果的稳健性,本文将研究尺度扩展到城市群层面。尽管在基准回归中详细考察了高铁开通对省域内城市规模分布的影响,但空间尺度是具有严格行政边界

的省域。尽管这种划分可以较好地反映区域内城市之间经济和功能上的联系。但是,现实中许多隶属于不同省份,但在地理上邻近的城市,其之间的经济往来和功能联系更为密切。基于此,本文将研究尺度扩展到内部经济功能联系更加紧密的城市群层面。表5汇报了城市群层面的回归结果。其中,第(1)列为全国层面的回归结果,第(2)列~第(4)列分别为东中西部城市群的回归结果。表5的估计结果显示,在全国层面,以及在东中部地区的城市群内部,高铁开通显著地促进经济活动的分散化。综合表2和表5可以发现,东部地区城市群内部的结果与表2的基准结果较为相似,即东部城市群内部高铁开通率的增加会显著地促进人口的分散化分布,导致其内部城市体系越来越扁平化。

表5 城市群样本的回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	polycentric	polycentric	polycentric	polycentric
	全国	东部	中部	西部
<i>Hsr</i>	0.268 ** (0.107)	0.779 *** (0.171)	0.406 * (0.205)	0.336 (0.273)
<i>Edu</i>	-3.474 (2.278)	-4.215 (3.581)	-2.332 (4.018)	-3.474 (4.298)
<i>Pfdi</i>	2.87e-04 (0.003)	3.47e-04 (0.005)	5.97e-04 (0.002)	4.57e-04 (0.003)
<i>Pinvest</i>	0.022 (0.020)	0.017 (0.024)	0.019 (0.028)	0.011 (0.021)
<i>lnrpgdp</i>	-0.146 (0.171)	-0.181 (0.197)	-0.163 (0.184)	-0.154 (0.211)
城市群固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	154	42	49	56
R^2	0.853	0.866	0.903	0.912

注:东部城市群包括:京津冀城市群、辽中南城市群、山东半岛城市群、长三角城市群、珠三角城市群;中部城市群包括:太原城市群、哈长城市群、海峡西岸城市群、潘阳湖城市群、中原城市群、武汉城市群、长株潭城市群;西部城市群包括:北部湾城市群、成渝城市群、黔中城市群、滇中城市群、关中—天水城市群、兰州—西宁城市群、宁夏沿黄城市群、天山北坡城市群;*、**和***分别对应10%、5%和1%有统计学意义。

3. 工具变量法

考虑到基础设施建设选址的内生性问题,即经济活动的空间分布可能会影响高铁在某个省域的开通率,而非高铁开通率来影响经济活动的空间分布。这种反向因果可能使得高铁建设对城市体系变动的影响被低估。此外,尽管本文控制了省域层面的控制变量,但遗漏变量问题依然不能避免。基于此,本文遵循 Zheng 等^[11]的研究,将

1961年各省通铁路的城市占该省城市总数的比重作为高铁开通率 *Hsr* 的工具变量。同时,借鉴 Faber^[12]的研究,本文还将高铁网络的“最小生成树”作为高铁开通率 *Hsr* 的工具变量。需要进一步说明的是,以上两个工具变量并不随时间变化,仅有截面上的变异。但本文使用的数据集是面板数据,需要找到一个既随时间变化又有截面变化的工具变量。为此,我们将这两个不随时间变化的工具变量分别乘以随时间变化的国际钢材价格,作为本文核心解释变量省域高铁开通率 *Hsr* 的工具变量。实际上,钢材的价格是铁路铺设的重要成本,钢材价格越高,高铁铺设的成本就越高。

表6为应用以上两个工具变量进行回归得到的第二阶段回归结果。其中,第(1)列~第(4)列为基于“1961年通铁路的城市在各省城市占比乘以钢材价格”工具变量回归的结果,第(5)列~第(8)列为基于“最小生成树乘以钢材价格”作为工具变量的回归结果。综合第(1)列~第(8)列的结果,当考虑潜在的内生性时,只有东部地区的回归结果比较稳健,其前面的系数为正,且在1%~10%的统计性水平下显著,即东部地区高铁通车率的增加,会使得其内部城市规模分布越加的扁平化,而全国层面、中部地区以及西部地区的回归结果则非常的不稳健。

表6 第二阶段回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全国	东部	中部	西部	全国	东部	中部	西部
<i>Hsr</i>	-1.397 (0.994)	0.822 *** (0.243)	-1.061 ** (0.476)	-1.279 (1.216)	-3.914 (3.097)	2.850 * (1.303)	5.971 (5.265)	-8.329 (7.697)
IV_1	Yes	Yes	Yes	Yes				
IV_2					Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应								
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应								
观察值	161	49	56	56	161	49	56	56

注:*、**和***分别对应10%、5%和1%有统计学意义。

四、结论与启示

本文基于校准的 DSMP/OLS 夜间灯光数据,构建了衡量城市规模分布的分散化指标。同时结合2007—2013年我国省域或城市群内部高铁开通的数据,考察了高铁的开通与建设对中国城市规模分布的影响。研究发现,高铁开通率的增加对全国层面的城市规模分布并不产生显著影响,但在不同区域内,高铁开通对城市规模分布的影响

则呈现出明显的异质性。高铁开通率的增加更多地使得经济发展水平比较高的东部地区内部的城市规模分布趋向分散化以及扁平化,而对中西部地区的影响则是模糊的。本文的研究结论具有以下现实启示:以高铁为代表的新型交通基础设施在完善城市交通网络、提升居民出行便利性的同时,也将对城市规模分布,即城市体系的动态演变产生显著的影响。特别是在城市化进程快速推进的过程中,高铁网络的建设有利于促进经济发达地区的城市规模分布由集中化向分散化、由单中心向多中心转变,这将有利于缓解我国城市化过程中产生的“大城市病”问题和区域不平衡问题,促进我国区域空间结构优化,使得区域经济发展在集聚中走向平衡。

参考文献:

- [1] 孟静,徐琴. 城市群现代化的动力机制与路径——兼论长三角城市群的区域现代化[J]. 现代经济探讨, 2021(12):126-132.
- [2] 高波,王紫绮. 高铁开通提高了中国城市经济增长质量吗? ——基于劳动力流动视角的解释[J]. 产业经济研究, 2021(4):55-68.
- [3] BEHRENS K, MION G, MURATA Y. Spatial frictions[J]. Journal of urban economics, 2016, 97(1):40-70.
- [4] BOSKER M, DEICHMANN U, ROBERTS M. Hukou and highways the impact of China's spatial development policies on urbanization and regional inequality[J]. Regional science and urban economics, 2018, 71(6):91-109.
- [5] BAUM-SNOW N, BRANDT L, HENDERSON J V, et al. Roads, railroads and decentralization of chinese cities[J]. Review of economics and statistics, 2017, 99(3):435-448.
- [6] 刘秉镰, 杨晨. 基础设施影响城市规模分布的作用机理及实证研究[J]. 经济与管理研究, 2016(3):20-28.
- [7] 刘修岩, 李松林, 陈子扬. 多中心空间发展模式与地区收入差距[J]. 中国工业经济, 2017(10):25-43.
- [8] MEIJERS E J, BURGER M J. Spatial structure and productivity in us metropolitan areas[J]. Environment and planning A, 2010, 42(6):1383-1402.
- [9] AL-MARHUBI F. Export diversification and growth: an empirical investigation[J]. Applied economic letters, 2000, 7(9):559-562.
- [10] IOANNIDES Y M, OVERMAN H G, ESTEBAN R H, et al. The effect of information and communication technologies on urban structure[J]. Economic policy, 2008, 23(54):201-242.
- [11] ZHENG S, KAHN M E. China's bullet trains facilitate market integration and mitigate the cost of megacity growth[J]. Proceedings of national academy of science, 2013, 110(14):1248-1253.
- [12] FABER B. Trade integration, market size and industrialization: evidence from china's national trunk highway system[J]. Review of economic studies, 2014, 81(7):1046-1070.

(本文责编:王延芳)