

高铁开通对城市人口变化、流量经济集聚的影响

姚震宇¹, 张松林², 陈孝琳¹

(1. 南京审计大学经济学院, 江苏南京 211815; 2. 绍兴文理学院商学院, 浙江绍兴 312000)

摘 要:基于 2004—2016 年我国 283 个地级以上城市的面板数据,用差分回归模型分析了高铁开通对人口流动及与其相关的“流量经济”集聚水平的影响。结果表明:整体来说,高铁开通促进了沿线城市的人口变化和“流量经济”的集聚;这种影响因城市所在区域的经济水平等方面的差异而具有异质性;随着时间推移,早期高铁开通城市的“流量经济”集聚水平略呈倒 U 形变化。在高铁网配套建设中既要注意空间均衡投资、实现高铁网对经济地理格局重塑和人口合理分布的规划引导作用,也要注意短期内高铁开通引起的中心城市虹吸效应,避免低效率投资。

关键词:高速铁路;人口流动;流量经济;城市第三产业产值区位熵值

中图分类号:F532 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2021)06-0070-07

一、研究背景

始于 2004 年规划建设、日臻完善的“八纵八横”高铁网对我国城市群、都市圈的培育和经济地理格局的优化发挥了越来越大的战略支持作用,促进了城市化高质量发展^[1]。高铁开通和网络化通过缩短时空距离、促进人口跨区域流动,进而促进了与人口流动、驻留相关的包括旅游、餐饮住宿、商务会展等在内的“流量经济”的发展,助推了经济增长的国内消费驱动和内循环为主的新发展格局形成^①。

本文研究的基础是“高铁开通效应”,作为高铁建设的早期开拓者,日本和欧洲相应的研究较早。Ueda 的研究表明,日本新干线建设与运营提升了沿线城市的可达性和区位优势,对人口活动分布、投资者选择等产生了很大影响^[2]。Blum 等研究认为长期内欧洲高铁运营推动了城市分区、市场结构、收入分配变化进而提高了生产效率、促进了收入平等^[3]。Hall 指出,短期内高铁会促进连接的核心区域和中心城市的“中心化”水平上升,但是,对边缘地区产生削弱作用,形成“极化效应”^[4]。Faber 的

收稿日期:2021-08-06
基金项目:国家社会科学基金一般项目(17BRK011)
作者简介:姚震宇(1969—),男,江苏淮安人,从事高铁经济与城市化研究。
通信作者:张松林(1982—),男,湖北黄石人,副教授,从事产业分工与城市群研究。

①本文主要借鉴了孙希有(2015)的范畴,但是与其定义有区别,主要指狭义上与人口流动及驻留相关的、集聚于某一城市的经济增量,详见后文解释。

研究也表明,随时间推移,高铁建设会引起周边的经济增长减速^[5]。Ahlfeldt 等认为高铁开通是“暂时冲击”,并不能给经济的区域布局带来永久性改变,对区域经济增长的影响并不明确^[6]。

我国是高铁建设的后来居上者,自 2004 年发布高铁网规划以来,国内许多学者展开了“高铁开通效应”研究。金凤君等研究指出,高铁所带来的最直接的变化是旅行时空距离的压缩以及消费者可达性和企业可达性的改变^[7]。王姣娥等以高铁压缩了时空距离为立论基点,分析了高铁综合交通促进沿线城市的人口集聚和产业升级的机理^[8]。李祥妹等基于问卷调查分析了 2009 年沪宁高铁开通形成的产业间人口流动分布^[9]。申洋等对高铁开通促进居民消费展开了全面的实证分析^[10]。

一些国内学者也关注了高铁效应的“消极面”。汪建丰等研究认为,从短期来看,高铁建设会推动区域壁垒解构,形成要素逆向流动,增加沿线产业结构转型升级和经济发展的不利因素^[11]。王雨飞等研究发现,高铁建设通过加速传统生产要素和创新要素的分化流动,扩大中心城市与边缘城市的差距^[12]。卞元超等的研究关注了交通运输条件改善产生的“马太效应”^[13]。孙文浩分析了高铁网络产生的“逆集聚”现象^[14]。

关于高铁开通效应的国内外众多研究成果的基本共识是高铁开通通过提高“可达性”、缩短“时空距离”对产业经济和区域经济发展和布局产生复杂影响。本文认为,高铁是以客运专线方式开通运营的,因而高铁开通效应的主要方面是对人口流动以及与人口流动、驻留相关的经济形态即狭义“流量经济”的影响,但是,目前关于这一主题的综合研究并不充分。

现有文献表明,O' Kelly 等较早系统地分析了“flow economy”^[15],周振华等在国内较早提出了“流量经济”范畴^[16],任胜钢等对流量经济理论和增长模式作了归纳总结^[17],孙希有对广义的流量经济的分类、机理做了深入分析^[18],石良平等从经济学范式角度系统阐释了流量经济的学理^[19]。但是,到目前为止,理论界对流量经济的含义仍存在分歧,早期一些学者将其定义为“依存于要素流动形成的集聚经济”,近来有人将之定义为与互联网信息流量相关的经济,莫衷一是。

本文主要借鉴孙希有的“狭义流量经济”范畴,基于高铁客运专线开通主要促进了人口流动进而促进沿线城市商旅、餐饮等业态集聚发展的基本事实,将“流量经济”定义为包括零售、餐饮住宿、商务会展、旅游和其他生活服务业在内与人口流动、驻留相关的经济形态,并用第三产业产值区位熵值代表“流量经济”集聚水平。

二、理论机制与基本假设

本文的基本逻辑是具有交通革命意义的现代高铁客运促进了人口流动,而人口高频流动必然引起城市人口变化以及与人口流动、驻留相关的流量经济集聚水平变化。但是,作为人口流动的结果,城市人口变化与流量经济集聚是既相互联系又相互独立的范畴,除了可以用来说明高铁开通影响人口流动的效应之外,城市人口变化可能还包含了除人口流动之外一些慢变量的影响,例如,由规划变更、产业结构升级和区域差异发展引发的人口本地和异地城市化,由出生率、死亡率变化形成的人口自然率变化。本文把两者作为人口流动的两个独立结果,用来全面分析高铁开通影响人口流动的效应,重心在分析高铁开通影响流量经济集聚变化。

人口流动根据动因分为经济性流动和非经济性流动。务工、经商、商务交流等属于经济性流动,旅游、探亲、学习等属于非经济性流动。一般来说,人口经济性流动是由企业用工需求和科研创新活动引致的,跟产业经济发展景气紧密相关,人口经济性流动往往反过来为企业拓展更大范围的劳动力要素市场和人力资本来源促进企业发展,进一步增强对人口经济性流动的引致力。根据经济学原理,人口经济性和非经济性流动都源于个体“闲暇”与收入组合的效用最大化追求,个体年龄、收入水平的差异以及出行成本高低可能是影响非经济性流动的重要因素。一般认为,年轻的、收入水平高的个体对于现代快捷交通产生的时空收敛效应更关注,快捷交通的需求价格弹性在不同的收入群体和年龄组中有差异。

高速开通对人口流动的净影响要考虑高铁交通与普铁交通和公路交通的关系。经验统计表明,综合各项交通成本、安全和舒适感等因素,在行程时间小于 4 小时的旅行中,即以每小时 250 km 的速度换算 1000 km 行程内,高铁客运对公路客运和自驾形

成强劲吸引力转移,对航空客运具有替代关系,但是,与普铁出行相比,高铁的高票价具有“筛选”和锁定特定顾客群体的作用,那些收入较高、年轻的商务人士偏爱高铁的时空距离缩短效应,而收入较低的务工人员相对来说对高票价很敏感。京沪高铁开通后的3年内每年既有线路的客运量在高速铁路线路开通后并未发生大变化,而高速线的客运量却在大幅增长,表明短期内高铁对普铁并没有较强的替代性,高铁开通对人口流动产生正向净影响^①。

对于城乡发展水平差异较大区域来说,高铁开通运营初期能提升沿线城市的区位优势,越来越多的人涌向高铁沿线城市,高铁开通起到了促进高铁沿线城市的城市化的作用,同时也会促进同质高铁城市之间的“中心”地位竞争。一个有力证据是,与非沿线城市的常住人口年均增长率1.07%的水平相比,武广高铁开通后,高铁沿线城市的常住人口年均增长率上升至1.35%,沿线的衡阳和郴州的相应指标从0.83%和0.51%分别达到1.78%和1.73%^②。

总之,高铁开通通过提高可达性、缩短时空距离促进人口经济性和非经济性流动,为沿线“中心”城市和区域的企业获取更大范围的要素资源、拓展更大规模市场提供了实现机制,这一机制又会正反馈于人口流动、推动流量经济发展,与此同时,高铁站点、高铁新城建设会形成中心再造效应,枢纽和“中心”城市会出现商品零售额、文娱消费额、旅游景点门票收入激增等现象,进而促进高铁开通城市第三产业集聚水平的提高。

根据上述,本文提出第一个假设

H1:整体来说,高铁开通对沿线城市人口变化及流量经济集聚具有显著的正效应。

从2003年秦沈客专开通到2012年底形成“四纵四横”高铁网络干线,再到2016年修订《中长期铁路网规划》提出“八纵八横”主通道骨架,我国高铁网的建设是按局部线段—主干线—网络化的进展顺序分阶段进行的。例如,纵线京沪高铁是在沪宁段开通运营1年才于2011年6月底贯通并运营的;京广高铁是在武广高铁运营3年后、郑武段开通运营3个月后贯通运营的。先期开通高铁的城市之间的可达性与未开通高铁的城市相比具有“比较优势”,随着高铁网建设和全覆盖态势的进展,先前开通高铁城市的可达性“比较优势”逐步消失,高铁开通的

全域影响逐步实现。

所以,高铁开通的影响会随着时间变化,存在短期效应和长期效应的区别。高铁在局部线段开通时,其影响是局限性的,高铁开通能够促进沿线城市人口流动和经济集聚;而在高铁网逐步形成后,高铁开通的影响将变成全域性的,早期开通城市的可达性优势消失,高铁开通增强集聚的效应会减弱。

依据上述提出第二个假设:

H2:随着时间推移,高铁开通对沿线城市人口变化及流量经济集聚的影响呈先增强后减弱的倒U形特征变化。

长期以来,我国的区域经济发展水平不平衡,呈现东、中、西3个发展水平各异的经济板块特征,全国性经济中心集中于东部。腹地经济发展水平差异导致了中西部城市受地方财力所限在提升中心值、建设接入高铁网的配套工程的能力,与东部城市相比有差距。此外,在我国高铁网建设的渐进过程中,不仅东部区段建设和开通运营早于西部,而且高铁网空间布局是非均衡的,东部地区较为密集,中西部相对稀疏^[20]。依此本文认为高铁网建成后高铁对中西部欠发达城市的经济发展促进作用会大于对东部发达城市的促进作用,但是,在高铁网建成之前,高铁开通产生的时空收缩效应只能在经济发达的东部地区起到提升城市之间交通域联系强度、提高沿线城市经济集聚水平的作用,而对中部和西部的众多的中小城市的经济集聚可能产生不利影响,原因在于三大区域的经济“落差”会在短期内塑造人口从欠发达的中西部流向东部中心城市的固定方向。

因此,提出第三个假设:

H3:高铁开通对东部和中西部开通城市人口变化和流量经济集聚水平产生不同的影响。

三、变量、模型设定与数据来源

1. 计量模型设定

本文采用《高速铁路设计规范》(2015)对于高

①根据《中国交通运输统计年鉴》数据整理,2011—2013年京沪普铁线客运量3年分别为8692.09万人、7480.88万人和8217.74万人,略有下降,但是,京沪高铁线的客运量却分别为2445.20万人、6506.90万人和8389.80万人,铁路总客运量上升了1.6倍。

②数据来自2010—2012年《中国城市建设统计年鉴》。

铁的广义定义,即既包括时速达 250 ~ 380 km/h 的高铁级客专干线、也包括时速 160 ~ 250 km/h 以国铁 I 级为标准的城际快速铁路。

借鉴学界分析高铁开通效应的普遍做法,本文首先将高铁开通看作是一次准自然实验,构建一般化包含 DID (Difference in Difference) 的回归模型:

$$y_{it} = \alpha + \delta D_i \times T_t + \gamma X_{it} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: y_{it} 为被解释变量,指 t 年 i 城市人口变化值和流量经济集聚水平; D 为高铁开通与否的虚拟变量; T 为时间虚拟变量,当 i 城市属于实验组,且 t 属于高铁开通当年及之后的年份,交互项 $D_i \times T_t$ 取值为 1,否则为 0; δ 为交互项 $D_i \times T_t$ 的系数,用来衡量高铁开通对城市人口变化和流量经济集聚的影响净效应; X_{it} 为控制变量; γ 为用来刻画控制变量影响的系数; u_i 为个体固定效应; λ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为模型的随机误差项; i, t 分别为不同城市个体和年份。

为了捕捉在高铁开通影响的时间滞后效应,引入 DT_n 虚拟变量,构建改进的多期 DID 回归模型:

$$y_{it} = \alpha + \delta_1 D_i \times T_t + \delta_2 DT_n + \gamma_i X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: δ_1 为用来表示高铁开通对实验组和控制组的影响差异系数,如果显著为正,则表明高铁开通促进了该城市的人口增加和流量经济集聚; DT_n 为高铁开通的第 n 年 ($n=1, 2, \dots, 7$) 的虚拟变量,开通取值为 1,未开通则取值为 0; δ_2 为滞后影响。

2. 变量选择及说明

(1) 被解释变量和核心解释变量

由于各城市的高铁客流量年度数据的统计和测算方法很难统一,因而本文将人口流动的结果,即包括暂住人口的城市人口的变化值作为被解释变量之一,并认为它大体能够反映高铁开通影响人口流动、导致人口在沿线城市集聚的情况。具体做法是选取城市年末人口数差值对人口变化进行测度,用 p_flow_{it} 表示,并用之代替回归模型中的 y_{it} 。设定另一个被解释变量是城市流量经济集聚水平,鉴于数据的可获性,选取包括零售、餐饮住宿、旅游等生活服务业在内的第三产业产值区位熵值 (LQ_{3it}) 作为代表变量,代替回归模型中的 y_{it} 。

$$LQ_{3it} = (q_{3it}/q_{it}) / (q_{3t}/q_t) \quad (3)$$

式中: LQ_{3it} 为 i 城市在 t 年的第三产业产值区位熵; q_{3it} 为 t 年 i 城市第三产业产值; q_{3t} 为 t 年全国的第

三产业产值; q_{it} 为 t 年 i 城市 GDP; q_t 为 t 年全国的 GDP。高铁开通与否的虚拟变量和时间虚拟变量的交叉项 $D_i \times T_t$ 是本文的核心解释变量,其系数反映高铁开通对被解释变量的影响。

(2) 控制变量

参照谢呈阳等的方法设定城市人口密度 ($p_density$)、空间城镇化水平 ($urban$)、资本存量水平 ($capital$) 为控制变量^[21],理由在于:一般来说,中心城市或者城市中心区往往表现出人口密度高于其他城(区),因而,城市人口密度可以作为表示“中心城市”的特征变量,由于在高铁开通初期,中心化程度高的城市可能对人口和“流量经济”产生虹吸作用,因此,将其作为控制变量之一;空间城镇化水平较高的地区对流动人口具有吸引力,本文用城市建设用地面积代表空间城镇化水平作为控制变量;与资本存量紧密相关的城市基础设施和产业发展水平是吸引流动人口及流量经济集聚的重要因素,本文因此用各城市的固定资产投资总额代表资本存量水平作为控制变量,使用时以 2004 年为基期进行了价格标准化处理。本文还参照卢福财等的做法,设定了用居民消费支出代表的消费者购买力 ($consume$)、职工平均工资代表的职工收入水平 ($wage$) 和城市教师数量代表的教育资源水平 ($teacher$) 作为控制变量^[22],理由在于:消费者购买力越高的地区,市场需求也就越高,商业和服务业集聚水平越高;地区职工收入水平高低,在一定程度上影响以经商和就业为目的的城市人口转移;城市教育资源集中程度越高,越能吸引人口及流量经济集聚。另外,本文还借鉴李红昌等的做法,用城市社会消费品零售总额除以城市内部距离作为市场内部潜力 (emp) 的衡量指标并设为控制变量^[23]。

3. 数据来源及说明

本文使用了 2004—2016 年我国 283 个地级以上市的面板数据,文中所用高铁数据来源于 12306 官方网站和《全国铁路旅客时刻表》,人口数据、控制变量数据来源于历年《中国城市建设统计年鉴》《中国城市统计年鉴》。对于地级市样本的选取,考虑行政区划的调整等因素,剔除了已撤市设区城市,并对先前数据与并入城市数据进行了合并。为了降低异方差的影响,回归分析时对控制变量代理指标数据作了对数化处理(表 1)。

表 1 描述性统计结果

变量	变量含义	单位	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
LQ_3	第三产业集聚指数		3 679	0. 903	0. 282	0. 040 4	2. 128 4
P_flow	人口变化	万人	3 679	0. 001 1	0. 312	-4	1. 679 2
$P_density$	城市人口密度	人/km ²	3 677	1 001. 552	1 784. 012	13	65 911
$urban$	空间城镇化水平	km ²	3 679	347. 114	440. 248	57. 321	26 701. 11
$capital$	资本存量	万元	3 679	2 329 292	4 212 786	946 730	4. 97×10 ⁷
$consume$	消费者购买力	万元/人	3 679	1. 432	0. 009 7	0. 004 8	10. 670
$wage$	职工收入水平	元/年	3 660	35 788. 66	21 434	1 969. 57	576 545
$Teacher$	教育资源水平	人	3 550	6 407. 251	29 151. 83	4 872. 136	946 991
emp	市场潜力		3 679	10 099. 86	12 895. 05	47 639. 341	135 840. 9

注:数据来源《中国城市建设统计年鉴》《中国城市统计年鉴》,经整理。

四、实证分析和检验

1. 高铁开通对城市人口变化和“流量经济”集聚水平影响的回归与检验

表 2 首先汇总了高铁开通对城市人口变化的影响的估计结果。列(1)和列(2)以 283 个地级以上城市作为样本量,在固定了个体效应和时间效应后,未控制其他变量时,高铁开通的影响系数是 0. 025 8,控制其他变量后,影响系数是 0. 023 4。在控制变量中,除了工资水平的影响之外其他因素的影响并不显著,总的来说,高铁开通对人口变化值的影响在 1% 的显著性水平上为正。这表明,对于地级以上城市的总体来说,高铁开通整体促进了城市人口增加。列(3)和列(4)选择了 283 个地级以上城市中到 2016 年底为止已开通高铁的城市作为样本,在同样固定了个体效应和时间效应后,无论是否纳入控制变量,估计结果都为正,但是在 1%、5% 和 10% 水平上都不显著,这表明高铁开通对这些城市来说,促进人口增加的结论并不可靠。总之,回归结果表明,高铁开通在一定程度上促进人口流动,但是,对人口流向的影响却因城市的个体固有特征差别而不同,对具体城市人口变化的影响是不确定的。

高铁开通与城市流量经济集聚水平的影响的估计结果见表 3。列(1)报告的是以 283 个地级以上城市为样本在固定了个体效应和时间效应的回归结果,核心解释变量 $D\times T$ 的系数显著为正表明高铁开通对城市第三产业产值区位熵值具有显著的促进效应。列(2)显示加入控制变量后高铁开通对第三产业产值区位熵值的影响是从 0. 007 2 增加到 0. 015 2;列(3)和列(4)是仅考虑已开通高铁城市的估计

表 2 高铁开通对城市人口变化的实证回归结果

变量	全部城市		高铁开通城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D\times T$	0. 025 8 *** (3. 14)	0. 023 4 *** (2. 80)	0. 009 9 (0. 90)	0. 011 1 (1. 00)
$lnwage$		0. 036 1 ** (2. 19)		0. 052 0 ** (2. 03)
$lncapital$		0. 001 9 (0. 85)		0. 002 5 (0. 91)
$lnurban$		-0. 001 8 (-0. 25)		0. 005 7 (0. 59)
$lnteacher$		0. 003 4 (0. 71)		-0. 001 2 (-0. 19)
$lnconsume$		0. 434 1 (0. 82)		-0. 484 8 (-0. 75)
$lnemp$		0. 005 1 (0. 35)		-0. 016 4 (-0. 72)
$lnp_density$		0. 000 8 (0. 09)		0. 010 5 (0. 89)
常数项	0. 219 7 *** (79. 33)	-0. 229 9 (-1. 25)	0. 210 9 *** (45. 37)	-0. 404 7 (-1. 45)
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3 679	3 530	2 327	2 256
R^2	0. 653	0. 648	0. 574	0. 571

注:表中括号内为 t 值,*、** 和 *** 分别表示通过了 10%、5% 和 1% 的显著性检验。

结果,高铁开通对高铁城市第三产业产值区位熵的影响在 1% 的显著性水平上仍为正,且系数扩大为 0. 018 2,表明高铁开通对所有沿线城市的流量经济集聚水平具有显著的正效应。

2. 高铁开通对城市人口变化、流量经济集聚影响的时间滞后效应

诚如前述,高铁建设是一个从区段到全线再到网络化的渐进过程,前期高铁开通城市的可达性比

表 3 高铁开通对流量经济集聚影响的实证回归结果

变量	全部城市		高铁城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D \times T$	0.0072 [*]	0.0152 ^{***}	0.0192 ^{***}	0.0182 ^{***}
	(1.90)	(3.27)	(4.13)	(4.11)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
常数项	0.6304 ^{***}	-0.0113	0.6328 ^{***}	0.9140 ^{***}
	(491.86)	(-0.13)	(321.59)	(8.22)
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3679	3529	2327	2255
R^2	0.853	0.871	0.856	0.873

注:表中括号内为 t 值,*、**和***分别表示通过了10%、5%和1%的显著性检验。受篇幅所限,控制变量统计量部分不再报告。

较优势会随时间推移发生变化,为了考察高铁开通对城市人口变化和流量经济集聚的时间滞后效应,本文借鉴卞元超等(2018)的方法,设置高铁开通后8年的逐年年份虚拟变量,对其与高铁开通虚拟变量的交互项进行估计。

表4中列(1)和列(2)显示的是高铁开通影响流量经济集聚的时间效应估计,可以看出,在未考虑控制变量的情况下,交叉项的系数均为正,且在开通

表 4 高铁开通对城市人口变化、流量经济集聚影响的时间效应估计

变量	第三产业产值区位熵值		城市人口变化	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DT_1	0.0203	0.0031	-0.0490	-0.0973
	(1.44)	(0.25)	(-0.35)	(-1.07)
DT_2	0.0219	0.0060	-0.1580	-0.0514
	(1.56)	(0.49)	(-1.14)	(-0.55)
DT_3	0.0270 [*]	0.0072	0.0737	0.2010 ^{***}
	(1.92)	(0.59)	(0.53)	(2.59)
DT_4	0.0297 ^{**}	0.0023	0.0596	0.1805 ^{**}
	(2.11)	(0.19)	(0.43)	(2.11)
DT_5	0.0135	-0.0120	0.0508	-0.6632 ^{***}
	(0.96)	(-0.99)	(0.37)	(-8.07)
DT_6	0.0217	-0.0115	0.1054	0.1327
	(1.55)	(-0.95)	(0.76)	(1.22)
DT_7	0.0100	-0.0123	0.0900	0.0351
	(0.71)	(-1.00)	(0.65)	(0.40)
DT_8	0.0061	-0.0224 [*]	0.2395 [*]	0.1057
	(0.44)	(-1.82)	(1.73)	(1.18)
常数项	0.6246 ^{***}	-0.2981 ^{***}	-2.0238 ^{***}	1.1448 [*]
	(224.83)	(-3.70)	(-74.16)	(1.82)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	3679	3530	3678	3529
R^2	0.468	0.608	0.153	0.522

注:表中括号内为 t 值,*、**和***分别表示通过了10%、5%和1%的显著性检验。

后4年内逐年增强,但从第5年开始,正向效应有所减弱,除了第4年、第5年外其余年份的影响系数并不显著。列(2)汇报的结果还表明高铁开通后第五年开始,交叉项系数由正转负,回归系数不显著。列(3)和列(4)检验的是高铁开通对人口变化影响的时滞效应。从系数来看,在高铁开通后第3年,交叉项的系数显著为逐年下降的正值,经过第5年系数转负后到第6年后又为正,但是,低于先前第3年且不显著。这说明高铁开通对区域人口流动的影响随着时间展开,存在着较大变化。这大体验证了H2,随着时间推移高铁开通对沿线城市人口变化及流量经济集聚的影响都大体呈倒U形特征变化,先增强集聚,经过一段时间后集聚会减弱。

3. 高铁开通对不同区域城市人口变化、流量经济集聚的异质影响

表5汇报了高铁开通效应在不同地区城市之间的差异性,对于东部和中部城市来说,产生了正向的人口变化影响,而对西部地区城市产生了并不显著的负向作用。大体原因在于与东部、中部相比,西部地区高铁路网密度低、建设较晚,人口相对稀疏,高铁开通促进城市人口流迁的效应未充分显现。就城市的第三产业产值集聚水平来说,东部和西部地区的高铁开通效应在5%的显著性水平上为正,而中部地区的高铁开通效应却是负的,表明高铁开通对东部和西部高铁城市的流量经济集聚产生了积极效应,但是对中部地区的高铁开通城市却产生了需要深入分析的消极影响;从作用系数上看,东部地区大于西部地区,可能不仅因为东部地区的高铁线路密集,而且因为中国的经济东强西弱、经济中心城市多集中于东部城市,高铁开通增强了东部地区的虹吸

表 5 高铁开通效应的地区异质性检验结果

变量	东部区域		中部区域		西部区域	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$LQ3$	P_flow	$LQ3$	P_flow	$LQ3$	P_flow
$D \times T$	0.0338 ^{***}	0.2437 ^{***}	-0.0105 [*]	0.1623 [*]	0.0182 ^{**}	-0.0418
	(4.72)	(2.84)	(-1.71)	(1.81)	(2.01)	(-0.31)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1110	1110	1267	1267	960	960
R^2	0.648	0.577	0.872	0.538	0.895	0.548

注:表中括号内为 t 值,*、**和***分别表示通过了10%、5%和1%的显著性检验。受篇幅所限,控制变量统计量部分不再报告。

效应。上述大体验证了 H3,历史形成的东、中、西部三大区域经济发展水平差异,会造成高铁开通效应在三大区域内产生不同结果。

4. 稳健性检验

我国的城市内嵌于行政治理体系,城市之间存在行政级别差异。直辖市、省会城市、计划单列市等高行政等级城市往往不仅配置了高能级管理决策权限,而且集中了高质量的教育、医疗、公共交通等公共服务资源,这些城市的人口与经济集聚水平无论在高铁开通前还是开通后都高于其他城市。而在高铁网规划中,这些高行政能级的城市几乎都是高铁网主干线路的节点和枢纽,在样本中包含了这些城市,会影响高铁开通效应分析结论的稳健性。表 6 的回归结果表明,剔除这些城市后,高铁开通对城市人口变化、第三产业产值集聚具有显著的促进作用。

表 6 剔除直辖市和省会城市的样本城市检验

变量	第三产业产值区位熵		城市人口变化	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$D \times T$	0.0176 *** (2.85)	0.0186 *** (2.85)	0.1327 ** (2.30)	0.1243 ** (2.10)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
常数项	0.6132 *** (266.08)	1.4180 *** (20.60)	-2.0704 *** (-114.10)	-4.7127 *** (-3.88)
个体效应	未控制	控制	未控制	控制
时间效应	控制	未控制	控制	控制
样本量	3289	3154	3288	3153
R^2	0.385	0.200	0.534	0.531

注:表中括号内为 t 值, *、** 和 *** 分别表示通过了 10%、5% 和 1% 的显著性检验。受篇幅所限,控制变量统计量部分不再报告。

五、结 语

高铁开通促进了沿线城市人口变化及与人口流动相关的流量经济集聚,这个结论是稳健的。本文借此提出,应该积极利用高铁对城市群、都市圈的塑形作用,重视高铁对经济内循环的引导性。由于高铁建设是从区段到全线再到网络化的渐进过程,基于高铁开通产生的可达性“比较优势”变化,高铁开通城市的第三产业产值集聚水平随着时间推移大体呈现先增强后减弱的倒 U 形特征变化,本文认为,在高铁网络化特征形成前,高铁开通产生的时空收缩效应能够提升城市之间交通域联系强度、有力促进节点城市和枢纽城市的中心性提升和辐射能力强化,进而引导城市集群发展,但是,应该注意到伴随的边缘地区弱化现象,注意到高铁局部开通对人口

流向、经济集聚态势的扭变,注意与高铁相关的低效率投资。

历史形成的东、中、西部三大区域经济发展水平差异造成高铁开通效应的区域差异,三大区域的经济“落差”会在较长时期内塑造人口从欠发达的中西部流向东部中心城市的固定方向。本文认为,即便在高铁网络形成后仍要面对由城市之间发展程度不同、行政能级差异导致的中心城市虹吸效应、空间经济极化现象。本文提出的相应建议是,国家在高铁网配套投资建设过程中应当从整体上充分考虑人口流动分布规律,着眼于进一步发挥高铁网络的全域效应和普惠目标,既要鼓励高速铁路客运需求较多的东部地区城市加大配套投资力度,更要对受财力所限的西部地区的高铁网接入工程进行持续的财政支持。

作为抛砖引玉之作,本文引导了若干问题的讨论,例如,高铁开通导致了空间经济的极化现象,是否表明是“非效率”和“不公平”的? 陆铭的研究表明,人为地追求空间上的经济均衡是非效率的^[24]。中国特有的体制下同级行政区竞争往往影响规划实施,纳入国家高铁网规划或成为高铁枢纽城市已成为“城市竞争点”,这种竞争并非必然成为发展高铁经济和发挥高铁网战略支持作用的正向因子,后续研究会基于与人口流向和分布相匹配的集聚是有效率的观点,分析高铁开通产生的有效集聚。

参考文献:

[1] 刘冲,吴群锋,刘青. 交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角[J]. 经济研究,2020,55(7):140-158.

[2] UEDA T. The impact of Shinkansen in regional development [J]. Tijdschrift Voor Economische En Sociale Geografie, 1989, 104(3):292 - 307.

[3] BLUM U, HAYNES K E, KARLSSON C. The regional and urban effects of high-speed trains [J]. The Annals of Regionals Science, 1997, 31(1):1-20.

[3] BLUM U, HAYNES K E, KARLSSON C. The regional and urban effects of high-speed trains [J]. The Annals of Regionals Science, 1997, 31(1):1-20.

[4] HALL P. Magic carpets and seamless webs: opportunities and constraints for high-speed trains in Europe [J]. Built Environment, 2009, 35(1), 59-69.

(下转第 101 页)