

Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2022.03.005

欢迎按以下格式引用:谭志雄,邱云淑,罗佳惠,等.长江经济带高铁开通对第三产业集聚影响研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2023(1):38-55. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2022.03.005.



Citation Format: TAN Zhixiong, QIU Yunshu, LUO Jiahui, et al. The impact of the opening of high-speed rail on the agglomeration of tertiary industry in the Yangtze River Economic Belt[J]. Journal of Chongqing University(Social Science Edition), 2023(1):38-55. Doi: 10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2022.03.005.

长江经济带高铁开通对 第三产业集聚影响研究

谭志雄^{a,b},邱云淑^a,罗佳惠^c,韩经纬^c,陈思盈^c

(重庆大学 a. 公共管理学院, b. 区域经济与科教战略研究中心, c. 经济与工商管理学院, 重庆 400044)

摘要: 高铁建设是中国交通基础设施建设史上具有标志性的重大事件,对区域要素流动、经济活动开展和产业空间格局构建影响深远。深入考察高铁开通与产业集聚的关系,对合理规划高铁建设和促进高质量发展意义重大。文章探讨了高铁开通引致第三产业集聚的空间溢出效应及其机制;立足高铁的时空效应,重点考察劳动力流动引致的知识溢出等效应对第三产业集聚的影响机理。通过构建空间双重差分模型,采用2007—2018年长江经济带108个地级市城市面板数据,实证检验长江经济带高铁开通对第三产业集聚的影响;不仅以空间滞后项的系数判断是否存在空间溢出效应,还以间接效应衡量空间溢出效应的程度。考虑长江经济带高铁网络布局不平衡、经济发展存在差距、资源禀赋不同的城市高铁开通后引起的效应可能有所区别,分区域及细分行业研究高铁开通对第三产业集聚影响的异质性;并进一步从劳动力转移视角实证检验高铁开通对第三产业影响的传导机制。研究表明:高铁开通不仅对长江经济带沿线城市第三产业集聚有显著的正向影响,其所引致的空间溢出效应亦明显促进了相邻城市的产业集聚。异质性检验结果表明,高铁开通对长江经济带东部城市第三产业集聚水平的正向作用高于中部城市,对西部城市第三产业集聚并无明显影响;高铁开通对不同细分行业作用效果差异明显,对批发零售、公共管理、社会保障和社会组织及教育等行业集聚水平作用大。影响机制检验表明,高铁开通拓展了劳动力自由流动范围,劳动力流动带来的知识溢出影响第三产业集聚;劳动力转移也是高铁开通影响长江经济带中部城市第三产业集聚的重要传导机制。因此,未开通高铁城市应加快推进高铁网络建设,优化产业空间格局;中、东部地区应加大第三产业中高端产业的承接力度,促使产业升级;西部地区应充分发挥高铁对劳动力要素的空间重构效应,警惕东中西部地区差距扩大。文章将空间溢出效应引入双重差分模型,判断高铁引致的第三产业集聚的空间溢出效应是否存在以及存在的程度;基于“时空压缩”效应下劳动力流动视角考察“虹吸效应”和“辐射效应”双重影响下的异质性,丰富了高铁建

基金项目:国家社会科学基金项目“‘双转移’视角下中西部城市新区产业集聚与新型城镇化互动发展研究”(14CJY021)

作者简介:谭志雄,重庆大学公共管理学院教授,博士,Email:tzxcqu@126.com。

设对第三产业集聚影响的理论研究,对高铁建设规划与第三产业布局协同联动具有重要参考意义。

关键词: 高铁开通; 第三产业集聚; 空间双重差分模型; 劳动力流动; 长江经济带

中图分类号: F532.3; F062.9; F061.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1008-5831(2023)01-0038-18

引言

“十四五”规划纲要明确提出“加快建设交通强国”“基本贯通‘八纵八横’高速铁路”。截至2021年底,全国高速铁路营业总里程达到4万公里、最高运营时速达350千米,均居世界首位。高铁已经成为交通基础设施改善的重要标志,并对要素空间配置、经济活动及产业布局产生重大影响。伴随着交通基础设施建设的不断完善,受规模经济内在要求驱动,生产相同或相似产品的企业及其上下游相关企业连片布局,形成产业集聚。作为一种客运专线铁路,高铁对人流以及承载于人流上的知识传播和信息共享类的产业影响更为明显。第三产业包括物流运输等流通部门、金融旅游等为生产生活服务的部门、教育科研等科技部门以及党政机关社会团体等,显而易见这些行业对知识、技术要求更高,重视人才、信息及运输时效。高铁开通能够提升干线的总体运输能力,改善区域的交通可达性,缩短城市间的时空距离,减少生产要素流动的空间壁垒,提高劳动力、资本、知识、技术等要素在更大范围内配置的可能性,对第三产业集聚影响深远。因此,全面深刻理解高铁开通与第三产业空间布局的关系,对于合理规划高铁建设、优化经济结构、促进高质量发展意义重大。

在高铁开通与产业集聚关系的研究方面,国外已有研究发现高铁开通通过促进资本、劳动力、知识等资源集中,提高就业吸引力促进产业发展和经济进步^[1-4]。国内已有研究中,胡静等^[5]、郭璐筠^[6]研究发现高铁建设对旅游业集聚水平影响存在正向影响;覃成林和杨晴晴^[7]、邓涛涛等^[8]、曹小曙等^[9]以及宣烨等^[10]采用DID模型实证检验高铁开通对服务业集聚水平的影响;张晓建^[11]和朱文涛^[12]利用普通面板模型研究发现高铁开通促进了制造业集聚程度的提高。但既有研究缺少高铁开通对第三产业及细分行业的差异化影响对比。有学者认为高铁建设通过改变区域可达性^[13-14]、市场潜力和工资水平^[15]、要素丰裕程度^[10]、成本效应^[16]等影响产业集聚水平,也有研究关注劳动力要素流动在其中发挥的作用,但主要集中在高铁开通与制造业或工业的关系研究中^[17]。部分学者研究某一条高速铁路沿线站点开通对产业布局的影响^[15,18],但我国高铁建设由线到网,形成纵横交错的高速铁路网,城市产业发展不仅受到一条高铁影响,也会受到其他经过该城市的高铁线路影响,以某条高铁路线为例进行研究,可能会使结论有偏。基于此,本研究选择在我国交通领域具有重要战略地位的长江经济带108个地级及以上城市为研究样本,以2007—2018年为考察期,选取合适的变量构建空间双重差分模型,研究高铁开通对第三产业及细分行业集聚水平的影响,并验证高铁开通带来的第三产业集聚效应在不同地理区位城市之间的异质性,同时从劳动力转移视角对高铁开通影响第三产业集聚水平的传导机制进行实证检验,这对长江经济带打造综合立体交通走廊和实现经济高质量发展意义重大。本文开展的工作主要有:第一,进一步考虑高铁开通引致的第三产业集聚的空间溢出效应,构建空间双重差分模型评估高铁开通对第三产业集聚水平的影响;不仅以空间滞后项的系数判断是否存在空间溢出效应,还以间接效应衡量空间溢出效应程度。第二,立足高铁带来的“时空压缩”效应,重点考察劳动力流动引致的知识溢出等效应对第三产业集聚的影

响机理。第三,考虑长江经济带特殊的地理位置和重要的战略地位及其高铁网络布局不平衡、经济发展存在差距、资源禀赋不同的城市高铁开通后引起的效应可能有所区别,重点考察“虹吸效应”和“辐射效应”双重影响下高铁开通对第三产业集聚的影响是否存在异质性。

一、影响机制

一方面,高铁开通改善了地区交通条件,促进第三产业集聚。产业在区位选择时的重要标准之一是否有利于扩大市场,有限的市场抑制了专业化分工,使得市场外部性难以体现,经济活动分散于不同的区域。而高铁开通优化了地区交通条件,为产业市场的持续扩大带来了可能性。同时,第三产业的产品和服务大都是无形的,具有知识、信息、人才、技术密集等特点,更加注重运输的时效性,其区位选择对于交通区位条件变化最为敏感^[19],因此高铁开通更容易促进第三产业集聚。另一方面,高铁网络的布局能够提升第三产业规模经济效益。旅游、住宿餐饮、物流运输等第三产业往往利用高铁网络提高资源配置效率,进而形成规模经济效应。同时,新古典经济学代表人物马歇尔最早提出产业集聚理论,产业集聚不仅能够产生内部规模经济,也会形成上下游产业联动协同的外部规模经济。因此,高铁开通不仅直接激发沿线区域旅游业、批发零售业、餐饮住宿业、物流运输等第三产业集聚,也能带动相关产业上下游配套产业的集聚。

(一) 高铁开通通过劳动力要素自由流动促进第三产业集聚

国外学者结合新经济地理学框架研究了劳动力对产业集聚的影响^[20-22],认为劳动力流入会产生价格指数效应和本地市场效应,从而吸引大批企业流入,推进产业集聚发展。高铁网络的完善不仅加强了城市间联系,促进经济活动交流,扩展了要素流动的空间范围,也实现了客货分离,进一步解放交通资源,提高专业化运营水平,加快要素的自由流动,优化资源配置^[23],使得劳动力能够自由流动到收益更高的地区,降低要素错配的可能性,提高要素配置效率,在流入地形成规模经济效应,促进经济要素和产业持续集聚。同时,根据运输通道理论,交通状况变好能够带来时空压缩效应,提升区域可达性,劳动力、资本等生产要素向交通运输节点集聚。高铁所具有的载客量大、安全性好、速度快等优势能够极大地促进区域劳动力等生产要素的流动^[24],增加了该地区劳动力供给^[25],使得城市更可能获得优质生产要素,进而促进第三产业集聚。此外,高铁开通后,城市基础设施、相应配套更加完善,劳动力可以以较低的成本去更远的地方居住或者获取满意的产业和服务,使得企业拥有更大的服务市场,因而企业更愿意生产和提供专业化、多样化的产品或服务,促进生产相似产品或提供相似服务的企业集聚。

假设1:高铁开通拓展了劳动力自由流动的范围、加快了劳动力的自由流动,提高劳动力资源自由配置效率,从而促进经济要素与第三产业持续集聚。

(二) 高铁开通通过劳动力流动带来的知识溢出促进第三产业集聚

知识溢出随着空间距离的扩大而减弱^[20],高铁网络建设缩短了“时空距离”,使得人与人之间能够面对面交流,从而扩大知识溢出的潜在范围,促进相关产业的集聚^[26]。第三产业大多为知识密集型企业和技术密集型企业,在运作过程中需要投入大量具有丰富专业知识的高素质人才^[10]。高素质劳动力在区域间的自由流动,提升了人才交互的频率,促进产业内知识流动、共享^[27],从而进行

相互学习、相互模仿,形成知识溢出效应,有利于传播基于经验所得到的高度个人化的隐性知识,促进知识交流,强化区位优势,吸引高新技术、金融业、文化创意产业等知识性较强的第三产业集聚。

假设 2:高铁开通通过劳动力要素自由流动带来的知识溢出影响第三产业集聚。

高铁开通对第三产业集聚影响的传导机制如图 1 所示。

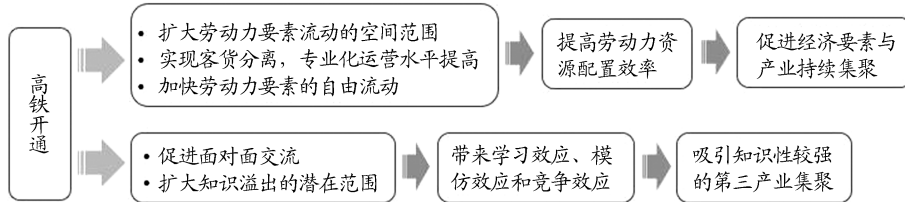


图 1 高铁开通对第三产业集聚影响的传导机制

二、研究设计

(一) 研究方法及模型构建

1. 双重差分模型

双重差分模型(DID)将样本分为处理组和对照组,根据处理组与对照组的平均变化之差分析项目或政策实施带来的净效应,在一定程度上可以避免内生性的困扰。在考察期内,长江经济带 108 个地级及以上城市中大部分城市开通了高铁,这种大规模的交通基础设施建设可以被视作一项“准自然实验”来研究。因此,以长江经济带地级及以上城市作为考察对象,将考察期内开通高铁的城市作为处理组,未开通高铁的城市作为对照组,利用 DID 模型考察高铁开通对第三产业集聚水平的净影响。基准的 DID 模型设置如下:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{it} + \alpha_2 T_{it} + \beta D_{it} \cdot T_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: D_{it} 为分组虚拟变量,取值为 1 表示 i 为开通高铁城市,取值为 0 表示 i 为未开通高铁城市; T_{it} 为时间虚拟变量,取值为 0 表示高铁开通前,取值为 1 表示高铁开通后。 $D_{it} \cdot T_{it}$ 为分组虚拟变量和时间虚拟变量的交互项,其系数 β 反映了高铁开通的净效应。 ε_{it} 为随机误差项。

由于基准 DID 模型假定处理组所有个体受到冲击的时间一致,而考察期内长江经济带地级及以上城市开通高铁的年份存在差异,所以无法满足研究需求。借鉴 Beck 等^[28]的做法,本文构建多时点 DID 模型:

$$y_{it} = \alpha + \beta \text{hsr}_{it} + \theta_j \sum X_{jt} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在面板回归模型中考虑个体固定效应和时间固定效应取代粗糙的分组虚拟变量 D_{it} 和时间虚拟变量 T_{it} 。其中, y_{it} 为因变量,表示城市 i 在时间 t 的产业集聚水平。 α 为截距项, γ_t 表示时间固定效应, μ_i 表示地区固定效应; ε_{it} 为随机误差项。 hsr_{it} 为虚拟变量,表示城市 i 在 t 年是否开通高铁,若城市 i 在 t 年开通高铁,则取值为 1,否则取值为 0。系数 β 表示高铁开通对集聚水平影响的净效应。 X 为影响产业集聚水平的 j 个控制变量, θ_j 为相应的估计系数。

2. 空间双重差分模型

高铁开通带来的“时空压缩”效应使得地区间的空间相关性特点得以体现^[29-30]。一方面,高铁开通不仅会影响本地区的第三产业集聚,同时也会对周边地区的第三产业发展产生正外部性;另一

方面,开通高铁的城市吸引大量优质人才、资本、知识和技术,具有更大的发展潜力,导致对周边地区形成更强的吸附作用而产生负的外部性。因此,高铁建设不仅会对所在地产生影响,也可能对相邻地区产生溢出效应,如果忽略这种经济联系,将会导致回归估计结果有偏。此外,DID模型建立在解释变量完全外生的假设之上,不能保证随机误差项与个体自身有关的因素完全无关,从而忽视了“内生性”“自相关”等问题。因此,本文建立空间双重差分模型(SDID),有利于解决标准DID模型估计存在空间相关性数据不一致的问题,也能在相当程度上避免内生性问题。在多时点DID模型中引入空间滞后项,构建如下模型:

$$y_{it} = \alpha + \rho \mathbf{W}y_{it} + \beta \text{hsr}_{it} + \theta_j \sum X_{jt} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, \mathbf{W} 为研究样本的空间权重矩阵, $\mathbf{W}y_{it}$ 为被解释变量的空间滞后项, ρ 为空间溢出效应的系数,表示地区间溢出效应的强度。其余参数含义同式(2)。

需要注意的是,SDID模型包含空间滞后项,但是否存在空间溢出效应不应简单通过其系数来判断,空间计量模型中自变量对因变量的影响分为直接效应、间接效应(空间溢出效应)和总效应^[31-32]。直接效应反映了自变量对本地区 y 的平均影响,间接效应则反映了自变量对其他地区 y 的平均影响,而总效应反映了自变量对全部区域产生的平均影响。间接效应可以用来判断空间溢出效应的程度。

首先构造邻接空间权重矩阵 \mathbf{W}_1 ,若两个城市之间存在共同边界,元素设定为1;不存在共同边界,则设定为0。

$$\mathbf{W}_1 = \begin{cases} 1, & \text{当城市 } i \text{ 和城市 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{当 } i = j \text{ 或不相邻} \end{cases} \quad (4)$$

有学者认为邻接空间权重矩阵过于单一,不能充分反映两地之间联系的客观事实^[33],经济活动的空间效应不局限于与之相邻的地区,一个地区的经济策略能够被所有地区观测到,但相应的影响程度会随着距离的增加而衰减^[32]。因此,本文构造了距离空间权重矩阵 \mathbf{W}_2 。基于距离的空间权重矩阵定义如下:

$$\mathbf{W}_2 = 1/d_{ij}^2 \quad (5)$$

$$d_{ij} = \arccos[(\sin\varphi_i + \sin\varphi_j) + (\cos\varphi_i + \cos\varphi_j + \cos(\Delta\tau))] \times R \quad (6)$$

其中: d_{ij} 表示两个城市中心位置之间的距离; φ_i 和 φ_j 分别表示某个城市的纬度和经度; $\Delta\tau$ 表示两个城市间经度之差; R 为地球半径。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

被解释变量为第三产业集聚度(agglo)。当前关于产业集聚的测度方法主要有行业集中度、区位熵、空间基尼指数、赫希曼—赫芬达尔指数、E-G指数等。这些测度方法各有偏重、各有优劣。考虑数据可得性,选择区位熵指数衡量第三产业集聚度^[34-36],能够较真实地反映某一地区的要素空间分布情况,也可以消除区域规模差异因素。一般认为,LQ值越大,该地区该产业的集聚水平越高。LQ<1,说明此地区该产业集聚相对较弱;LQ>1,说明此地区该产业集聚程度较高,专业化水平高于全国平均水平。其计算公式为:

$$LQ = \frac{X_{ij} / \sum_i X_{ij}}{\sum_j X_{ij} / \sum_i \sum_j X_{ij}} \quad (7)$$

其中, X_{ij} 表示产业 i 在 j 地区的产出指标, $\sum_i X_{ij}$ 表示 j 地区所有产业的产出指标, $\sum_j X_{ij}$ 表示产业 i 在全国所有地区的产出指标, $\sum_i \sum_j X_{ij}$ 表示全国所有地区所有产业的产出指标。

2. 解释变量

选取高铁开通与否 (hsr) 虚拟变量作为核心解释变量。按照中国国家铁路局的定义, 高铁是指新建设计运行时速 250 公里 (含预留) 及以上动车组列车、初期运营时速 200 公里及以上的客运列车专线铁路。当年高铁开通取值为 1, 否则取值为 0。而高铁开通的时间为该城市第一条高铁开通的年份。考虑到时滞效应, 如果是上半年开通高铁, 我们定义为当年开通, 如果是下半年开通高铁, 我们定义下一年为开通年份^[37]。例如, 重庆于 2013 年 12 月高铁正式通车, 则我们定义重庆首次开通高铁的年份为 2014 年。按此定义, 样本处理组包含 76 个城市, 对照组包含 32 个城市。

选取地区人口迁入率 (migra) 作为重点解释变量, 作为衡量劳动力流动的指标, 用城市人口增长率与自然增长率之差表示。该指标用于检验劳动力人口转移是否是高铁开通影响第三产业集聚的传导机制。

3. 控制变量

为了消除城市间非对称因素的影响, 借鉴参考邓涛涛等^[8]、陈得文和苗建军^[38]、金荣学和卢忠宝^[39]的相关研究, 结合上述理论机制, 本研究重点选择以下 5 个控制变量: (1) 经济发展水平。第三产业发展需要大量的高素质人才、资本、技术支持等, 综合经济实力强劲的城市对第三产业集聚所需要素有更强的吸引力。同时, 经济发展水平强劲的地区具有更好的基础设施、更大的消费市场, 对企业形成巨大吸引力, 促进产业集聚。以人均 GDP (pgdp) 衡量城市经济发展水平。(2) 市场需求。企业通常选择 in 市场需求大的地区布局, 随着集聚企业越来越多, 上下游企业也随之集聚, 逐步形成相应产业集聚中心。选用人口密度 (popden) 衡量市场需求。(3) 政府干预。一方面, 政府出台的产业政策、税收优化、战略规划会影响第三产业的布局; 另一方面, 政府通常通过基础设施建设吸引劳动力、企业等要素流动, 从而影响第三产业布局。选用一般财政支出 (gov) 作为其替代变量。(4) 人力资本水平。第三产业对知识性要求较高, 高素质的人才能够促进创新活动的产生, 有利于产业集聚。选用普通高等学校在校生数 (edu) 衡量人力资本水平。(5) 金融发展水平。金融发展水平高的城市可以提供更优质的金融服务, 从而吸引更多要素集聚, 对经济增长和产业布局产生影响。以金融机构存贷款余额占 GDP 比重 (fin) 衡量金融发展水平。

(三) 数据来源及描述性统计

研究采用的数据为 2007—2018 年长江经济带 108 个地级及以上城市的面板数据。巢湖、毕节和铜仁等城市在研究时期内发生过行政区划的调整, 为了保障数据可得、口径一致, 对这些城市予以删除。地级市开通高铁的时间、线路等数据通过高铁网、12306 网站、中国铁路总公司网站整理得到。地级市经济层面的数据来源于《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库、各省市和地级市统计年鉴、各地级市国民经济和社会发展统计公报等。部分缺失数据用插值法补充。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表1 各变量描述性统计

变量	变量含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
agglo	区位熵指数	1 296	0.816	0.179	0.454	1.586
hsr	高铁是否开通	1 296	0.329	0.470	0	1
migra	人口迁入率	1 296	0.212	5.262	-29.728	131.156
lnpgdp	人均GDP	1 296	10.393	0.715	8.377	12.201
lnpopden	人口密度	1 296	6.004	0.649	3.988	7.743
lngov	一般财政支出	1 296	14.603	0.891	12.092	18.241
lnedu	普通高校在校生数	1 296	10.603	1.298	3.912	13.784
fin	年末金融机构存 贷款余额占GDP比重	1 296	2.214	0.948	0.760	6.928

三、实证结果及分析

(一) 高铁开通对总体集聚水平的影响

1. 平行趋势检验

DID模型成立的一个重要前提是研究样本应满足平行趋势假设,即处理组和对照组在接受处理之前满足平行趋势假设。为了验证设置高铁站点城市和未设置高铁站点城市在高铁开通前的第三产业集聚水平是否满足该假设,借鉴Beck等^[21]的方法,在式(2)的模型基础上设定以下回归模型:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{T=1}^4 \beta_{-T} \text{HSR}_{i,t-T} + \beta \text{HSR}_{i,t} + \sum_{T=1}^3 \beta_{+T} \text{HSR}_{i,t+T} + \delta X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中: β_{-T} 表示高铁开通前第 T 年产生的影响, β_{+T} 表示高铁开通后第 T 年产生的影响, β 表示高铁开通当年产生的影响;当年份为高铁开通当期时, $\text{HSR}_{i,t}$ 取值为1,否则取值为0。其他参数含义同式(2)。

结果如图2所示,高铁开通前3年、前2年和前1年的系数均不显著,说明高铁开通前通车城市和未通车城市的第三产业集聚水平不存在显著差异,满足平行趋势假设的要求。高铁开通当年、高铁开通后第1年、第2年的估计系数显著为正,且系数随着时间延长而逐渐增大,表明高铁开通对长江经济带城市第三产业集聚的促进作用呈扩大趋势;而高铁开通后第3年的估计系数不显著,说明这个趋势在高铁开通后第3年逐渐消失,因而可以认为高铁开通对第三产业集聚水平的促进作用可能存在时间效应。

2. 空间相关性检验

全局莫兰指数用于反映空间邻近区域或邻接区域的属性值从全局层面上所具有的相关性差异

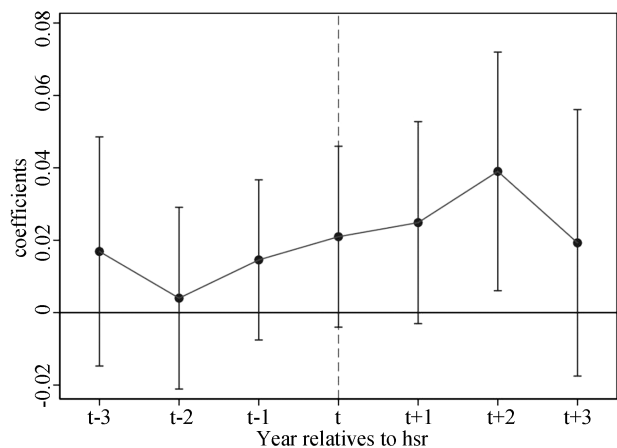


图2 平行趋势检验图示

程度。通过测算全局莫兰指数进行初步的空间相关性判断,以确认长江经济带第三产业集聚是否存在空间依赖性,结果见表2。结果表明,基于两类空间权重矩阵,Moran's I 均大于0,且基本都在1%的显著性水平上显著,表明城市第三产业集聚度呈现显著的空间正相关关系,说明城市之间第三产业集聚确实存在一定的空间依赖性。除了2008年,随着时间的推移,大致呈现先上升又略微下降的趋势。因此,考虑空间效应进行研究具有合理性。

表2 基于邻接矩阵和距离矩阵区位熵指数全局莫兰指数

	邻接矩阵		距离矩阵	
	Moran's I	p 值	Moran's I	p 值
2007	0.015***	0.001	0.051**	0.035
2008	0.161***	0.000	0.462***	0.000
2009	0.001*	0.082	0.077***	0.004
2010	0.011***	0.004	0.110***	0.000
2011	0.022***	0.000	0.169***	0.000
2012	0.043***	0.000	0.205***	0.000
2013	0.044***	0.000	0.221***	0.000
2014	0.050***	0.000	0.242***	0.000
2015	0.063***	0.000	0.258***	0.000
2016	0.063***	0.000	0.242***	0.000
2017	0.031***	0.000	0.172***	0.000
2018	0.033***	0.000	0.151***	0.000

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

3. 基准结果

首先以区位熵指数为产业集聚水平的度量指标,初步研究了高铁开通对长江经济带城市第三产业集聚的影响。表3为基于邻接矩阵和距离矩阵的SDID估计结果以及在不考虑空间效应情况下的DID估计结果。在无空间效应情况下,列(1)中hsr的估计系数为0.021,且在5%的显著性水平上显著;加入一系列控制变量后得到列(2)的结果,hsr的估计系数略有降低但符号不变,且在10%的显著性水平上依然显著,初步表明高铁开通对第三产业集聚有显著促进作用。从邻接矩阵和距离矩阵的结果看, W_y 的系数均显著为正,初步说明长江经济带城市的产业集聚存在显著的空间溢出效应。列(3)和列(5)为不加入控制变量的结果,hsr系数在1%的显著性水平上显著为正。加入控制变量的列(4)和列(6)结果表明,hsr估计系数分别为0.017和0.014,且在5%的显著性水平上显著,说明高铁开通使得该城市的第三产业集聚度提高0.017或0.014,验证了假设1,高铁开通能够促进第三产业集聚。这与邢丽峰^[13]、李衡和韩燕^[40]的研究结论相同。

从控制变量的结果看,基于两类空间权重矩阵,市场需求、金融发展水平对第三产业集聚有显著的正向影响。市场需求系数分别为0.216和0.156,且显著为正,表明市场需求越大的城市第三产业集聚水平越高;在市场需求旺盛的城市,从事第三产业的企业更能够通过扩大规模降低成本,或是降低与客户之间的交易费用,从而吸引大量企业集聚。金融发展水平的估计系数在5%和10%

的显著性水平上显著为正,分别为 0.021 和 0.014,表明其对第三产业的集聚水平存在积极影响,由于第三产业注重信息、人才、知识的特点,企业更愿意在金融发展水平较高的地方集聚。而经济发展水平、政府干预对第三产业集聚存在显著的负向影响。经济发展水平的系数为负,且分别在 10% 和 5% 的显著性水平上显著,人均 GDP 越高的区域,第三产业集聚度反而越低,与预期不相符,可能的解释是,经济发展水平越高的城市更加强调多元化发展。政府干预的估计系数显著为负,说明政府干预对第三产业集聚的影响是反向的,这可能是由于政府用于管理费用的支出过多或是主要支出用于扶持第二产业^[41],政府以经济增长为目标,更倾向投资于周期短而见效快的工业投资项目。

表 3 高铁开通对第三产业总体集聚水平影响的实证结果

variables	无空间效应		邻接矩阵		距离矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Wy			0.759*** (0.060)	0.767*** (0.059)	0.763*** (0.033)	0.765*** (0.033)
hsr	0.021** (0.009)	0.016* (0.009)	0.022*** (0.007)	0.017** (0.007)	0.019*** (0.006)	0.014** (0.006)
lnpgdp		-0.035 (0.025)		-0.040* (0.021)		-0.037** (0.019)
lnpopden		0.222** (0.111)		0.216*** (0.063)		0.156*** (0.056)
lngov		-0.060*** (0.022)		-0.056*** (0.028)		-0.046*** (0.015)
lnedu		-0.005 (0.011)		-0.011 (0.008)		-0.018** (0.007)
fin		0.018* (0.043)		0.021** (0.009)		0.014* (0.008)
year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
city FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.896	0.208	0.300	0.233	0.290	0.310
N	1 296	1 296	1 296	1 296	1 296	1 296

注:1. ***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著;2. 括号内为标准误。

为了进一步衡量高铁开通引致的第三产业集聚空间溢出效应的程度,表 4 计算了核心解释变量 hsr 的直接效应、间接效应(空间溢出效应)和总效应。从距离矩阵的结果看,hsr 的直接效应和间接效应分别为 0.016 和 0.047,且分别在 5% 和 10% 的显著性水平上显著,说明高铁开通使得该城市的第三产业集聚度提高 0.016、周边城市的第三产业集聚度提高 0.047。表明高铁开通不仅对当地的产业集聚有明显的直接效应,其所引致的空间溢出效应对相邻地区的产业集聚亦有显著的促进作用。高铁开通打破了区域间的空间壁垒,城市第三产业的集聚存在空间溢出效应。并且高铁开通所带动的产业集聚的空间溢出效应在总增长效应中占比超过 50%,表明产业集聚的地区间溢出效应较强,超过了高铁开通的直接效应。

(二) 稳健性检验

1. 反事实检验

处理组和对照组具有可比性是本文采用空间双重差分法来分析高铁开通对第三产业集聚影响

的一个前提条件,即如果不存在高铁开通这一事实,处理组和对照组之间的第三产业集聚度则不随时间的变化而变化。通过借鉴 Chen 等^[42]反事实检验方法进行稳健性检验。本文选取 2007—2010 年这一时间段,假设这期间无高铁开通,将 2008 年设为高铁开通的假想时间点,如果主要解释变量 hsr 的系数不显著,则表明处理组和对照组具有相同的趋势。

表 4 核心解释变量 hsr 的直接效应、空间溢出效应和总效应

效应类别	邻接矩阵	距离矩阵
直接效应	0.018 ** (0.008)	0.016 ** (0.007)
间接效应 (空间溢出效应)	0.065 (0.057)	0.047 * (0.025)
总效应	0.083 (0.062)	0.063 ** (0.031)

用同一回归方程进行检验,结果如表 5 所示。假想高铁开通时间点是 2008 年,两类空间权重矩阵的结果均表明处理组和对照组的第三产业集聚没有发生显著变化,说明上述结论并不是随时间变动而导致的安慰剂效应的结果,验证了前文回归结果的稳健性。

表 5 平行趋势检验及反事实检验结果

variables	平行趋势检验	反事实检验	
		邻接矩阵	距离矩阵
hsr ₂₀₀₈	—	-0.006 (0.016)	-0.001 (0.014)
t-3	0.017 (0.016)	—	—
t-2	0.004 (0.013)	—	—
t-1	0.015 (0.011)	—	—
t	0.021 * (0.025)	—	—
t+1	0.025 * (0.014)	—	—
t+2	0.039 ** (0.017)	—	—
t+3	0.019 (0.019)	—	—
Wy	—	0.914 *** (0.040)	0.830 *** (0.042)
control variables	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES
city FE	YES	YES	YES
R ²	0.702	0.278	0.177
N	1 296	432	432

注:1. **、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著;2. 括号内为标准误。

2. 替换被解释变量

为了验证上述结论,采用简化的E-G(Ellison and Glaeser)指数^[17,43]衡量产业集聚度,替换被解释变量进行稳健性检验。简化的指数用于衡量某一产业的区域集中程度既可克服数据获得性的困难又不失一般性。其计算公式为:

$$g_i(t) = \frac{E_i(t)}{E(t)} - \frac{P_i(t)}{P(t)} \quad (9)$$

其中, $g_i(t)$ 表示t时刻*i*地区的产业集聚程度, $E_i(t)$ 表示t时刻*i*地区某产业就业人数, $E(t)$ 表示t时刻产业总就业人数, $P_i(t)$ 表示t时刻*i*地区的人口数, $P(t)$ 表示t时刻总人口。 $g_i(t)$ 取值区间为 $[-1,1]$ 。当 $g_i(t)$ 的值接近-1时,表明该产业完全分布于其他区域;当 $g_i(t)$ 的值接近0时,表明该产业完全分散于各个地区; $g_i(t)$ 的值接近1时,表明该产业完全集中于本地区,值越大产业集聚程度越大。

使用空间双重差分模型进行回归,结果如表5所示。基于邻接矩阵和距离矩阵,hsr的估计系数为正且分别在5%和1%的显著性水平上显著,进一步验证了高铁开通对第三产业集聚有促进作用这一结论。

3. 删除省会城市和直辖市

较之其他城市,由于省会城市和直辖市综合经济实力通常较强以及政策倾斜,产业通常更容易集聚,同时是否为省会城市或直辖市也会对高铁站点建设决策产生影响,因此在样本中删除省会城市和直辖市之后再行估计。从表5中可以看到,删除省会城市和直辖市后,基于邻接矩阵和距离矩阵的hsr的估计系数分别是0.021和0.016且显著,表明高铁开通对第三产业集聚水平仍有显著的促进作用,进一步验证了上述回归结果的稳健性。

4. 缩小样本区间

2011年出台的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十二个五年规划纲要》提到,建设“四纵四横”客运专线,基本建成快速铁路网,涵盖长江经济带大部分城市。截至2016年底,长江经济带城市高铁网络基本全面铺开。因此,缩小样本区间至2011—2016年,考察高铁网络全面建设时期高铁的开通对城市第三产业集聚的正向效应是否依然成立。回归结果如表6所示,两类空间权重矩阵的hsr的估计系数均显著为正,因此认为上述回归结果基本稳健。

(三) 异质性检验

1. 对东中西部城市第三产业集聚影响对比

一方面,中国东中西三大地区差距仍然存在,而生产要素具有“趋优性”,高铁的开通将使人才、企业、产业等要素从中西部欠发达城市向基础设施更加完善、城市功能更加健全、产业链条更加完整的东部城市聚焦。另一方面,高铁网络的完善加速了区域一体化,中西部城市高铁开通后的区位优势得以显现,叠加近年来成渝地区双城经济圈建设战略部署对西部地区发展的重视,其对劳动力等要素的吸引力大幅提高。那么,高铁开通对第三产业集聚的影响在东中西部之间是否存在异质性呢?

表 6 稳健性检验结果

variables	替换被解释变量		删除省会城市 和直辖市		缩小样本区间	
	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂	W ₁	W ₂
t-3	—	—	—	—	—	—
t-2	—	—	—	—	—	—
t-1	—	—	—	—	—	—
t	—	—	—	—	—	—
t+1	—	—	—	—	—	—
t+2	—	—	—	—	—	—
t+3	—	—	—	—	—	—
Wy	-1.936*** (0.350)	0.015 (0.087)	0.780*** (0.056)	0.809*** (0.030)	-1.072*** (0.341)	0.583*** (0.072)
hsr	0.00014** (0.001)	0.00016*** (0.001)	0.021*** (0.008)	0.016** (0.007)	0.012** (0.005)	0.012*** (0.004)
control variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
city FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.477	0.428	0.591	0.582	0.661	0.717
N	1 296	1 296	1 164	1 164	648	648

注:1.***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;2.括号内为标准误。

本文将长江经济带城市分为东部城市、中部城市和西部城市三个样本进行回归,得到表7结果。从结果来看,基于邻接矩阵或者距离矩阵,东部城市 and 中部城市 hsr 的估计系数在5%或者10%的显著性水平上显著为正,表明高铁开通显著促进了东、中部城市的第三产业集聚水平提高。但是西部城市的 hsr 估计系数并不显著,高铁开通对西部城市的第三产业集聚没有显著影响,可能的原因:一是因为高铁开通反而增加了其要素和资源流失的可能性,人才和企业更可能选择流向中部、东部等发达城市;二是西部城市开通高铁普遍较晚,高铁开通对第三产业集聚的正向效应在研究时段内还没有显现出来。同时,从距离矩阵的回归结果看,东部城市 hsr 的估计系数0.025大于中部城市 hsr 的估计系数0.016,表明高铁开通对长江经济带东部城市第三产业集聚的促进作用明显要高于中部城市。东部城市经过长时间的高水平、高质量发展,综合实力强劲,比中部城市更能够吸引大量优质资源,从而在高铁开通带来的正效应中获益更多。从第三产业发展看,高铁开通在一定程度上拉大了长江经济带东中西部地区间的差距。

表7 高铁开通对不同地理区位城市第三产业集聚水平影响的实证结果

variables	东部城市		中部城市		西部城市	
	邻接矩阵	距离矩阵	邻接矩阵	距离矩阵	邻接矩阵	距离矩阵
Wy	-4.078*** (0.550)	0.583*** (0.155)	-0.482*** (0.122)	0.644*** (0.050)	-0.429*** (0.224)	0.285*** (0.092)
hsr	0.017 (0.011)	0.025** (0.013)	0.019* (0.011)	0.016* (0.010)	0.013 (0.010)	0.014 (0.010)
lnpgdp	-0.013 (0.026)	-0.011 (0.031)	-0.088** (0.038)	-0.066* (0.034)	-0.219*** (0.033)	-0.217*** (0.033)
lnpopden	0.025 (0.084)	0.024 (0.099)	0.526*** (0.094)	0.327*** (0.086)	-0.729*** (0.114)	-0.688*** (0.113)
lngov	0.021 (0.024)	0.020 (0.029)	-0.021 (0.036)	-0.019 (0.033)	-0.014 (0.018)	-0.014 (0.018)
lnedu	-0.068** (0.034)	-0.087** (0.040)	0.012 (0.019)	0.018 (0.017)	-0.035*** (0.007)	-0.037*** (0.007)
fin	0.006 (0.011)	-0.002 (0.013)	0.008 (0.018)	0.007 (0.017)	0.004 (0.013)	0.004 (0.013)
year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
city FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.214	0.320	0.310	0.401	0.200	0.365
N	300	300	624	624	372	372

注:1.***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;2.括号内为标准误。

2. 对不同细分行业集聚水平影响对比

根据《2017年国民经济行业分类(GB/T 4754—2017)》,第三产业划分为14个细分行业,如表8。本文同样运用SDID模型研究高铁开通对长江经济带第三产业不同细分行业集聚的影响,表9为基于邻接矩阵和基于距离矩阵的实证结果,核心解释变量不显著的样本结果未展示。

表8 第三产业细分行业

编码	细分行业	编码	细分行业
F	批发和零售业	M	科学研究和技术服务业
G	交通运输、仓储和邮政业	N	水利、环境和公共设施管理业
H	住宿和餐饮业	O	居民服务、修理和其他服务业
I	信息传输、软件和信息技术服务业	P	教育
J	金融业	Q	卫生和社会工作
K	房地产业	R	文化、体育和娱乐业
L	租赁和商务服务业	S	公共管理、社会保障和社会组织

高铁开通对第三产业不同细分行业集聚的影响有所区别。两类空间权重矩阵的实证结果均表明批发和零售业、水利环境和公共设施管理业、教育、卫生和社会工作以及公共管理社会保障和社会组织5个细分行业 hsr 的估计系数显著为正,按照影响程度排序为:批发和零售业、公共管理社会保障和社会组织、教育、卫生和社会工作、水利环境和公共设施管理业。说明高铁开通显著促进了

这些细分行业的集聚水平的提高,高铁开通使得批发零售业、公共管理社会保障和社会组织、教育、卫生和社会工作、水利环境和公共设施管理业向高铁设站城市集聚。其中,高铁开通对批发零售业的集聚影响最大,两类空间权重矩阵的结果是,hsr的系数分别为0.898和0.767,说明设置高铁站点的城市批发零售业的集聚度比没有高铁站点的城市高得多。可能的解释是,一是批发和零售业直接面向消费者或批发商提供商品和劳务,是与居民日常生活最相关、最密切的行业,会随着消费者的集聚而集聚;二是批发零售业交易分散、成交额较低、搬迁成本低,相对其他行业来说,更容易受交通条件影响,高铁开通使得生产者和消费者更加自由流动,在潜力巨大的消费市场的吸引下,促进批发零售业和相关配套产业集聚。

表9 高铁开通对第三产业不同细分行业集聚度影响对比

variables	邻接矩阵				
	F	N	P	Q	S
hsr	0.898 ** (0.457)	0.065 ** (0.030)	0.176 *** (0.066)	0.173 *** (0.048)	0.231 *** (0.082)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES	YES
city FE	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.040	0.183	0.419	0.269	0.372
N	1 296	1 296	1 296	1 296	1 296
variables	距离矩阵				
	F	N	P	Q	S
hsr	0.767 * (0.451)	0.058 ** (0.029)	0.144 ** (0.066)	0.128 *** (0.047)	0.194 ** (0.081)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES	YES
city FE	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.044	0.206	0.421	0.270	0.365
N	1 296	1 296	1 296	1 296	1 296

(四) 传导机制

以上研究结果表明,高铁开通促进了长江经济带第三产业集聚,那么其影响机制是什么呢?本文从劳动力转移视角研究高铁开通影响第三产业集聚的传导机制。使用交互项可以捕捉到传递机制^[44],采用简化模型,通过引入高铁开通的虚拟变量与传导变量的交互项探讨高铁开通影响第三产业集聚的传递机制。模型设置如下:

$$y_{it} = \alpha + \rho W y_{it} + \beta_1 hsr_{it} + \beta_2 hsr_{it} \cdot Z_{it} + \beta_3 Z_{it} + \theta_j \sum X_{jit} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中, Z_{it} 为传导变量。其他变量含义同式(3)。重点关注高铁开通虚拟变量与传导变量交互项的估计系数 β_2 的值, β_2 反映渠道 Z 的变化是否会加强或减弱高铁开通对第三产业集聚的促进作用。若 β_2 大于0且显著,表明高铁开通通过增加渠道 Z 提高第三产业集聚水平;若 β_2 小于0且显著,则表明高铁开通通过抑制渠道 Z 阻碍对第三产业集聚的促进效应;若 β_2 不显著,说明劳动力转移不是高铁开通影响第三产业集聚水平的机制途径。

将高铁开通虚拟变量与人口迁入率的交互项引入基准回归,实证结果如表10。基于全样本的回归结果,交互项系数分别为0.0019和0.0015,且在5%的显著性水平显著,表明劳动力转移是高

铁开通影响第三产业集聚水平的重要机制,长江经济带高铁开通通过加快劳动力流动促进第三产业集聚水平提升,验证了假设2。高铁开通拓宽了劳动力流动的范围,通过加快劳动力自由流动,以及劳动力流动带来的知识溢出促进第三产业集聚。根据前述结果,高铁开通对东、中部城市第三产业集聚水平均有正向影响,本部分同样从劳动力转移视角探究高铁开通影响东、中部城市第三产业集聚的作用机制。基于邻接矩阵的结果发现中部城市交互项系数显著为正,说明劳动力流动是中部城市高铁开通影响第三产业集聚的重要机制途径。中部城市开通高铁后,区位优势进一步增强,通过吸引大量优质劳动力集聚,以及劳动力集聚带来的知识溢出,促进了第三产业集聚程度的提高。而东部城市这一效应并不显著,可能是因为东部城市发展更快,其第三产业集聚可能更多地依赖于其他如市场化程度、对外开放程度等因素。

表10 高铁开通影响第三产业集聚水平的传导机制检验

variables	全样本		东部城市		中部城市	
	邻接矩阵	距离矩阵	邻接矩阵	距离矩阵	邻接矩阵	距离矩阵
Wy	0.767 5*** (0.058 6)	0.763 6*** (0.033 1)	-4.102 1*** (0.547 6)	-0.573 6*** (0.155 2)	0.480 8*** (0.121 7)	0.640 5*** (0.050 9)
hsr	0.016 8** (0.007 3)	0.014 1** (0.006 4)	0.013 9 (0.011 3)	0.022 3* (0.013 4)	0.018 8* (0.010 8)	0.016 1* (0.009 7)
migra	-0.001 8** (0.000 7)	-0.001 5** (0.000 6)	-0.019 7 (0.013 9)	-0.018 8 (0.016 4)	-0.001 3* (0.000 8)	-0.001 0 (0.000 7)
hsr×migra	0.001 9** (0.000 9)	0.001 5** (0.000 8)	0.010 3 (0.015 4)	0.010 2 (0.018 2)	0.001 7* (0.000 9)	0.001 2 (0.000 8)
control variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
city FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.228	0.240	0.224	0.237	0.210	0.144
N	1 296	1 296	300	300	624	624

注:1. **、*、* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著;2. 括号内为标准误。

四、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

利用2007—2018年长江经济带108个地级及以上城市的面板数据,采用空间双重差分模型,探究长江经济带第三产业集聚是否存在空间溢出效应,高铁开通对第三产业及细分行业集聚是否存在影响,并采用反事实检验、替换被解释变量、删除省会城市和直辖市以及缩小样本区间等进行了稳健性检验;然后,考察高铁开通对第三产业集聚水平的影响在不同地理区位城市是否存在差异;进一步,从劳动力转移视角实证检验高铁开通对第三产业影响的传导机制。研究结论如下:第一,高铁开通促进了长江经济带第三产业集聚,劳动力转移是高铁开通影响第三产业集聚重要途径。高铁网络的完善拓展了劳动力自由流动的范围,通过加快劳动力的自由流动,以及劳动力流动带来的知识溢出,对第三产业集聚产生了正向影响;第二,高铁开通打破了区域间的空间壁垒,不仅对长江经济带城市第三产业集聚有显著的正向影响,其所引致的空间溢出效应亦明显促进了相邻城市的第三产业集聚。从细分行业来看,高铁开通对长江经济带城市第三产业不同细分行业集聚水平的影响存在差异,显著提高了批发零售业以及公共管理社会保障和社会组织、教育、卫生社会工作、

水利环境等为提高居民素质服务的行业的集聚水平。从不同地理区位城市来看,高铁开通对长江经济带东、中部城市的第三产业集聚水平有显著促进作用,但对西部城市第三产业集聚水平的促进作用并不显著,且高铁开通对东部城市第三产业集聚的促进作用明显要高于中部城市,在一定程度上拉大了长江经济带东中西部地区间的第三产业发展差距;高铁开通能够通过加快劳动力流动促进中部城市第三产业集聚水平的提高,但劳动力流动不是东部城市高铁开通影响第三产业集聚的机制途径。

(二) 政策启示

基于研究结论,得到如下政策启示:第一,加快推进高铁网络建设,优化产业空间格局。聚焦交通强国战略和“十四五”规划提出的经济体系优化升级,现阶段各地区尤其是未设置高铁站点城市应根据本地实际情况加快推进高铁网络建设,提高欠发达城市和边缘城市交通通达深度,通过高铁建设规划合理布局第三产业发展,发挥高铁优势,实现高铁网络和本地区经济社会发展相融合,充分发挥高铁网络对第三产业布局的重要推动作用,推动产业链优化升级。第二,中、东部地区应加大第三产业中高端产业的承接力度,促使产业升级。中、东部地区高铁网络密度显然高于西部地区,更能够从高铁效应中获益,对第三产业集聚有明显促进作用。应加大高端第三产业承接力度,对低端产业进行转移以腾出空间,大力促进第三产业发展,推动发达城市第三产业向专业化、价值链高端延伸,促使整体经济结构优化。同时,东部发达地区要强化与中西部地区的产业协同互动,发挥增长极的辐射带动效应。第三,西部地区应充分发挥高铁对劳动力要素的空间重构效应,警惕东中西部地区差距扩大。通过各种政策手段强化高铁开通对劳动力要素的吸引作用,吸收更多优质人才向西部地区集聚,服务于成渝地区双城经济圈建设战略部署和西部大开发新格局,促进西部地区持续发展,缩小区域发展差距。

参考文献:

- [1] SASAKI K, OHASHI T, ANDO A. 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.
- [2] SONG Y N, LEE K, ANDERSON W P, et al. Industrial agglomeration and transport accessibility in metropolitan Seoul [J]. *Journal of Geographical Systems*, 2012, 14(3): 299-318.
- [3] YANG H R, DOBRUSZKES F, WANG J E, et al. Comparing China's urban systems in high-speed railway and airline networks [J]. *Journal of Transport Geography*, 2018, 68: 233-244.
- [4] BERNARD A B, MOXNES A, SATIO Y U. Production networks, geography, and firm performance [J]. *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2): 639-688.
- [5] 胡静,程露萍,周密. 高铁对湖北省旅游产业集聚水平的影响[J]. *重庆交通大学学报(社会科学版)*, 2015(5): 22-26.
- [6] 郭璐筠. 沪宁高铁对沿线城市旅游产业集聚水平的影响[J]. *特区经济*, 2016(11): 47-49.
- [7] 覃成林,杨晴晴. 高速铁路发展与城市生产性服务业集聚[J]. *经济经纬*, 2016(3): 1-6.
- [8] 邓涛涛,王丹丹,程少勇. 高速铁路对城市服务业集聚的影响[J]. *财经研究*, 2017(7): 119-132.
- [9] 曹小曙,洪浩霖,梁斐雯. 高铁对中国城市群生产性服务业集聚的影响[J]. *热带地理*, 2019(3): 440-449.
- [10] 宣烨,陆静,余泳泽. 高铁开通对高端服务业空间集聚的影响[J]. *财贸经济*, 2019(9): 117-131.
- [11] 张晓建. 高速铁路对沿线产业集聚与扩散的效益影响分析:以郑西高速铁路为例[D]. 成都:西南交通大学,2016.
- [12] 朱文涛. 高铁服务供给对省域制造业空间集聚的影响研究[J]. *产业经济研究*, 2019(3): 27-39.
- [13] 邢丽峰. 高铁对京沪沿线区域第三产业集聚影响研究[D]. 北京:北京交通大学,2018.
- [14] 马红梅,郝美竹. 中国高铁建设与沿线城市生产性服务业集聚:影响机制与实证检验[J]. *产业经济研究*, 2020(1): 99-113.
- [15] 李雪松,孙博文. 高铁开通促进了地区制造业集聚吗:基于京广高铁的准自然试验研究[J]. *中国软科学*, 2017(7): 81-90.
- [16] 魏泊宁,杨栋旭,周菲. 高铁开通对工业集聚的抑制作用及其机制研究:来自中国 282 个地级市的经验证据[J]. *云南*

- 财经大学学报,2019(7):15-26.
- [17] 王巍,马慧. 高速铁路网络、劳动力转移与产业空间集聚[J]. 当代经济管理,2019(12):38-48.
- [18] 杨庆辉. 郑武高铁对城市旅游产业集聚效应影响的研究[J]. 中国商论,2016(28):142-143.
- [19] 田相辉. 中国城市集聚经济研究[M]. 武汉:湖北科学技术出版社,2014.
- [20] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy,1991,99(3):483-499.
- [21] MARTIN P, ROGERS C A. Industrial location and public infrastructure[J]. Journal of International Economics,1995,39(3/4):335-351.
- [22] PICARD P M, TOULEMONDE E. Firms agglomeration and unions[J]. European Economic Review,2006,50(3):669-694.
- [23] 乔彬,张蕊,雷春. 高铁效应、生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 经济评论,2019(6):80-96.
- [24] 卞元超,吴利华,白俊红. 高铁开通、要素流动与区域经济差距[J]. 财贸经济,2018(6):147-161.
- [25] CHEN G N, SILVA J D A E. Regional impacts of high-speed rail: A review of methods and models[J]. Transportation Letters,2013,5(3):131-143.
- [26] 韦功鼎,李雪梅. 高速铁路知识溢出对第三产业集聚的影响研究:基于长三角城市群的实证研究[J]. 经济问题探索,2019(2):130-136.
- [27] CHARNOZ P, LELARGE C, TREVIEN C. Communication costs and the internal organization of multi-plant businesses: Evidence from the impact of the French high-speed rail[R]. Banque de France Working Paper No. 635,2017.
- [28] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance,2010,65(5):1637-1667.
- [29] 董艳梅,朱英明. 高铁建设的就业效应研究:基于中国285个城市倾向匹配倍差法的证据[J]. 经济管理,2016(11):26-44.
- [30] 乔彬,张蕊,张斌. 制度性交易成本、产业集中与区域全要素生产率[J]. 南京社会科学,2018(12):41-49,65.
- [31] ELHORST J P. Applied spatial econometrics: Raising the bar[J]. Spatial Economic Analysis,2010,5(1):9-28.
- [32] 白俊红,王钺,蒋伏心,等. 研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J]. 经济研究,2017(7):109-123.
- [33] 李婧,谭清美,白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析:基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界,2010(7):43-55,65.
- [34] 于斌斌. 中国城市群产业集聚与经济效率差异的门槛效应研究[J]. 经济理论与经济管理,2015(3):60-73.
- [35] 孙慧,朱悄悄. 中国资源型产业集聚对全要素生产率的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境,2016(1):121-130.
- [36] 黄永明,姜泽林. 金融结构、产业集聚与经济高质量发展[J]. 科学学研究,2019(10):1775-1785.
- [37] 张克中,陶东杰. 交通基础设施的经济分布效应:来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态,2016(6):62-73.
- [38] 陈得文,苗建军. 中国区域集聚效率及其因素决定[J]. 管理评论,2012(5):36-43.
- [39] 金荣学,卢忠宝. 我国服务业集聚的测度、地区差异与影响因素研究[J]. 财政研究,2010(10):41-45.
- [40] 李衡,韩燕. 郑西高速铁路对沿线区域第三产业集聚的影响研究[J]. 铁道运输与经济,2019(12):32-38.
- [41] 孙瑜. 政府财政支出对第三产业发展影响的分析[J]. 农村经济与科技,2015(11):135-137.
- [42] CHEN Y C, HUNG M, WANG Y X. The effect of mandatory CSR disclosure on firm profitability and social externalities: Evidence from China[J]. Journal of Accounting and Economics,2018,65(1):169-190.
- [43] 林理升,王晔倩. 运输成本、劳动力流动与制造业区域分布[J]. 经济研究,2006(3):115-125.
- [44] 许和连,王海成. 简政放权改革会改善企业出口绩效吗:基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验[J]. 经济研究,2018(3):157-170.

The impact of the opening of high-speed rail on the agglomeration of tertiary industry in the Yangtze River Economic Belt

TAN Zhixiong^{a,b}, QIU Yunshu^a, LUO Jiahui^c, HAN Jingwei^c, CHEN Siying^c

(a. College of Public Policy and Administration, b. research center for regional economy and strategy of science and education, c. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China)

Abstract: The high-speed railway expansion is a landmark and significant event in the history of China's transportation infrastructure construction, which has profound impact on regional factor flow, economic

activities and industrial spatial pattern. It is significant to probe the relationship between the opening of high-speed rail (HSR) and industrial agglomeration for the appropriate planning of HSR infrastructure and promoting high-quality development. The article explores the spatial spillover effects and mechanisms of tertiary industry agglomeration caused by the opening of HSR, and focuses on the mechanism of the effect of knowledge spillover resulting from labor mobility on tertiary industry agglomeration based on the space-time effect of HSR. By constructing a Spatial Difference-In-Difference Model (SDID) and using the panel data of 108 prefecture-level cities in the Yangtze River Economic Belt (YREB) from 2007–2018, the paper empirically evaluates the impact of the opening of HSR on tertiary industry agglomeration in the YREB. Further, not only the coefficient of the spatial lag term is used to judge the existence of spatial spillover effect, but also the indirect effect to measure the extent of the spatial spillover effect. Since the uneven distribution of HSR network, the disparity in economic development, and the potential differences in the effects of the opening of HSR in cities with different resource endowments in YREB, this paper examines the heterogeneity of the impact of HSR on the tertiary industry agglomeration by region and sub-sector as well as empirically testing the transmission mechanism of the impact of HSR on the tertiary industry from the perspective of labor transfer. The study results show that: 1) HSR not only has a noticeable positive effect on tertiary industry agglomeration in cities along the YREB, but also its spatial spillover effect obviously facilitates industrial agglomeration in neighboring cities. 2) Heterogeneity test indicates that the positive effect of HSR on the level of tertiary industry agglomeration in eastern cities is higher than that of in central cities, while there is no distinct effect on tertiary industry agglomeration in western cities of YREB. In addition, the effect of HSR on different sectors varies significantly, especially on the agglomeration levels of wholesale and retail, public administration, social security and social organizations, and education. 3) The test of influence mechanism suggests that the HSR expands the scope of free labor mobility resulting in knowledge spillover which brings about tertiary industry agglomeration, and that labor transfer is also an important transmission mechanism of the effect of HSR on tertiary industry agglomeration in central cities. Therefore, cities without HSR should accelerate the construction of HSR network and optimize the industrial spatial pattern; central and eastern regions should increase the undertaking of medium to high-end industries in the tertiary industry to prompt industrial upgrading; as well as western regions should give full play to the spatial reconfiguration effect of HSR on labor factors to prevent widening gap between regions. This paper introduces the spatial spillover effect into the SDID to determine whether and to what extent the spatial spillover effect of tertiary industry agglomeration caused by HSR is present. Besides, the heterogeneity under the dual influence of “siphon effect” and “radiation effect” is examined from the perspective of labor mobility under the “space-time compression” effect. This enriches the theoretical research on the impact of HSR construction on the tertiary industry agglomeration and provides an important reference for the synergy between HSR construction planning and tertiary industry clustering.

Key words: high-speed rail; tertiary industry agglomeration; Spatial Difference-In-Difference Model ; labor mobility; Yangtze River Economic Belt

(责任编辑 傅旭东)