城市间高铁开通影响了产业集聚态势吗?

——以知识密集型服务业为例

霍 鹏1 魏剑锋2

(1. 郑州师范学院 社会服务与发展学院,河南 郑州 450044; 2. 河南大学 商学院,河南 开封 475004)

摘要:基于 2003—2018 年我国地级城市的面板数据 运用双重差分及中介效应模型 揭示了城市间高铁开通对区域内知识密集型服务业集聚态势的影响。研究表明:城市间高铁开通显著影响了知识密集型服务业的集聚态势 推动了域内知识密集型服务业的均衡布局。动态效应结果显示,高铁开通与知识密集型服务业集聚的相关性在高铁开通数年后由负转正。异质性检验显示:高铁开通对非省会城市、港口城市及大城市知识密集型服务业集聚态势呈负向作用。具体来看对中原、京津冀、长三角、长江中游城市群知识密集型服务业集聚态势抑制作用明显;城市间高铁开通对低端知识密集型服务业集聚影响以扩散效应为主对高端知识密集型服务业集聚影响不显著;对中等集聚水平知识密集型服务业集聚制的扩散效应最为强烈对集聚程度较高或较低的知识密集型服务业扩散效应较弱。进一步的机制检验发现,"资本转移效应"与"劳动力流动成本降低效应"是高铁开通抑制知识密集型服务业集聚态势的中介路径,而"知识流动效应"抵消了高铁开通对知识密集型服务业集聚态势的部分抑制作用。

关键词: 高铁; 知识密集型服务业; 集聚; 双重差分; 中介效应

中图分类号: F062.9 文献标志码: A 文章编号: 1671-9301(2021) 04-0013-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.04.002

一、问题提出

高速铁路是国家基础设施的重要组成部分,承担着人员运输与促进经济发展的重大使命性任务。截至 2020 年底,我国高速铁路通车里程已超过 3.7 万公里,位居世界第一。下一阶段,我国高速铁路计划将在原先"四纵四横"基础上进一步向"八纵八横"拓展,形成省会高铁直连、地市基本覆盖的新发展格局。然而高铁每公里接近 1.3 亿元的造价使得其仅靠票价收入难以在短时间内收回成本,国家大力发展高速铁路看重其民生功能的同时也更加注重其所带来的隐性经济回报。高速铁路不仅可通过其自身高额投资拉动相关产业发展,更可通过降低运输成本、改善生产要素可达性来优化经济活动布局,引发产业空间上的集聚或扩散,进而带动沿线经济发展。

近年来随着互联网、新一代信息通信技术的跨越式发展,知识密集型服务业作为集知识、技术、信息等要素为一体的高价值服务业对区域创新发展的驱动作用愈发明显。高速铁路作为区域经济一体化的重要衔接桥梁,其与知识密集型服务业空间布局有无关联?城市间高铁开通是发挥生产要素的虹吸效应促进知识密集型服务业集聚,还是推动生产要素流动进而促进了知识密集型服务业均

收稿日期: 2021 - 04 - 10; 修回日期: 2021 - 06 - 25

作者简介: 霍鹏(1989—) ,男, 河南郑州人, 经济学博士,郑州师范学院社会服务与发展学院讲师,研究方向为产业经济学; 魏剑锋(1963—) ,男, 河南郏县人, 经济学博士, 河南大学商学院教授、博士生导师,研究方向为产业组织、产业集群。

基金项目: 国家社会科学基金项目(19BJY117);河南省哲学社会科学规划项目(2020BSH022)

衡布局呢?城市间高铁开通与知识密集型服务业集聚或扩散关联背后的作用机制是什么?为厘清以上疑问本文将我国286个地级城市开通高铁当年及以后的年份作为处理组,开通之前的年份作为对照组,通过双重差分法精准识别高铁开通对知识密集型服务业空间集聚影响的"净效应",并在此基础上运用中介效应模型进一步分析城市间开通高铁影响知识密集型服务业集聚的作用机制。本研究对于考察高铁建设与产业布局、区域经济活动的联动关系,揭示城市间高铁开通对知识密集型服务业集聚态势的影响具有重要意义。

二、文献回顾

产业集聚是指同质性产业在某一地域范围内的高度集中。同时伴随各种生产要素不断汇入而形成产业集群。城市间高铁开通深刻影响了生产要素流动、消费市场边界、资源配置效率等,也必将对产业空间布局产生重要影响。基于此一本文从高铁开通与产业空间布局的关系及产业区位选择影响因素两方面梳理已有研究成果。

(一) 高铁开通与产业空间布局

高速铁路在重塑交通运输网络的同时,也通过加速人力、信息等各要素的流动,对沿线产业空间布局产生重大影响^[1]。已有研究表明,城市间高铁开通并不能催生新的产业形态或经济资源,而主要是通过改善区域间可达性与流通性重新支配经济活动空间布局,进而引致产业资源空间上的集聚或扩散^[2]。已有研究认为:一方面,高铁开通会降低中心城市企业进入边缘地区市场的成本,中心城市基于自身经济和市场规模,将充分利用边际报酬递增优势产生"虹吸效应"进一步吸引边缘地区优质生产要素的汇入,导致产业在中心城市的进一步集聚^[3]。另一方面,持续下降的交通成本会强化商业、职业和技术服务等知识生产的地方化,服务业也会变得更具可交易性,这使得中心城市服务业集聚优势进一步强化^[4]。另有研究指出,高铁开通加强了城市间的互动联系,降低了流通成本,推动了区域经济一体化进程,导致企业流动性增加,使得不同区域能充分利用自身比较优势降低生产成本进而吸引产业落地^[5]。此外,高铁开通大大提升了城市间的人才交流频次,打破了区域间知识壁垒,加速了知识、技术等要素的传播与扩散,使得边缘地区也能充分享受知识的溢出红利,缩小了边缘地区与中心城市的"知识鸿沟"^[6]。以上因素共同推动了产业在高铁连通区域内的均衡布局。

同样 实证层面在高铁开通对产业区位选择的影响方面也未形成一致结论 部分学者指出高铁开通对产业布局的影响以集聚效应为主。例如 《Graham [7] 指出高铁开通区域对金融业集聚的促进效用最为明显 定量分析得知距离中心城市一小时高铁车程地区 。金融业从业人员数量明显高于其他地区。Hiramatsu [8] 通过对日本九州岛新干线的研究发现 高铁开通显著促进了该地区的人口、就业与产业密度。邓涛涛等[9] 研究发现长三角地区高铁网络对服务业集聚的影响呈逐渐增强趋势。覃成林和杨晴晴 [10] 指出高铁发展通过加强沿线城市的经济联系显著促进了生产性服务业集聚 ,且高铁开通运营时间越长促进作用越大。万思齐和杨励雅 [11] 研究认为高铁开通显著提升了沿线城市的经济集聚水平 我国东、中、西部城市对高铁的经济集聚效应敏感度依次降低。另有部分学者研究认为 城市间高铁开通可使生产要素的流动性增强 引导经济活动分散布局 对产业空间集聚产生扩散效应 [12-13]。宋文杰等 [14] 研究认为高铁开通有促进第二产业在大城市与中小城市均衡发展的作用 其对产业发展以扩散效应为主。卢福财和詹先志 [15] 认为高铁开通对国有企业的集聚有显著抑制作用。魏泊宁等 [16] 研究发现 高铁开通显著降低了沿线城市的工业集聚度 其中对轻工业城市和港口城市的工业集聚抑制最强。

(二)产业空间布局的影响因素

在市场经济机制与生产要素自由流动的环境下。影响产业空间布局的因素有很多。国外学者研究发现。欧洲、日本高速铁路基于知识溢出效应、人才转移效应等因素深刻影响了知识密集型服务业与商业服务业的区位选择^[17-18]。国内学者张明志等^[19]研究发现高铁开通通过城市规模、投资效应、人力资本等中介机制提升了城市服务业集聚效率。陈柯等^[20]指出现阶段规模经济效应、知识溢出效应及出口

需求拉动是影响制造业集聚的关键因素。陈红霞^[21]研究表明政策新区、区域规划、路网密度、与核心交通节点的距离等因素共同塑造了北京市生产性服务业"圈层+极化"的空间布局。张曼和菅利荣^[22]研究发现政策宏观环境、区域协同创新网络及科技服务中介机构的协同能力共同推进了科技服务产业的集聚发展。陈晓峰和张二震^[23]研究发现,产业关联效应、海陆经济联动、技术创新、对外开放度等因素深刻影响了海洋产业的空间布局。郑长娟等^[24]研究发现制造业集聚、信息化水平、城市化水平、人力资本水平是影响知识密集型服务业区位选择的显著因素。魏泊宁等^[16]通过实证模型分析发现,城市间高铁开通主要基于"成本效应"而非"资源转移效应"对工业区位选择产生影响。

(三) 文献评述

通过梳理已有研究成果 得到以下启示: 第一 随着我国城市化进程的深入推进 高铁开通与知识密集型服务业集聚关联是一个系统性、动态性的过程。对于如何有效区分高铁开通与其他经济建设活动 精准识别高铁开通对集聚影响的"净效应"。记有研究关注不够。第二 城市间基于不同区位条件、人口规模、产业性质等 其高铁开通对知识密集型服务业集聚的影响存在较大差异 因此异质性因素作用下高铁开通对知识密集型服务业区位选择的影响需要进一步探讨。第三 高铁开通与产业集聚关系的研究目的在于为现实产业布局、交通规划提供决策参考,因此该方面的研究不能仅停留在二者相关性层面,而应进一步聚焦高铁开通影响知识密集型服务业空间布局的中介机制,但已有研究对此涉及较少。基于以上思考 本文的边际贡献主要体现在以下几点:(1)本文利用多期双重差分法,有效区分高铁开通所带来的"时间效应"与"处理效应"精准评价高铁开通对知识密集型服务业集聚态势影响的"净效应"。(2)引入异质性因素,基于行政等级、人口规模、行业属性等维度,深入探讨城市间高铁开通对知识密集型服务业集聚影响的异质性。(3)基于要素流动视角,运用中介效应模型,从城市间高铁开通所带来的"资本转移效应""知识流通效应""劳动力流动成本变化效应"三个中介机制入手,揭示城市间高铁开通影响知识密集型服务业空间布局的作用路径。

三、理论分析

知识密集型服务业空间布局的集聚或扩散是企业基于降低生产成本、提升利润目的而进行区位选择的结果 是经济活动中空间因素演化的表现形式。知识密集型服务业在投入层面高度依赖专业化的知识、技术要素 在生产层面高度依赖人力资源的充分互动 而需求层面需求层次逐渐向欠发达市场延伸。城市间高铁开通提升了区域资源配置效率 加速了人才交流 拓展了市场空间 推动了知识外溢。因此 高铁开通将显著影响知识密集型服务业的集聚态势 推动知识密集型服务业在高铁连通区域内的均衡布局。

(一) 高铁开通对知识密集型服务业集聚态势的影响

首先 高铁开通可以显著提升区域资源配置效率 推动知识密集型服务业形成更广阔的空间布局。知识密集型服务业是集知识、技术、信息等要素为一体的高价值服务业 在生产投入层面高度依赖专业化的知识、创新资源 区域优质生产要素的配置范围和效率对知识密集型服务业集聚态势有深刻影响。高铁开通有助于打破原有的城市边界壁垒 促进更广阔区域内的资源配置效率提升和产业资源优势互补 推动知识密集型服务业在更广阔区域内形成优势互补、分工明确的产业布局。已有研究显示 武广高铁的开通大大压缩了湖北、湖南至广东的空间距离 使得两湖地区依托高铁所带来的资源转移优势承接了部分广东转移的高科技产业[25]。

其次 高铁开通推动了区域一体化进程 拓展了知识密集型服务业的市场空间。Miles et al. [26]、Hertog [27]等通过对全球范围内知识密集型服务企业地理位置的研究发现 知识密集型服务业倾向于选择交通方便、消费市场广阔、创新资源丰富的全球化大都市作为首选区位。高铁未开通时 由于空间距离的限制 知识密集型服务业的消费市场局限于本地 这种状况下知识密集型服务业一般选择消费市场广阔的大城市集聚。高铁开通后,"时间距离"逐渐取代传统意义上的"空间距离"极大促

进了本地市场与外地市场的交流融合 城市间市场边界变得模糊 区域经济趋于一体化 这使得知识密集型服务业在中、小城市也可以获得相似的市场空间 意味着中、小城市可充分利用其地价、交通等比较优势吸引知识密集型服务业落地 进而推动了知识密集型服务业的均衡布局。

再次 高铁开通加速了人才往来交流 打破了知识密集型服务业流动的知识壁垒。高铁开通大大压缩了城市间的"时空距离" 改变了内陆城市的区位条件 打破了要素跨区域流动的阻隔 ,使得高科技生产要素依托人才的快速流动在不同区域得到充分释放。知识密集型服务业具有高科技趋向性特征 ,生产过程高度依赖高素质人才的互动。一方面 ,高铁开通扩大了人才的流动范围 ,使知识密集型服务业产业资源与高端劳动力资源的流动方向相互锁定 ,为产业资源向中、西部内陆地区流动搭建了"快速通道"。另一方面 ,高铁开通后城市会在资本、交通等资源汇集的基础上进一步完善居住、生活、服务等城市配套体系 ,吸引人才回流 ,营造适合知识密集型服务业发展的综合环境。

最后 高铁开通强化了知识溢出路径,推动了知识密集型服务业的多元布局。知识密集型服务业的产品具有专业化、技术化等特征,决定了其产业区位选择倾向于知识存量丰富的地区。高铁开通一方面使得发达地区显性知识的溢出通过高铁线路传导至周边"知识洼地"缩小了发达地区与边缘地区的"知识鸿沟"推动了核心城市知识密集型服务业向交通资源较好、土地价格更低的边缘地区扩散。另一方面。高铁开通促进了核心城市隐性知识的溢出。知识密集型服务业产品中服务理念、管理方式、创新思维等隐性知识占比较高。高铁开通为不同城市专业技术人员密切交流、思维碰撞提供了便利,无形间打造了隐性知识的溢出渠道,促进了隐性知识由核心城市向周边区域扩散,进而深刻影响了知识密集型服务业的集聚态势。基于此,本文提出以下假说:

假说 1: 城市间高铁开通显著影响了知识密集型服务业的集聚态势 推动了知识密集型服务业的均衡布局。

(二) 高铁开通影响知识密集型服务业集聚态势的作用机制

第一,资本转移效应。知识密集型服务业基于产业属性及研发强度,属于技术密集型、资本密集型产业,地区资本充裕程度将显著影响知识密集型服务业的区位选择。高铁开通完善了非核心城市的基础设施水平,提升了区域互联互通程度,带动部分产业资本从区域核心城市向周边生产成本更低的城市转移。知识密集型服务业高技术趋向性特征决定前期的重资产投入特性,其区位选择必然与资本流动方向相互锁定。因此高铁开通可通过资本转移的中介效应抑制知识密集型服务业的集聚态势。第二,知识流动效应。高铁开通带动了知识要素、创新要素等发生溢出、传播与扩散,弥补了部分中小城市与区域核心城市间的"知识鸿沟"导致知识密集型服务业由核心城市向周边城市的转移。因此,知识流动效应也是高铁开通抑制知识密集型服务业集聚态势的有效中介路径。第三,劳动力流动成本变化效应。知识密集型服务业的行业属性决定高素质人才是知识密集型服务业最重要的生产要素。高铁开通压缩了城市间的"时空距离",大大节省了人员流动时间及由此带来的各项成本,促进了人员跨区域交往的频次与深度,解放了空间距离对人力资本的束缚,推动了知识密集型服务业在更广阔空间的布局。因此,高铁开通可通过劳动力流动成本降低的中介效应抑制知识密集型服务业的集聚态势。基于此,本文提出以下研究假说:

假说 2 "资本转移效应""知识流动效应""劳动力流动成本变化效应"均是高铁开通抑制知识密集型服务业集聚态势的有效中介路径。

四、研究设计

(一)模型设定

高铁开通后知识密集型服务业集聚态势的变化主要受两方面因素影响:一方面是随着时间推移和经济形势变化而带来的集聚水平的自然变化,这被称为"时间效应";另一方面是由于高铁开通并使用产生影响所带来的集聚水平变化,又被称为"处理效应"。基于以上特性可以将高铁开通视为一

项准自然实验 采用多期双重差分法(Difference-in-Differences ,DID) 将高铁开通所带来的 "时间效应"与"处理效应"区分开来 精准评价高铁开通对知识密集型服务业集聚态势作用力的 "净效应"。一般而言 ,双重差分法应用过程中通常设置政策虚拟变量和时间虚拟变量 ,并将两个变量的交互项作为政策实施带来的净效应。但受不同城市开通高铁时间差异的影响 ,本文参考魏泊宁等 [16] 的做法 ,设置虚拟变量 hsr_u 用来识别城市是否开通高铁 ,若第 i 个城市在第 t 年开通高铁 则对 hsr_u (t=T , T+1 ,T+2 ,...) 赋值为 1 ,未开通高铁的年份对其赋值为 0 ,若从未开通高铁则所有年份均赋值为 0 ,基于此构造多期双重差分基准模型如下:

$$lq_{ii} = \alpha_0 + \alpha_1 hsr_{ii} + \alpha_2 control_{ii} + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{ii}$$
(1)

其中 I_{q_u} 为被解释变量 表示第 i 个城市在第 t 年的知识密集型服务业集聚度; hsr_u 为核心解释变量 描述第 i 个城市在第 t 年是否开通高铁; $control_u$ 为控制变量 ,包含其他可能影响知识密集型服务业集聚的因素; μ_i 为个体固定效应 δ_i 为时间固定效应 ε_u 为随机扰动项; α_i 衡量高铁开通对知识密集型服务业集聚水平的影响程度。

基准回归模型仅描述了高铁开通对城市知识密集型服务业集聚态势的平均作用,现实状况中高铁开通对产业集聚的作用可能会随着时间推移而逐渐增强或减弱。因此,本文在模型(1)的基础上引入时间虚拟变量 检验高铁开通的动态效应:

$$lq_{ii} = \lambda_0 + \lambda_1 post_{ii}^k + \lambda_2 control_{ii} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{ii}$$
 (2)

其中 $post_u^k$ 为第 i 个城市在开通高铁后第 $k(k=1\ 2\ 3\ ,\cdots)$ 年的年度虚拟变量 $post_u^k$ 在城市高铁开通后第 k 年取值 1 ,其余年份取值 0 ,系数 λ_1 反映了高铁开通后第 k 年对产业集聚的影响效应,其余变量含义同上。

(二) 变量选择和数据说明

1. 被解释变量

产业集聚水平测度指标选取方面,参考方远平等[28]的文献,并结合本文实际研究状况,最终选择区位熵指数衡量知识密集型服务业集聚程度。区位熵数值越大,说明地区产业集聚水平越高,具体计算公式如式(3):

$$lq_{ii} = (KIBS_{ii}/Y_{ii}) / (KIBS_{i}/Y_{i})$$
(3)

其中 Iq_u 表示第 i 个城市在第 t 年的知识密集型服务业区位熵 $KIBS_u$ 表示第 i 个城市在第 t 年的知识密集型服务业就业人数 Y_u 表示第 i 个城市在第 t 年所有产业的就业人数 X_u 表示第 t 年全国知识密集型服务业就业人数 Y_u 表示第 t 年全国所有产业的就业人数。

2. 核心解释变量

本文将城市高铁开通状况作为核心解释变量,视高铁开通为外生冲击事件开展准自然实验,设置虚拟变量 hsr_u ,并根据 2003—2018 年间各城市具体开通高铁的时间对其进行赋值。 hsr_u = 1 说明该城市已开通高铁 hsr_u = 0 说明该城市尚未开通高铁。

3. 控制变量

根据现实经济运行状况并参考已有文献选取本研究控制变量 控制变量主要包括: (1) 人均 GDP (pgdp) 采用当年城市人均 GDP 水平进行衡量。(2) 是否为省会城市(pro) ,为虚拟变量 ,若是省会城市赋值为 1 非省会城市赋值为 0。(3) 政府干预(gov) ,采用当年地方政府财政支出与其地区生产总值的比衡量。(4) 对外开放度(open) ,采用当年实际使用外资金额与其生产总值的比进行测度。(5) 基础设施水平(tr) 采用城市人均道路面积进行测度。(6) 信息化程度(inf) ,采用地区电信业务量与全国电信业务量均值的比进行衡量。(7) 城市经济发达程度(ce) ,采用人均地区生产总值指数(上年为 100) 衡量。(8) 人力资本水平(hc) ,采用地区每万人普通高等学校专任教师数进行衡量。(9) 制造业集聚(mau) ,采用地区制造业就业人数与全国制造业就业人数的比进行衡量。

4. 数据说明

根据数据的可得性和有效性,本文共选取我国 286个地级及以上城市作为研究样本 样本期为 2003—2018年共 16年。测算各变量的基础数据来源于各年份对应的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、各省(市)统计年鉴及统计局资料等。高铁开通相关数据通过《中国铁道年鉴》以及《全国铁路旅客列车时刻表》整理得到。在数据处理过程中,对部分缺失数据采用插值法填充,并剔除严重缺失数据的城市样本。本文具体研究中,大、小城市的划分依据《关于调整城市规模划分标准的通知》将 100万人口以上城市划分为大城市,其余划分为小城市;知识密集型服务业依据自身属性、研发强度及人均产值的不同划分为低端与高端两类,低端知识密集型服务业包括"租赁和商务服务业""教育业",高端知识密集型服务业包括"信息传输、计算机服务业和软

表 1 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
lq	4 576	0. 873	0. 276	0. 100	3. 006
lowlq	4 576	0.925	0.317	0.092	2.819
highlq	4 576	0.839	0.345	0.091	3. 333
pgdp	4 576	4.712	0.361	4. 472	4. 994
hsr	4 576	0. 283	0.451	0	1
pro	4 576	0. 108	0.311	0	1
hc	4 576	0.412	0. 258	0.111	1
gov	4 576	0.336	0. 284	0.111	2.637
open	4 576	0.393	0. 244	0	0.999
a	4 576	0.004	0.013	0	0. 214
k	4 576	0.657	0. 285	0	2. 243
l_cost	4 576	10.331	0.629	2. 283	11.917
inf	4 576	-0.485	0.912	-2.196	3.377
ce	4 576	9. 202	1.608	0	13.056
tr	4 576	6. 160	1. 443	0	9.893
mau	4 565	0.004	0.006	0	0.053

注: 个人整理所得。

件业""金融业"和"科学研究、技术服务业和地质勘查业";港口城市与非港口城市数据基于中国"港口网-搜港"资料整理得到。本文实证分析中、除虚拟变量外对其他变量进行自然对数化处理,各变量描述性统计结果见表1。

五、实证结果及分析

(一) 基准结果分析

1. 平均效应检验

本文采用双向固定效应模型研究高铁开通对知识密集型服务业集聚影响的"净效应"具体结果见表 2 其中第(1)列至第(10)列为逐步引入控制变量的估计结果。数据显示 除第(3)列核心解释变量的回归系数为负且不显著外 其余模型无论引入何种控制变量 高铁开通对知识密集型服务业集聚的回归系数均显著为负 说明高铁开通对知识密集型服务业集聚态势存在显著负向影响 意味着高铁开通推动了知识密集型服务业在高铁连通区域内的均衡布局。究其原因是 城市间高铁开通促进了更广阔区域内人员的流动 提升了生产要素的扩散速率 推动了核心城市的人才、信息、科技等优质资源的溢出 进而带动了知识密集型服务业空间布局的均衡化。以上检验结果使假说 1 得到验证。

控制变量结果显示 信息化程度、人力资本水平、省会城市对知识密集型服务业空间集聚总体呈显著促进作用。原因在于 知识密集型服务业具备高技术、高资本的行业特征 较高的信息网络水平、人才储备及省会城市丰厚的资本水平均是吸引知识密集型服务业集聚的重要因素。城市经济发达度、政府干预、人均 GDP 及制造业集聚总体上是阻碍知识密集型服务业集聚的因素 原因在于 城市较高的经济发达度或人均 GDP 虽有比较优势,但也带来了高昂的土地价格、环境污染等负面影响 现阶段负面影响可能更大。政府干预短期虽可吸引知识密集型服务业投资,但长期来看非市场化的运作模式最终将阻碍产业集聚。现阶段我国先进制造业与战略性新兴产业仍处于发展的初期阶段,可能会与知识密集型服务业争夺有限的人才、城市资源,因此二者呈现负向关系。对外开放度、基础设施水平总体上对知识密集型服务业集聚影响不显著,因为对外开放带来资金、技术的同时也引入了外部竞争,所以正反作用相互抵消。我国基础设施水平已普遍较高,现阶段该因素已不能成为影响知识密集型服务业集聚的显要变量。

2. 动态效应检验

表 3 报告了城市高铁开通后九年内知识密集型服务业集聚态势的动态效应检验结果,数据显示

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
hsr	-0.0330**	-0.0296**	-0.028 6	-0.0276**	-0.0313***	-0.031 3 ****	-0.030 6 ***	-0.032 4 ****	-0.0408**	-0.0056***
	(-2.05)	(-2.45)	(-1.39)	(-2.35)	(-3.54)	(-4.54)	(-3.51)	(-3.99)	(-2.18)	(-3.30)
inf		0.085 3 ***	0.0849***	0.0877***	0.093 1 ***	0.0931***	0.095 0 ***	0.0937***	0. 039 5*	0. 120 3 ***
		(3.27)	(3.30)	(3.41)	(3.57)	(3.57)	(3.55)	(3.64)	(1.81)	(5.37)
hc			0. 106 9 ***	0. 107 6 ***	0. 102 9 **	0. 102 8 **	0. 102 8 **	0. 103 3 ***	0.0548	0.0301
			(2.61)	(2.63)	(2.56)	(2.56)	(2.56)	(2.60)	(1.58)	(0.95)
ce				-0.0100***	-0.009 0 ***	-0.0090 ***	-0.008 8 ***	-0.0091***	-0.0119***	-0.0042
				(-3.12)	(-2.89)	(-2.89)	(-2.86)	(-2.94)	(-4.02)	(-1.45)
gov					-0. 103 4 ***	-0. 103 4 ***	-0.1029***	-0. 108 2 ***	-0.0920***	-0.075 2 ***
					(-2.82)	(-2.83)	(-2.82)	(-2.91)	(-2.99)	(-2.64)
open						-0.0009	-0.0013	-0.0018	-0.0004	-0.0125
						(-0.04)	(-0.06)	(-0.07)	(-0.02)	(-0.57)
tr							-0.003 1	-0.003 1	-0.0118**	0.003 5
							(-0.63)	(-0.64)	(-2.50)	(0.81)
pgdp								-0.869 9 ***	-0.710 8 **	-0.611 2**
								(-2.74)	(-2.39)	(-2.20)
pro									0. 366 5 ***	0. 373 9 ***
									(8.62)	(9. 10)
mau										-0. 107 6 ***
										(-9.40)
_cons	0.863 7 ***	0.922 7 ***	0.878 2 ***	0.9707***	1.002 5 ***	1.002 9 ***	1.021 0 ***	5. 123 6 ***	4.403 8 ***	3.120 0 **
	(65.91)	(41.67)	(37.79)	(27.53)	(25.99)	(24.81)	(18.95)	(3.39)	(3.11)	(2.38)
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4 576	4 576	4 576	4 576	4 576	4 576	4 576	4 571	4 571	4 560
adj. R ²	0.004	0.076	0.086	0.088	0.098	0.098	0.098	0. 107	0. 232	0.329

注: *、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

表 3 动态效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
post1	-0.0165								
	(-1.36)								
post2		-0.025 2**							
		(-2.18)							
post3			-0.0112						
			(-0.90)						
post4				-0.025 9 **					
				(-1.97)					
post5					-0.000 2				
					(-0.01)				
post6						0.0416**			
_						(2.08)			
post7							0.045 8 **		
.0							(2.04)	0.050.5**	
post8								0.050 5 **	
								(2.08)	0.004.4*
post9									0. 084 4*
control	是	是	是	是	是	是	是	是	(1.93) 是
_cons	3. 152 0 **	乏 3.145 7**	3. 152 4 **	3. 151 0 **	3. 142 0 **	3. 135 2 **	3. 143 5 **	乏 3.139 5 **	3. 142 4 **
_cons	(2.39)	(2.38)	(2.39)	(2.39)	(2.38)	(2.38)	(2.38)	(2.38)	(2.38)
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4 560	4 560	4 560	4 560	4 560	4 560	4 560	4 560	4 560
adj. R ²	0.329	0.329	0.329	0.329	0.329	0.329	0.329	0.329	0.330

注: * 、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

高铁开通后的前五年回归系数均为负 其中高铁开通后的第二年与第四年回归系数至少通过了显著性水平为5%的检验 表明城市高铁开通后的前几年对域内知识密集型服务业集聚态势呈明显抑制作用。城市间高铁开通后第六年至第九年的数据结果显示 高铁开通对知识密集型服务业集聚的影响开始由负转正 推动知识密集型服务业在区域内集聚。原因在于 城市间高铁开通初期显著降低了物流成本、加速了生产要素流动 推动了知识密集型服务业向生产成本相对较低的地区布局。随着时间推移 高铁开通所带来的流动性逐步衰减 其为边缘地区所带来的交通红利也逐渐弱化 知识密集型服务业将向区位条件更好的地区汇集 基于此 高铁开通对区域内知识密集型服务业集聚态势的影响由负转正。

(二)稳健性检验

1. PPML 检验

前述基准回归模型采用最小二乘法进行参数估计,考虑到异方差可能对估计结果产生影响,因此更换模型估计方法,采用泊松伪最大似然估计法(PPML)对基准模型估计结果进行稳健性检验,具体见表4第(1)列。根据回归系数可知,城市高铁开通对知识密集型服务业集聚的回归系数为负且至少通过了显著性水平为1%的检验表明更换模型估计方法后,城市间高铁开通对其连通区域内知识密集型服务业集聚态势的抑制作用依然存在验证了上文研究结果具有稳健性。

表 4 稳健性回归结果

 变量	PPML	PSM	PSM	安!	討剂
文里	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
before1				0.0019	
				(0.17)	
before2					0.0070
					(0.62)
hsr	-0.007 0 ***	-0.048 2 ***	-0.007 9***		
	(-3.32)	(-3.09)	(-4.39)		
control	是	否	是	是	是
_cons	$2.470\ 2^*$	0.865 3 ***	2.331 3 **	3.141 4**	3.143 7**
	(1.75)	(264.50)	(2.42)	(2.38)	(2.38)
N	4 576	2 927	2 939	4 576	4 576
adj. R ²		0.683	0.115	0.229	0.229

注: 回归结果中包括控制变量、年份固定效应和行业固定效应,未在表中汇报; *、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

2. 倾向得分匹配检验

本文将城市是否开通高铁作为准自然实验的条件,但考虑到城市开通高铁的规划并不是完全随机的,已开通高铁城市与未开通高铁城市之间可能存在系统性差异,因而可能对双重差分模型的估计结果产生影响。所以本文将已开通高铁城市设置为处理组,未开通高铁城市设置为控制组,利用PSM-DID 方法对基准回归结果进行检验。具体做法为:利用人均 GDP、是否为省会城市、政府干预、对外开放度等变量作为协变量,进行 Logit 回归得到倾向得分,根据得分值为处理组匹配控制组,然后在匹配样本的基础上进一步利用双重差分模型研究城市高铁开通对知识密集型服务业集聚的影响。PSM-DID 回归结果见表 4 第(2) 列和第(3) 列,数据显示无论是否加入控制变量,高铁开通虚拟变量回归系数均为负且至少通过显著性水平为 1% 的检验,说明城市间高铁开通对域内知识密集型服务业集聚态势存在显著负向影响。从回归系数的大小、方向及显著性水平可以看出倾向得分匹配检验与基准回归结果较为相似,证实研究所用模型具有稳健性。

3. 安慰剂检验

为进一步验证知识密集型服务业集聚态势的负向效应由城市高铁开通引致,而非其他未观测因素影响的结果,本文借鉴方慧和赵胜立^[29]的做法,采用反事实检验,将各城市高铁开通时间分别提前1年及2年,将表5中 before1、before2作为"伪变量"替代 hsr 进行回归,考察高铁未开通时核心解释变量系数是否显著。若显著为负,说明存在其他未观测因素抑制了城市知识密集型服务业集聚态势;若不显著或显著为正,说明城市高铁开通对知识密集型服务业集聚态势的负向作用稳定可靠。回归结果见表4第(4)列和第(5)列,提前1年开通假设与提前2年开通假设的回归结果均为正且不

显著,说明通过安慰剂检验,域内知识密集型服务业集聚态势变化是由高铁开通这一外生事件冲击引起的,进一步验证了该研究成果具有客观性、稳健性。

(三) 内生性问题分析

本文旨在研究城市高铁开通对域内知识密集型服务业集聚态势的影响。然而城市开通高铁的决策也受知识密集型服务业集聚状况的影响。即解释变量与被解释变量之间可能存在着反向因果关系。对此,本文借鉴李建明等^[30]的做法,以最小生成树和1990年客运总量为基础构建工具变量,作为城市高铁开通(hsr)的替代变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计,以最大限度降低原模型中可能存在的内生性问题的影响。之所

表 5 内生性分析回归结果

· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	两阶段	段回归	工具变量·	一阶段回归
文里	(1)	(2)	(3)	(4)
hsr	-0.379 5 ***	-0.440 7**		
	(-8.88)	(-5.04)		
IV(最小生成树)			0. 118 0 ***	0.063 6 ***
			(20.21)	(9.13)
Anderson canon. corr. LM statistic			373.02 ***	82.179 ***
			(0.000)	(0.000)
Cragg-Donald Wald F statistic			408. 54 ***	83. 327 ***
			(0.000)	(0.000)
control	否	是	否	是
N	4 112	4 105	4 112	4 105
adj. R ²	0.4107	0.3298	0. 195 3	0.5216

注: * 、**、 *** 分别代表 10% 、5% 和 1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

以选择 1990 年客运总量作为工具变量: 一方面是因为 ,客运总量代表着该城市人口的流动需求 ,是城市是否开通高铁的重要决策因素; 另一方面是因为 ,1990 年知识密集型服务业发展处于萌芽阶段 ,对客运总量的影响较小。表 5 的结果显示: 第(3) 列、第(4) 列的 Anderson LM 统计量在 1% 的显著性水平下均显著 ,说明原模型存在着内生性问题 "弱工具变量"检验 F 统计量在 1% 的显著性水平下拒绝原假设 ,说明工具变量 1990 年货运量可以较好地代替原解释变量 hsr。此外 ,无论是否引入控制变量 ,工具变量两阶段回归的估计系数均显著为负 ,说明本文结论可信。

(四) 异质性分析

1. 基于城市行政等级和人口规模的异质性分析

本部分将样本城市划分为省会城市与非省会城市两类。其中直辖市视同省会城市。具体检验结果见表 6 第(1) 列、第(2) 列。数据显示:对于省会城市。高铁开通与知识密集型服务业集聚二者关联较弱。统计结果不显著;对于非省会城市。高铁开通对知识密集型服务业集聚态势呈现显著负向影响,与基准模型的平均效应

表 6 行政等级和人口规模异质性检验结果

变量	省会城市 (1)	非省会城市 (2)	大城市 (3)	小城市 (4)
hsr	0.0444	-0.013 6***	-0.0227***	0.0460
	(1.02)	(-4.30)	(3.05)	(1.45)
control	是	是	是	是
_cons	3.800 4	0.004 1	6.701 4***	0.379 1
	(1.15)	(0.01)	(2.67)	(0.36)
N	491	4 069	2 558	2 002
adj. R ²	0.809	0.773	0.463	0.095

注: * 、**、 *** 分别代表 10% 、5% 和 1% 的显著性 水平; 括号内为 t 值。

回归结果相符。究其原因,省会城市经济资源、产业资源丰富,在技术创新、制度创新、吸引投资、人才引进等方面更具明显优势。高铁开通虽能一定程度加速优质资源的外溢效应,但无法根本改变省会城市的区位优势,因此不能显著改变知识密集型服务业在该区域选址布局的态势。非省会城市较省会城市经济及产业要素发展水平相对较低,高铁开通后生产要素的流动性及外溢效应加强,一定程度上推动了知识密集型服务业的外流。

表 6 中第(3) 列、第(4) 列回归结果显示,大城市高铁开通对知识密集型服务业集聚态势存在显著负向影响,而小城市高铁开通的回归系数为正但不显著。原因在于,本研究所选的大城市为常住人口100 万以上的160 个地级城市,其发展水平与省会城市差距较大,与全国平均发展水平较为接近,因此其回归结果与全国平均效应回归结果相似,即高铁开通对大城市知识密集型服务业的集聚态势产生显著负向影响。小城市在生产要素流动性增强的过程中,吸引优质资源的能力

有限,人才、资金可能会进一步流失,两者作用相互抵消,因而小城市高铁开通对知识密集型服务业集聚态势的影响力较弱。

2. 基于港口条件和产业等级的异质性分析

表 7 第(1) 列、第(2) 列回归结果检验了港口与非港口城市高铁开通对知识密集型服务业集聚态势的影响。数据显示,港口城市开通高铁对知识密集型服务业集聚态势呈显著负向影响,而非港口城市开通高铁对知识密集型服务业集聚的影响显著为正。原因在于,就现实经济状况而言,我国港口城市大都位于东部发达地区,其经济、科技存量明显优于中西部内陆地

表 7 港口条件和产业等级异质性检验结果

变量	港口 (1)	非港口 (2)	low_lq (3)	high_lq (4)
hsr	-0.023 5 ***	0. 026 9 **	-0.017 2***	0.0208
	(-4.76)	(2.09)	(-4.76)	(0.84)
control	是	是	是	是
_cons	3.752 1 **	$2.968\ 1^*$	4.388 5 ***	2.274 3
	(2.16)	(1.66)	(2.83)	(1.40)
N	1 888	2 672	4 560	4 560
adj. R²	0.330	0.347	0.165	0.331

注: * 、**、 *** 分别代表 10% 、5% 和 1% 的显著性 水平; 括号内为 t 值。

区 高铁开通后区域间交通网络形成互联互通的格局 ,带动了知识要素、资本要素的加速溢出 ,加上现阶段中端产业向中西部转移的趋势 ,显著影响了东部港口城市知识密集型服务业的集聚态势 ,共同推动了知识密集型服务业从该区域的流出。非港口城市总体发展水平落后于港口城市 ,在高铁开通过程中其承接了东部港口城市的产业转移 ,因此总体上城市间高铁开通对非港口城市知识密集型服务业集聚态势呈显著促进作用。

行业层面高铁开通对知识密集型服务业集聚态势的影响也存在异质性。表 7 中第(3) 列、第(4) 列回归结果表明 城市高铁开通对低端知识密集型服务业集聚态势呈显著负向作用 对高端知识密集型服务业集聚态势作用不显著。原因在于 高端知识密集型服务业的高技术趋向性特征更为明显 其对人才、资本、市场等要素粘性更强 因此外部冲击对其区位选择影响有限。低端知识密集型服务业的要素粘性相对较弱 更重视生产成本高低。高铁开通降低了物流成本 加速了区域间生产要素的流动 驱动了低端知识密集型服务业向生产成本更低的地区转移 因此高铁开通对低端知识密集型服务业的冲击以扩散效应为主。

3. 基于不同城市群的异质 性分析

表 8 展示了高铁开通对不同城市群知识密集型服务业集聚态势的影响,数据显示,高铁开通对中原城市群、京津冀城市群、长三角城市群、长江中游城市群的知识密集型服务业集聚态势均具有显著负向作用,其中对京津冀城市群的负向效应最

表 8 城市群异质性检验结果

变量	中原 (1)	京津冀	哈长 (3)	珠三角 (4)	长三角 (5)	 长中游 (6)
hsr	-0.003 8 ***	-0.082 9 ***	0. 048 9	0. 130 0*	-0.0328***	-0.020 4 ***
	(-3.07)	(-4.96)	(0.53)	(2.13)	(-5.81)	(-5.63)
control	是	是	是	是	是	是
_cons	2.269 9	38.696 5 **	$10.319\ 1^*$	3.8316	1.626 9	4.394 1**
	(1.23)	(2.36)	(1.99)	(0.93)	(0.37)	(2.57)
N	415	224	160	144	416	448
adj. R ²	0.244	0.633	0.276	0.695	0.623	0.425

强 对哈长城市群、珠三角城市群的知识密集型服务业集聚态势影响不显著或显著为正。原因在于,中原、京津冀、长三角、长江中游城市群内城市发展非均衡性较为突出 高铁开通有助于加速生产要素的流动速率 推动高端人才互动交流 促进城市群内资源的互通有无 加上京津冀城市群内北京非首都功能疏解等政策因素影响 使得城市间高铁网络完善对知识密集型服务业集聚态势的影响以扩散效应为主 尤其在京津冀城市群表现最为强烈。此外 哈长城市群总体发展水平较低 而珠三角城市群现阶段发展水平较高 记有产业资源分布也相对均衡 因此高铁开通对其知识密集型服务业集聚态势影响不显著或显著为正。

4. 基于集聚度分位数回归的异质性分析

为进一步研究高铁开通对域内不同集聚度知识密集型服务业集聚态势的影响效应,本部分利用分位数回归模型,基于知识密集型服务业集聚度,选择25%、50%、75%、90%四个分位点,观测高铁开通影响的差异化效应。回归结果如表9所示,高铁开通对各个分位点知识密集型服务业集聚态势总体呈显著负向作用。当集聚度水平较低(小于25%)或较高(大于90%)时,负向作用相对较弱;当集聚水平处于

(X) 加强就强强和来(OLG)	表 9	分位数检验结果(O	LS)
------------------	-----	------------	-----

变量	25% (1)	50% (2)	75% (3)	90% (4)
hsr	-0.032 6 ***	-0.038 0 ***	-0.042 0 ***	-0.025 1
	(-3.14)	(-3.94)	(-3.95)	(-1.46)
control	是	是	是	是
_cons	-0.513 5	0.5109	0.6900	2.357 4 **
	(-0.88)	(0.94)	(1.15)	(2.43)
N	4 560	4 560	4 560	4 560
adj. R^2	0.099 3	0.1069	0.114 0	0.148 5

注: * 、**、 *** 分别代表 10% 、5% 和 1% 的显著性 水平; 括号内为 t 值。

中等(50%~75%)时,负向作用相对较强。主要是因为当知识密集型服务业集聚度处于高点时,其产业发展已相对成熟、产业链本地化程度较好、市场粘性较高,其区位选择已相对固化,外部冲击对其集聚态势影响不够明显。当知识密集型服务业集聚程度较低时,产业自身发展还不够成熟,区域产业资源也较少,开通高铁对其冲击效应也相对较弱。当集聚为中等水平时,知识密集型服务业处于上升、发展阶段,其区位选择受优质要素流动及生产成本影响较大,高铁开通加快了要素的流动、凸显了边缘地区的相对优势,必然对知识密集型服务业集聚态势产生较大冲击。

六、基于要素流动视角的作用机制分析

(一)模型设定

基于异质性的分析可知高铁开通对不同城市、不同行业影响存在较大的差异 因此 进一步探究高铁开通是通过何种机制影响知识密集型服务业的集聚与扩散十分必要。基于上文理论分析 本部分从高铁开通的"资本转移效应""知识流动效应""劳动力流动成本变化效应"三个中介效应入手分析城市间高铁开通影响知识密集型服务业集聚态势的作用路径。此处借鉴刘哲和刘传明[31]的做法 构建中介效应模型如下:

$$mediator_{ii} = \beta_0 + \beta_1 hsr_{ii} + \beta_2 control_{ii} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{ii}$$
(4)

$$lq_{ii} = \gamma_0 + \gamma_1 hsr_{ii} + \gamma_2 mediator_{ii} + \gamma_3 control_{ii} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{ii}$$
(5)

其中 $mediator_{ii}$ 表示中介变量 本文用本地资本存量、本地知识存量、劳动力流动成本表示; β_1 衡量高铁开通对中介变量的影响 γ_1 为引入中介变量后高铁开通对城市知识密集型服务业集聚的影响程度 其余变量含义同上。首先对方程(4)进行检验 ,若 β_1 显著则进入下一步 ,若不显著则停止检验; 第二步对方程(5)进行检验 若 γ_2 显著但 γ_1 不显著 ,说明高铁开通后中介变量发挥完全中介作用 若 γ_1 、 γ_2 均显著 ,说明高铁开通后中介变量发挥了部分中介作用。

具体指标选取:本地资本存量(k) 采用当年城市固定资产投资占 GDP 的比重衡量;本地知识存量(a) 借鉴韦功鼎和李雪梅^[32]的做法 采用当年城市科技从业人员数占全国科技从业人员数比重来度量;劳动力流动成本(*l_cost*) 借鉴詹新宇和方福前^[33]的研究 使用城镇单位就业人员平均工资水平衡量。以上数据均来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》、各省(市)统计年鉴及统计局资料等。

(二)基于要素流动视角的中介效应检验

1. 资本转移效应

表 10 展示了资本转移效应对知识密集型服务业集聚态势的中介效应检验结果 $\mathcal{N}(1)$ 、 $\mathcal{N}(4)$ 是对基准模型(1)的检验 $\mathcal{N}(2)$ 、 $\mathcal{N}(5)$ 是对中介变量模型(4)的检验 $\mathcal{N}(3)$ 、 $\mathcal{N}(6)$ 是对中介效应模型(5)的检验。数据显示 $\mathcal{N}(2)$ 、 $\mathcal{N}(5)$ 中高铁开通对本地资本存量的估计系数显著为负 ,说明高铁开通带动了资本要素的流动 ,降低了本地资本存量。在基准模型中加入本地资本存量的中介变量后 ,本地资本存量的回归系数显著为正 ,表明本地资本存量的增加对知识密集型服务业集聚具有显著促进

作用。高铁开通的回归系数显 著为负,且系数绝对值小于基准 模型 表明高铁开通通过促进资 本流动从而降低本地资本服务 最终对城市知识密集型服务业的区域 集聚态势产生负向作用,推动 知识密集型服务业的区域均高 铁开通抑制知识密集型服务的 集聚态势过程中发挥了部分中 介作用,具体表现为放大抑制的 作用。研究结论与假说 2 相符。

2. 知识流动效应

表 11 展示了知识流动效应 对知识密集型服务业集聚态势 的中介效应检验结果,其中列 (2)、列(5)显示高铁开通显著 提升了本地知识存量。究其原 因高铁开通虽可加速"知识高 地"的知识资源流向"知识高 地"但知识具有可传播性及可 创造性的属性,"知识高地"可通 过再创新获得新知识,"知识洼

表 10 资本转移效应检验结果

变量	<i>lq</i> (1)	k (2)	<i>lq</i> (3)	<i>lq</i> (4)	k (5)	lq (6)
hsr	-0.0330***	-0.0814***	-0.0324***	-0.0056**	-0.008 2 **	-0.005 2 ***
	(-3.05)	(-3.11)	(-4.14)	(-2.30)	(-2.38)	(-4.28)
k			0.007 5 **			0.055 1 ***
			(2.14)			(3.32)
control	否	否	否	是	是	是
_cons	0.863 7 ***	0.6805 ***	0.858 5 ***	3.120 0 **	-6.655 6 ***	2.753 2**
	(65.91)	(49.12)	(21.31)	(2.38)	(-8.25)	(2.27)
N	4 576	4 576	4 576	4 560	4 560	4 560
adj. \mathbb{R}^2	0.004	0.321	0.004	0.329	0.428	0.331

注: * 、**、 *** 分别代表 10% 、5% 和 1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

表 11 知识流动效应检验结果

变量	lq (1)	a (2)	lq (3)	lq (4)	a (5)	lq (6)
hsr	-0.033 0 **	0.0060 ***	-0.0338*	-0.0056**	0.002 1 ***	-0.0069**
	(2.05)	(2.80)	(-1.65)	(-3.30)	(4.29)	(-2.37)
a			0. 115 4 ***			0.619 0 ****
			(9.29)			(12.55)
control	否	否	否	是	是	是
_cons	0.863 7 ***	0.001 9 ***	0.842 4 ***	3.120 0 ***	0.1878	1.417 1*
	(65.91)	(7.76)	(65.90)	(2.38)	(1.62)	(1.79)
N	4 576	4 576	4 576	4 560	4 560	4 560
adj. \mathbb{R}^2	0.004	0.024	0.288	0.329	0.334	0.459

注: * 、*** 分别代表 10% 、5% 和 1% 的显著性水平; 括号内为t 值。

地"依托高铁开通所带来的知识溢出效应获得知识要素,进而推动高铁沿线本地知识存量的增加。将本地知识存量的中介变量引入基准回归模型之中,其回归系数显著为正,说明本地知识存量的提高促进了知识密集型服务业的集聚。同时,高铁开通变量的回归系数显著为负,且绝对值大于基准回归,说明高铁开通增加了本地知识存量,而本地知识存量增加对知识密集型服务业集聚的促进作用部分抵消了高铁开通带来的抑制作用。综上,本地知识存量在高铁开通抑制知识密集型服务业集聚态势的过程中发挥了部分中介效应,具体为削弱抑制的作用。此研究结论与假说2部分不符,主要在于未充分考虑到现实经济中核心城市知识再创造速度高于高铁开通所带来的知识溢出速度。

3. 劳动力流动成本变化 效应

表 12 展示了劳动力流动成本变化效应对知识密集型服务业集聚态势的中介效应检验结果。列(2)、列(5)结果显示高铁开通对劳动力流动成本的估计系数显著为负,说明高铁开通明显降低了劳动力流动成本,主要原因在于高铁开通所构建的互联互通交通网络极大地提升

表 12 劳动力流动成本变化效应检验结果

变量	lq (1)	l_cost (2)	<i>lq</i> (3)	<i>lq</i> (4)	l_cost (5)	<i>lq</i> (6)
hsr	-0.0330**	-0.0849***	-0.0131**	-0.041 2**	-0.010 3 ***	-0.0400***
	(2.05)	(3.97)	(2.49)	(-2.18)	(-4.76)	(-3.36)
l_cost			0. 234 7 ***			0. 108 8 **
			(2.74)			(2.26)
control	否	否	否	是	是	是
_cons	0.863 7 ***	10.307 0 ***	-1.555 8*	3.120 0 **	10.486 9 ***	$1.978~7^*$
	(65.91)	(815.06)	(-1.76)	(2.38)	(9.75)	(1.75)
N	4 576	4 576	4 576	4 560	4 560	4 560
adj. R ²	0.004	0.813	0.057	0.329	0.857	0.338

注: * 、**、 *** 分别代表 10% 、5% 和 1% 的显著性水平; 括号内为 t 值。

了人员流动与交往频次,显著降低了人员流动时间及由此带来的各项成本。列(3)、列(6)显示劳动力流动成本对知识密集型服务业集聚的回归系数显著为正,而高铁开通的回归系数显著为负且绝对值小于基准回归,说明高铁开通降低了劳动力流动成本,进而对知识密集型服务业集聚态势产生抑制作用。综上,劳动力流通成本在高铁开通抑制知识密集型服务业集聚态势过程中发挥了部分中介效应,具体表现为放大抑制的作用。研究结论与假说2相符。

七、结论与启示

本文基于 2003—2018 年我国 286 个地级及以上城市的面板数据 ,采用双重差分及中介效应模型 ,研究了城市间高铁开通对区域内知识密集型服务业集聚态势的影响 ,最终得出以下结论: (1) 城市间高铁开通显著影响了知识密集型服务业的集聚态势 推动了知识密集型服务业区域内的均衡布局; 动态效应检验结果显示 ,高铁开通后前五年对知识密集型服务业集聚态势总体呈负向作用 ,后期逐渐对知识密集型服务业集聚态势产生促进作用。(2) 引入异质性因素后 ,高铁开通对非省会城市、港口城市及大城市知识密集型服务业集聚态势呈现负向作用; 具体来看 ,高铁开通对中原、京津冀、长三角、长江中游城市群知识密集型服务业集聚态势的负向作用明显; 城市间开通高铁对低端知识密集型服务业区位影响以扩散效应为主 ,对中等集聚水平的知识密集型服务业的扩散效应最为强烈。(3) 机制检验发现 ,城市间高铁开通可通过 "资本转移"与 "劳动力流动成本降低"的中介路径抑制知识密集型服务业集聚态势 ,而 "知识流动"抵消了高铁开通对知识密集型服务业集聚态势的部分抑制作用。基于上述研究结论 ,本文得出以下政策启示:

第一 高铁开通打破了原有的交通运输、基础设施空间布局,带动了沿线生产要素、产业资源的优化重组 高铁沿线地区要充分利用高铁开通所带来的知识溢出、技术溢出效应,抓住机遇吸引知识密集型服务业在本地区的落地发展,实现高科技产业在全国的均衡布局。第二,高铁开通所引致的资源再配置对低端知识密集型服务业集聚态势的作用强烈,推动了低端知识密集型服务业空间上的扩散。我国广大中西部内陆地区区位条件相对较差,要紧紧依托高铁开通所带来的机会承接东部地区低端知识密集型服务业的转移,并在此基础上逐渐向产业链高端攀升。第三,研究表明省会城市及直辖市等区位条件优势地区可以抵消高铁开通对知识密集型服务业的扩散效应,这些城市应当充分利用自身优势资源,打造空间上高度集聚、上下游紧密协同、供应链集约高效的知识密集型服务业集聚高地,在地理空间上形成"以点带面"的产业发展格局,最终提升我国知识密集型服务业的整体发展水平。第四,基于高铁开通对知识密集型服务业集聚态势作用机制的检验结果,各地区要大力发展科教事业,提升本地知识存量,努力构建有利于人才流动的综合发展环境,降低人员流动成本,优化市场机制,吸引发达地区资本转移,打造知识密集型服务业往本地迁移的有效路径。

参考文献:

- [1] 张学良. 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 [J]. 中国社会科学,2012(3):60-77+206.
- [2]李红昌 ,Linda Tjia ,胡顺香. 中国高速铁路对沿线城市经济集聚与均等化的影响 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016(11):127-143.
- [3]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.
- [4] SCOTT A J. World development report 2009: reshaping economic geography [J]. World environment 2008 9(6): 1269 1277.
- [5] 刘芳. 高速铁路建设对知识密集型服务业发展的影响: 一个实证 [J]. 科技进步与对策 2018(3):132-139.
- [6]孙学涛 李岩,王振华. 高铁建设与城市经济发展: 产业异质性与空间溢出效应[J]. 山西财经大学学报 2020(2): 58-71
- [7] GRAHAM D J. Agglomeration productivity and transport investment [J]. Journal of transport economics and policy 2007, 41(3):317-343.

- [8] HIRAMATSU T. Job and population location choices and economic scale as effects of high speed rail: simulation analysis of Shinkansen in Kyushu Japan [J]. Research in transportation economics 2018 72:15 26.
- [9]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.
- [10] 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.
- [11]万思齐 杨励雅. 高铁建设对城市经济集聚的影响——基于地区和行业异质性角度[J]. 城市问题 2020(4):40 50.
- [12] 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.
- [13] MURAKAMI J ,CERVERO R. California high-speed rail and economic development: station-area market profiles and public policy responses [R]. Symposium in University of California ,Berkeley Faculty Club 2010.
- [14]宋文杰 朱青 朱月梅 等. 高铁对不同规模城市发展的影响[J]. 经济地理 2015(10):57-63.
- [15] 卢福财 ,詹先志. 高速铁路对沿线城市工业集聚的影响研究——基于中部城市面板数据的实证分析 [J]. 当代财 经 2017(11):88-99.
- [16]魏泊宁 杨栋旭 凋菲. 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] CHEN C L ,HALL P. The impacts of high-speed trains on British economic geography: a study of the UK's intercity 125/225 and its effects [J]. Journal of transport geography 2011, 19(4):689 704.
- [18]YIN M BERTOLINI L DUAN J. The effects of the high-speed railway on urban development: international experience and potential implications for China [J]. Progress in planning 2015 98(5):1-52.
- [19] 张明志 孙婷 姚鹏, 高铁开通对城市服务业集聚效率的影响 [J]. 软科学 2019(8):44-48.
- [20] 陈柯, 尹良富, 汪俊英, 等. 中国制造业产业集聚影响因素的实证研究[J]. 上海经济研究 2020(10):97-108.
- [21] 陈红霞. 北京市生产性服务业空间格局演变的影响因素分析[J]. 经济地理 2019(4):128-135.
- [22]张曼, 营利荣. 科技服务业集聚化发展关键影响因素识别——基于直觉模糊层次分析法 [J]. 科技管理研究, 2021(8):108-116.
- [23] 陈晓峰 涨二震. 中国海洋产业协同集聚的空间格局及其作用机制研究 [J]. 福建论坛(人文社会科学版) 2020 (10):132-143.
- [24] 郑长娟 郝新蓉 程少锋 等. 知识密集型服务业的空间关联性及其影响因素——以浙江省 69 个县市为例 [J]. 经济地理 2017(3):121-128+173.
- [25]吴昊. 高铁对经济社会发展拉动作用凸显[N]. 人民铁道 2010-07-31(A01).
- [26] MILES I ,KASTRINOS N ,BILDERBEEK R ,et al. Knowledge-intensive business services: users ,carriers and sources of innovation [R]. Brussels: European Commission ,1995.
- [27] HERTOG P D. Knowledge-intensive business services as co-producers of innovation [J]. International journal of innovation management 2000 4(4):491-528.
- [28]方远平 毕斗斗 陈宏洋 ,等. 知识密集型服务业集聚对城市群旅游创新影响的空间效应 [J]. 地理学报 2021 (6):1521-1536.
- [29] 方慧 赵胜立. "一带一路"倡议促进了中国产业结构升级吗? ——基于 285 个城市的双重差分检验 [J]. 产业经济研究 2021(1):29-42.
- [30]李建明,王丹丹,刘运材. 高速铁路网络建设推动中国城市产业结构升级了吗? [J]. 产业经济研究,2020 (3):30-42.
- [31]刘哲,刘传明.文明城市对产业结构升级的影响效应研究——来自文明城市评选的准自然实验[J].产业经济研究 2021(1):43-55+85.
- [32] 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.
- [33] 詹新宇 方福前. 劳动力成本上升与中国经济波动——基于动态新凯恩斯主义视角[J]. 金融研究 2014(4):1-16.

(责任编辑:雨 珊)

(下转第84页)

industrial robots by density. It examines the real impact of industrial robots on the skill premium for labor and separately investigates the productivity, job alternation, and inter-industry technology-spillover effects. Results suggest that the application of industrial robots increases the labor skill premium in China. This can be attributed to the fact that the application of industrial robots generally improves the productivity of skilled labor, displacing unskilled jobs, and creating skilled jobs. The skill-premium effect of the application of industrial robots is more significant in the capital-intensive, high nationalization degree and low labor protection degree industries. Meanwhile, the application of industrial robots will not only increase the labor skill premium of this industry, but also induce the skill premium of technology-related industry through the technology spillover effect. The stronger the technological correlation among industries, the greater the spillover effect.

Key words: industrial robots; skill premium; labor productivity; job alternation; technology spillover; industry heterogeneity

(上接第26页)

Does the opening of high-speed rail between cities affect the trend of industrial agglomeration?

The example of knowledge-intensive services

HUO Peng¹, WEI Jianfeng²

(1. School of Social Service and Development, Zhengzhou Normal University, Zhengzhou 450044, China;

2. Business School, Henan University, Kaifeng 475004, China)

Abstract: Based on panel data of prefecture-level cities in China from 2003 to 2018, this paper uses difference-in-differences model and mediating effect model to reveal the impact of inter-city high-speed rail on the agglomeration trend in knowledge-intensive services. The results show that the opening of inter-city high-speed railways significantly affects this trend and promotes the balanced distribution of knowledge-intensive services. The dynamic effect results show the correlation between high-speed-rail operation and knowledge-intensive service-industry agglomeration turns from negative to positive several years after the launch of the rail operation. The heterogeneity test shows that the opening of high-speed rail has a negative effect on the agglomeration of knowledge-intensive services in non-provincial, port and large cities, and has a significant inhibiting effect on the agglomeration of knowledge-intensive services in the central plains, Beijing-Tianjin-Hebei, Yangtze River Delta, and the middle reaches of the Yangtze River. The inter-city high-speed rail has a diffusion effect on low-end knowledge-intensive service industry agglomeration. The diffusion effect is the strongest for mid-level knowledge-intensive services and weak for high-or low-level knowledge-intensive services. Further mechanism testing shows that the "capital transfer effect" and "labor mobility cost reduction effect" are the mediating paths to restrain the agglomeration of knowledge-intensive services. The "knowledge flow effect" offsets part of high-speed rail's restraining effect on the agglomeration of knowledge-intensive services.

Key words: high-speed railway; knowledge-intensive services; agglomeration; difference-in-differences; the mediation effect