

高速铁路对沿线非中心城市服务业集聚影响研究

罗晶丹

(西北大学经济管理学院)

摘要:本文利用 2006-2016 年中国 255 个地级市数据和中国高铁网络数据,构建双重固定效应模型定量探究了高铁对非中心城市服务业集聚的影响及作用机制。结果显示:(1)高铁开通降低了非中心城市服务业集聚水平,效应值为 3.06%;本文基于“最小生成树”原理构造工具变量重新回归来缓解内生性问题,分别使用将样本时期扩大到 2003-2016 年、构造“伪高铁开通变量”两种方法进行稳健性检验,结果仍支持以上结论(2)在机制研究方面,本文引入人口迁入率作为劳动力流动代理变量进行中介效应检验,结果表明,高速铁路通过促进劳动力流出非中心城市,降低非中心城市服务业集聚水平;(3)分地区和分城市规模实证结果显示,高铁开通抑制了非中心城市中人口规模较大的地区以及东中部城市的服务业集聚水平。

关键词: 高速铁路; 服务业集聚; 劳动力流动

一. 引言

近年来,我国高速铁路的发展十分迅速,据国家铁路局和中国铁路网数据显示,2018 年我国全年高速铁路旅客发送量超 20 亿人次,占全路的 60.4%,截至 2018 年底,我国高速铁路营业里程达 2.9 万公里,覆盖全国 180 个多个地级市。里程长、路网密集、运行速度快的高速铁路提高人口流动的数量和频率^[1],不仅直接带动了相关住宿餐饮业、文化娱乐业的发展,还通过促进劳动力集聚间接带动产业集聚,被寄予促进相关产业发展、构建现代综合交通运输体系的厚望。高铁开通降低要素流动的成本,引起了要素在空间层面的转移,进而强化或抑制了本地区产业集聚趋势^[2]。

当前我国服务业发展态势良好,对劳动力和资本等要素集聚能力强,长期来看是我国经济高质量增长的重要动力之一,党的十九大报告也强调要大力发展现代服务业。服务业具有很强的空间集聚效应,企业规模高度依赖于本地市场容

量，企业倾向于在本地集聚以共享市场资源、开发潜在市场需求，如餐饮和娱乐业集聚^[3]。高铁的开通打破了要素流动的空间阻力，在空间层面使资源得以在更大的市场范围中流动，在时间层面直接降低了要素运输的时间成本^[4]，对依赖本地资源、重视信息沟通及时性和交通运输便利性等因素的服务业企业有重要影响。

高速铁路建设是我国稳增长、改善民生、增加有效投资的重大举措之一，得到了许多学者的关注，主要集中在经济增长和空间结构两方面：一是研究高铁开通对经济增长的作用。大多数学者研究发现，高铁开通在一定程度提升了城市经济增长水平，且其对经济增长和就业的影响存在行业和地区的异质性，这种差异性影响拉大了高铁城市与非高铁城市、区域核心城市与边缘城市之间的差距^[5-6]。二是高铁建设对空间结构的重塑作用。部分学者从都市圈层面研究，发现高铁开通能够优化城市空间结构，重塑区域间生产和消费布局，“小时经济圈”、“高铁经济带”等的形成对企业的生产布局、居民出行等行为有极大影响^[7-8]。但现有的研究对高铁与服务业集聚的关注较少，多是关注高铁与服务业某一具体产业（如旅游业、房地产业）的关系，因此，本文重点关注高铁开通对城市服务业集聚的影响，并对其作用机制进行分析。

就研究样本而言，本文主要选取区域非中心城市进行研究。一方面，当前各大城市纷纷争夺高铁站点，以期将其作为当地服务业集聚区，产生聚焦和辐射作用，然而，我国高铁途经城市经济发展水平、产业结构、资源禀赋等条件差异较大，高铁开通带来的经济效应可能导致要素向中心城市集聚，反而不利于城市发展：部分中小城市盲目投入巨额资金建设高铁新城却难以实现经济效益；部分城市受大城市“虹吸效应”影响，高铁站十分萧条，成为“高铁过道”^[9]，促使现代服务业在中心城市极化发展^[10]，高铁开通对沿线不同城市影响差异巨大，探究高铁开通对非中心城市服务业集聚的影响对当前各城市理性评估高铁经济效应有一定参考。另一方面，相关部门在规划高铁线路时，往往也会首先考虑直辖市、省会城市等中心城市，选择非中心城市进行研究也能缓解高铁开通与服务业集聚之间反向因果的内生性问题。

国务院于 2019 年印发的《交通强国建设纲要》中提到要“建设现代化高质量综合立体交通网络，扩大优质增量供给”，合理规划我国未被高铁覆盖到的城市高铁、增加高速铁路优质供给就需要对高铁的经济效应进行进一步研究。高铁

开通对沿途不同城市产业集聚水平影响如何？影响机制是什么？快速发展的高速铁路是否会扩大中心与外围城市的发展差距？厘清这些问题不仅是对已有研究的延伸和丰富，还有助于评估高速铁路的经济效应，对沿线城市制定相关政策有一定参考意义。

本文将基于新经济地理学相关理论研究高速铁路对城市服务业产业集聚的影响，主要探究高铁对区域非中心城市服务业集聚水平的影响程度及其作用机制，并在异质性分析中讨论了高速铁路的集聚效应在地区和城市规模的异质性。在现有研究的基础上，本文将在以下三方面进行拓展：（1）从研究对象来看，现有文献多数关注高铁开通与经济增长、就业、工资的关系，对产业集聚问题研究较少，本文将针对服务业集聚问题进行研究，并选用区域非中心城市作为样本进行分析，以缓解反向因果带来的内生性问题；（2）参考张克中等人在研究高铁开通对经济增长的影响中工具变量的构造思路，本文构建了基于“最小生成树”法的工具变量，以减弱高铁开通城市的非随机性问题；（3）在机制分析部分，本文基于引入城市人口净增加率作为劳动力流动的替代变量，使用中介效应模型考察高铁开通作用于劳动力流动进而影响服务业集聚水平，区别于现有研究多是定性分析高铁影响区域经济的作用机制。

本文主要内容分为五部分：第二部分对高铁与服务业集聚相关文献进行梳理；第三部分分析高铁开通对服务业集聚的作用机制；第四部分进行高铁对服务业集聚影响的实证研究；第五部分为结论与相关政策建议。

二、文献综述

本文的研究和三类文献相关，第一类为交通基础设施与产业集聚相关研究；第二类为高速铁路与产业集聚相关研究；第三类为高铁开通影响经济集聚水平的机制相关研究。

2.1 交通基础设施与产业集聚

交通基础设施改善对区域经济活动的影响有直接和间接两种机制。直接效应即交通基础设施投资产生的产业关联效应较强，可以直接带动相关产业发展，提

高了所在地区的区位优势，为贴近消费市场，企业往往倾向于在交通设施相对便利的地方集聚。Gruber（2010）^[11]认为交通基础设施具有公共品的性质，周边地区可以免费享用城市交通带来的便利，相关生产要素倾向集聚于交通设施附近。此外，部分学者的实证研究也支持了这一结论：Holl（2004）^[12]基于西班牙1980-1994年城市道路数据进行了研究，证实了高速公路建设可以提高沿线城市的区位优势，促使相关企业向此集聚；Datta（2011）^[13]基于对印度高速公路提速的研究发现，企业的库存成本在公路改善的城市相对较低。

间接效应是指完善的交通网络体系有利于降低经济要素的流动成本和服务贸易的运输成本^{[14] [15]}，扩大劳动力流动范围和相关企业的市场范围，整合优化生产资源，提高劳动力参与率^[16]，从而产生正向或负向的空间溢出，影响区域的经济集聚状态。传统理论和部分实证研究都显示劳动力倾向于向商品多样化、高工资、就业机会丰富、人口规模大、公共服务好的中心地区集聚，交通的改善会强化中心城市的集聚能力，吸引要素流入^[17]。Chatman（2014）^[18]研究发现交通设施的改善可以促进人口大量积聚，从而形成集聚经济；张天华等（2017）等人研究发现，城市内交通基础设施的改善为要素流动创造条件，提高资源配置效率^[19]。

2.2 高速铁路与服务业集聚

对服务业而言，服务产品的生产和消费往往需要在同一地点进行，本地偏好性较高，难以实现存储和远距离传输产品^[3]，倾向于在本地集聚以共享市场资源、开发潜在需求，如餐饮业与娱乐业集群，同时良好的跨城市交通设施也是仓储、批发、交通运输等行业的基础^[20]。高铁的开通打破了要素流动的空间阻力，使得知识、信息等要素的交流合作更加频繁，从而内生于人力资本的隐性知识的流动强度将大幅提高^[21]，对重视集聚经济和劳动力供给的服务业有显著影响。

多数研究显示高铁开通加速了劳动力、资本等要素向中心城市的集聚，不利于周边中小城市发展。Vickerman（1997）和 Givoni（2006）^[22-23]基于日本、欧洲等地高铁开通前后的数据，研究发现高铁促进了中心城市的经济集聚，一定程度上抑制非中心城市的经济活动；Preston & Wall（2008）^[24]的研究还发现高铁

网络会产生“隧道效应”，使沿途非中心城市的生产要素流向中心城市。随着我国高速铁路网的加速完善，高速铁路对沿线城市服务业集聚促进作用明显^[4]，国内许多学者对此进行了研究，主要关注高铁开通对沿途城市产业分布的影响。部分学者认为，高铁开通会产生“虹吸效应”，降低了沿途非中心城市经济集聚水平（张克中等，2016；董艳梅等，2016）^[5-6]，并且与区域中心城市距离的越近，受到的“虹吸效应”越强，更容易落入到高铁城市的集聚阴影中（陈玉等，2017；黄春芳等，2019）^[25-26]。

高铁规划是由铁路设计院在综合考虑国家战略、城市规划、地形地质等因素得到的经济最优方案，沿途经过的城市经济实力、产业结构相差较大，高铁开通产生的“集聚效应”具有很大异质性。部分学者从全国层面进行研究，认为高速铁路强化了区域中心城市在全国城市网络中的地位，东中部城市是最大受益者^[6,27-28]，也有学者研究发现，随着高铁开通时间拉长，高铁对全国和东中部城市服务业影响呈现先促进集聚、后形成扩散的现象，东中部地区经济的不断发展会产生了拥挤效应，劳动力和资本可能回流到生活成本更低的西部地区^[27]。

2.3 高铁开通影响经济集聚水平的机制

我国高铁主要用于客运，学者们关于高铁对产业集聚的作用机制的研究主要从高铁与劳动力流动这一视角切入。赵丹等（2012）认为，高铁建设为中心站点城市引入了劳动力等资源；林晓言等^[29]（2015）对比了高铁开通前后城市的人才吸引力，结果显示高铁城市对人才的吸引力明显较高；张召华等（2019）^[30]研究发现，高铁建设优化了劳动力资源配置，促使高铁城市产业—就业结构的协调。还有学者对此进行了实证检验：卢福财（2017）等人^[31]利用中介效应法，检验了高铁开通是否通过促进工业劳动力流动来影响工业集聚；王巍等（2019）^[32]利用我国 251 个地级市的数据进行研究，结果显示高铁开通降低了非中心城市产业集聚水平，通过促进地区高技能劳动力流向区域中心城市以强化其产业集聚度。

目前关于高铁对服务业集聚影响的研究，多数学者认为高铁开通能提高沿途区域中心城市经济集聚水平，但对非中心城市影响结论有较大差异，高铁开通

究竟发挥集聚效应还是扩散效应还有待讨论；由于我国各城市高铁开通时间不一致，现有研究多数基于具体某条高铁线路或针对某一地区的而高铁网络展开研究，主要集中在长三角、京津冀两个区域^[4]，以全国各地级市作为研究样本的较少；机制分析中，当前关于高铁对产业集聚的研究多数从劳动力流动这一视角，仅在理论上进行了分析，认为高铁开通降低要素流动成本，优化区域资源配置，从而促进服务业集聚，运用数据进行经验估计的较少。

高铁的开通可能抑制周边城市经济活动的形式促进中心城市产业集聚，也可能高铁的网格属性推动了城市间协调发展，对此进行更深入的讨论对今后的高铁规划有一定参考价值。基于此，本文利用 2006-2016 年间全国 255 个地级市数据（去除直辖市、省会城市）检验高铁开通对区域非中心城市服务业集聚水平的影响，并使用中介效应法对相关作用机制进行了验证。

三、理论分析

我国高速铁路专用于客运，主要作用于劳动力的转移，在高铁开通后，城市内部劳动力可以自由选择流动方向，相对而言，区域中心城市对劳动力吸引能力更强，高铁的开通使得劳动力流向区域中心城市。根据新经济地理学理论，“中心”地区商品种类丰富、工资高、就业机会多，且拥有更好的基础教育和医疗等公共服务，劳动力能以最小成本找到和自己技能相匹配且劳动报酬较高的工作，高铁开通降低劳动力流动成本和信息搜寻成本，放大了“本地市场效应”和“价格指数效应”这两种集聚力^[33]；同时，劳动力在中心城市可以享受人力资本外部性，使得个人能从与他人的互动中获得收益^[34]，受中心城市集聚能力更强。吴康等（2013）^[35]研究发现，京津城际高铁运营后，劳动力的跨城流动在北京和天津之间不对称，其中，由天津向北京旅游、工作等出行比例相对较高。

服务业相对吸纳劳动力人数较多，劳动力数量的变动对其影响较大，高铁开通引致劳动力流向中心城市，提高其服务业集聚水平，同时也抑制了非中心城市服务业集聚发展。具体表现为：第一，中心劳动力流动会带来巨大的消费需求，吸引企业集聚。高铁开通使部分城市涌入了大量劳动力，这也意味着消费市场的转移，而服务业高度依赖于本地市场规模，企业倾向于集聚在市场需求大的地方以分得更大的蛋糕，最终提高本地产业集聚水平，此外，市场需求扩大会增加企

业销售额从而提高劳动者收入,又会进一步刺激消费,加强本地集聚能力。第二,高铁开通带来的劳动力流动背后是隐形知识的流动,内生于劳动力的人力资本的流动会产生知识溢出效应,这会强化当地产业集聚水平。人力资本的流动是区域间知识溢出的重要来源,但知识溢出需要不同通过直接或间接的方式进行沟通交流,高速铁路促进了人才在区域间的流动,进而促进了知识的传播扩散^[36]。相较于其他交通工具,高铁服务的对象主要是对时间敏感的中高端客户,其速度快和准点率高等优势更多满足的是时间价值高的劳动力^[33],这部分人群可能拥有更多的人力资本或更高的技术熟练程度,高铁开通有利于其携带的隐性知识的沟通与传播,同行业间频繁的交流或是包含不同文化、组织、学科思想的碰撞形成知识重组,可能带来知识和技术的创新,进而保持该地区的竞争优势,不断强化地区对劳动力吸引能力^[37-38],以提高当地产业集聚水平。如吴康等(2013)^[35]实地考察了京津城际高铁旅客的跨城流动特征,研究发现乘高铁出行的群体中近半出行目的是商务出行和日常工作,其中商务出行人士的主要特征是男性、较高职业、对出行时间敏感;《CTR媒介专项研究部与中国铁路总公司联合调研报告》结果显示,本科及以上学历人群在中国高铁受众人群中占比达58.7%,且乘客中以公务出差为目的的占比最高。

综上所述,本部分以新经济地理学理论为基础,结合我国高速铁路特征分析高铁开通对服务业集聚的影响机制。具体而言,高速铁路通过时空收敛效应促进了劳动力流动,出于对工资、就业机会等的追求,劳动力受区域中心城市的集聚力更大,会向中心城市集聚,进一步强化地区优势,增强对其他要素的吸引力,但会抑制非中心城市服务业集聚水平。

根据以上理论分析,本文提出以下假说:高铁开通会降低非中心城市服务业集聚水平,具体表现为:高铁开通使得非中心城市劳动力迁入率下降,使得劳动力流向其他城市,从而非中心城市服务业集聚水平降低。

四、模型与数据说明

4.1 模型设定与变量说明

4.1.1 模型设定

为考察高铁开通对城市服务业集聚的影响，本文采用双向固定效应模型，同时控制时间固定效应和城市的个体固定效应，建立计量模型如下：

$$LQ_{it} = \alpha_0 + \beta HSR_{it} + \theta X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 i 代表某个城市， t 代表年份， LQ_{it} 为城市 i 在 t 时期服务业集聚情况， HSR_{it} 为高铁虚拟变量， $HSR_{it}=1$ 代表城市 i 在 t 时期已经开通高铁，其他情况 $HSR_{it} = 0$ ， X_{it} 为其他控制变量， γ_i 为城市固定效应， μ_t 为时间固定效应。

本文主要选取的控制变量有经济发展水平 ($\ln pergdp_{it}$)、经济开放程度 ($\ln fdi_{it}$)、政府规模 ($\ln gov_{it}$)、城市规模 ($\ln pop_{it}$)、固定资产投资水平 ($\ln inv_{it}$)、地区人均工资 ($\ln wage_{it}$) 和人力资本水平 ($\ln stu_{it}$)。

4.1.2 变量说明

1. 服务业集聚指数 (LQ_{it})

本文采用各城市服务业区位熵表示集聚水平。该指标能够反映地区要素的空间分布情况，在实际研究中结果比较稳定，因此选用该指标比较合理，服务业集聚指数的计算公式如下：

$$LQ_{it} = \frac{q_{ij}/q_j}{q_i/q} \quad (5)$$

其中， q_{ij} 为城市 j 的 i 产业从业人员数， q_j 为城市 j 所有产业的从业人员数； q_i 为全国范围内 i 产业的从业人员数， q 为全国所有产业的从业人员数。

2. 核心变量

(1) 高铁变量 (HSR_{it})：高铁开通这一虚拟变量是本文的核心解释变量。其系数的符号和显著性可以表示高铁开通对服务业集聚的影响。

(2) 劳动力流动 ($migra_{it}$)：本文借鉴张克中等 (2016) [5] 的做法，采用人口迁入率来衡量地区劳动力流动情况，其中人口迁入率=人口增长率-人口自然增长率。

3. 其他控制变量

参考其他学者的研究，本文引入经济发展水平、经济开放程度、各地财政支出、固定资产投资水平和地区人均工资水平作为控制变量。具体变量描述如下：

(1) 经济发展水平 ($\ln\text{pergdp}_{it}$)：地区经济发展水平较高的地区往往拥有更完善的基础设施和公共服务，对劳动力吸引力较大，进而影响服务业集聚。

(2) 经济开放程度 ($\ln\text{fdi}_{it}$)：地区对外开放程度较高为服务业发展提供了先进的技术和管理理念，促进当地企业与外资企业相互交流，本文用外商直接投资金额表示经济开放程度。

(3) 政府规模 ($\ln\text{gov}_{it}$)：政府作为产业政策的制定者，对地区服务业发展有重要影响，政府支出的高低一定程度上决定了该城市的基础设施水平，从而吸引劳动力，间接影响服务业发展，本文用地区财政支出表示政府规模。

(4) 城市规模 ($\ln\text{pop}_{it}$)：城市规模的扩大一方面为服务业集聚提供巨大的消费市场，另一方面提供丰富的就业机会，吸引要素集聚，本文用地区人口表示城市规模。

(5) 固定资产投资水平 ($\ln\text{inv}_{it}$)：固定资产投资水平对当地企业规模有一定影响，企业规模的扩大有利于提高集聚程度。

(6) 地区人均工资 ($\ln\text{wage}_{it}$)：工资水平一方面影响企业的生产成本，另一方面又是劳动力流动的重要驱动力，对产业发展影响较大。

(7) 人力资本水平 ($\ln\text{stu}_{it}$)：高水平人才的集聚会产生知识溢出效应，促进创新，进而保持地区竞争优势，增强城市吸引力，进一步促使产业集聚，本文用高校在校学生数表示人力资本水平。

4.2 数据来源与描述性统计

本文选取的数据主要包括地级市层面数据和高铁数据两部分。

1. 城市数据：相关地级市的数据主要来自于 2003-2016 年《中国城市统计年鉴》，部分缺失数值由《中国区域统计年鉴》和《中国统计年鉴》补充。在数据处理时，本文以 2003 年为基期，根据各省份 CPI、固定资产投资折旧指数和历年中美汇率进行折算。此外，为缓解内生性影响，本文选择区域非中心城市进行研究（共 255 个地级市），剔除了中心城市（直辖市、省会城市）和部分 2012 年后新设立城市的样本。

2. 高铁数据：主要来自于中国铁路总公司网站和中国国家铁路管理局网站，从中搜集整理了高铁线路的途经城市和开通时间等信息。

表 4.1 主要变量描述性统计

| 变量名称 | 变量说明 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|--------|----------|--------|-------|--------|--------|
| LQ | 区位熵指数 | 1.029 | 0.266 | 0.191 | 1.887 |
| migra | 劳动力流动 | -0.054 | 0.135 | -1.115 | 5.939 |
| pergdp | 人均国民生产总值 | 0.676 | 0.873 | 0 | 9.903 |
| lngov | 政府规模 | 14.139 | 0.814 | 10.962 | 17.556 |
| lnpop | 城市规模 | 5.8 | 0.665 | 2.868 | 7.138 |
| lninv | 固定资产投资额 | 15.745 | 1.044 | 12.709 | 18.966 |
| lnwage | 平均工资 | 10.393 | 0.437 | 8.509 | 12.678 |
| lnfdi | 经济开放程度 | 11.517 | 1.676 | 4.666 | 15.968 |
| lnstu | 人力资本水平 | 10.095 | 1.083 | 5.442 | 12.739 |

表 4.1 为本文主要变量的描述性统计，本文样本共 2,805 个，被解释变量区位熵指数均值为 1.029，标准差为 0.266，整体上各区域中心城市服务业集聚水平比全国均值稍高，且各城市差距不大；核心解释变量劳动力流动（migra）的均值为-0.054，标准差为 0.135，说明各区域非中心城市整体呈现劳动力外流的情况；控制变量中经济开放程度（lnfdi）离散程度较大，说明各城市经济开放水平差异性较大。

五、实证结果及分析

5.1 基准回归结果

表 5.1 报告了基础回归结果，回归（1）（2）分别是加入了时间效应和固定效应前后的估计结果，回归（3）中加入了影响服务业集聚水平的其他控制变量，结果显示，在 1% 的显著性水平下，高铁开通显著降低了铁路沿线非中心城市的服务业集聚水平，该结论在添加控制变量前后都是显著的。对控制变量进行分析，人均国民生产总值（lnpergdp）、工资（lnwage）、人力资本水平（lnstu）的估计系数都显著为正，与理论预期一致；政府规模（lngov）项的估计系数显著为负，服务业中很多如金融业、地质勘查业等涉及国民经济命脉，国有化程度更高，更易受到政府管制，而政府的行政干预对服务业本身是一种替代，不利于服务业集聚^[39]；对外开放水平（lnfdi）项系数不显著，结合描述性统计结果，该变量标准

差较大，我国不同地区外商直接投资数量可能有较大差异，因此在回归中系数不显著。

表 5.1 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | LQ | LQ | LQ | LQ |
| hsr | -0.110*** (0.0120) | -0.0347*** (0.007) | -0.0306*** (0.0074) | -0.0295*** (0.0071) |
| migra | | | | 0.135*** (0.0364) |
| lnpergdp | | | 0.0406*** (0.0056) | 0.0191*** (0.00456) |
| lngov | | | -0.0375** (0.0156) | 0.0219* (0.012) |
| lnpop | | | -0.0148 (0.0485) | -0.137*** (0.0523) |
| lninv | | | -0.0196** (0.0088) | -0.0076 (0.0085) |
| lnwage | | | 0.0336* (0.0190) | 0.0038 (0.0126) |
| lnfdi | | | -0.0046 (0.0028) | -0.0044 (0.0028) |
| lnstu | | | 0.0211** (0.0088) | 0.0280*** (0.0087) |
| 常数项 | 1.053*** (0.0055) | 1.031*** (0.0061) | 1.301*** (0.393) | 1.363*** (0.385) |
| 观测值 | 2,805 | 2,805 | 2,510 | 2,510 |
| R ² | 0.029 | 0.016 | 0.050 | 0.034 |

注：括号内为回归系数的标准误差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.2 内生性处理

经济发展水平更高的地区往往更容易连接高速铁路^[40]，计划修建高铁的城市很可能本来就是服务业高度集聚城市，虽然本文以区域非中心城市为研究样本，去掉了直辖市、自治区、省会城市等样本以尽量减小高铁城市选址的非随机性问题，但仍不能完全避免反向因果问题；同时高铁开通的年份主要发生在金融危机前后几年，开通高铁城市若受金融危机冲击较大，可能会使服务业集聚程度受到影响^[5]，因此本文选用工具变量法进行研究，以缓解内生性。本文参考张克中（2016）等^[5]构建高铁工具变量的原理，使用“最小生成树”的方法将区域中心

城市用直线连接，利用“是否位于该直线”上作为判断开通高铁的工具变量。

具体构造思路如下：（1）选取在 2006-2016 年间已建成铁路经过的直辖市和省会城市作为中心点，在百度地图上将这些城市做标记并按“四纵四横”的高铁网络布局连接起来；（2）在百度地图上测量每个地级市与附近最近的直线的垂直距离，若该距离小于或等于 50 公里，则认为该城市处于高铁网络的范围内（即应该作为高铁开通城市）；（3）图上每条直线对应一条高铁线路，在铁路网可以查到高铁开通年份，将其记为该直线段对应的基准年份，对被高铁线覆盖的且年份大于基准年份的记 $ivHSR_{it}=1$ ，代表城市 i 在 t 时期已经开通高铁。

利用该方法构造出来的工具变量满足外生性和相关性前提。首先，就相关性而言，我国《铁路中长期规划》指出，高铁主要“连接主要城市群，形成以特大城市为中心覆盖全国，以省会城市为支点覆盖周边的高速铁路网”，可以看出某城市是否被纳入高铁线路规划中与该城市的地理位置（与区域中心城市间直线段的距离）紧密相关。其次，就外生性而言，城市所处地理位置相对固定，而我国高速铁路选线设计要充分考虑地形、城市规划、技术可行性等因素，是对经济效益、生产技术、区域发展等多个方面的综合考量，可以看出，工具变量属于外生因素。

表 5.2 为工具变量回归结果， $ivHSR$ 的系数在 1% 显著性水平上显著为正， HSR 的系数在 1% 显著性水平上显著为负，可以看出，高铁对非中心城市服务业集聚水平的影响系数显著为负，与基准回归结果一致；同时，第一阶段回归的 Kleibergen-Paap rk Wald F 值为 60.21，拒绝弱工具变量的假设。

表 5.2 工具变量法回归结果

| | (1) LQ | (2) IV first stage for HSR |
|--------|-----------------------|-------------------------------|
| HSR | -0.120*** (0.0459) | |
| ivHSR | | 0.197*** (0.0437) |
| pergdp | 0.0340*** (0.0093) | -0.0723*** (0.0271) |
| lngov | -0.0439** (0.0188) | -0.0739 (0.0558) |
| lnpop | 0.0199 (0.0675) | 0.333 (0.216) |

| | | |
|-----------------------------|----------------------|-----------------------|
| lninv | -0.0162* (0.0090) | 0.0250 (0.0362) |
| lnwage | 0.0437** (0.0220) | 0.127 (0.0867) |
| lnfdi | -0.0021 (0.0029) | 0.0265*** (0.0095) |
| Inteach | 0.0126 (0.0088) | 0.00218 (0.0269) |
| 常数项 | | -2.841 (1.729) |
| 观测值 | 2502 | 2505 |
| Kleibergen-Paap F statistic | | 60.21 |

注：括号内为回归系数的标准误差。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

5.3 稳健性检验

本文稳健性检验主要包括扩大样本容量和安慰剂检验两个方法。首先，本文将样本时期扩大到 2003-2016 年重新进行回归；其次，本文基于“反事实检验”的思想构造“伪高铁开通”变量进行回归。

1.扩大样本容量。我国从 2007 年开始有大批城市建立高铁站并开通高铁，考虑到政府往往提前对高铁线路进行规划再进行修建，高铁的经济效应可能在正式开工前就有所表现，本文将样本期间扩大到 2003-2016 年重新进行回归，结果显示高铁变量系数在 1% 显著性水平下仍显著为负，体现了基准回归的稳健性。

2.安慰剂检验。尽管在回归中本文控制了时间效应和个体效应，但仍有可能是开通高铁城市与未开通高铁城市间的一些不可观测效应导致了服务业集聚水平的差异，为进一步检验服务业集聚差异是否由高铁开通这一外生政策造成，本文采取反事实检验的方法，参考张克中（2016）^[5]等人的方法，选取 2016 年已经开通高铁的城市，以 2003-2016 年作为样本期，在各城市高铁开通年份以前选取虚拟时点，构造“伪高铁开通”的虚拟变量代替“高铁开通”项加入方程进行回归，若该项估计系数不显著，则说明本文实证部分得到的结果是由高铁开通的政策效应导致的。

具体地，本文分别将城市开通高铁的时间提前 4 年、5 年和 6 年后进行了与上文一致的回归。结果如下表，可以看出， hsr_4 、 hsr_5 、 hsr_6 项系数均不显著，说明正是高铁开通引起的服务业集聚程度的变化。

表 5.3 稳健性检验结果

| 变量 | (1) LQ | (2) LQ | (3) LQ | (4) LQ |
|----------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| hsr | -0.0436*** (0.0109) | | | |
| hsr_4 | | -0.0209 (0.0165) | | |
| hsr_5 | | | -0.0257 (0.0166) | |
| hsr_6 | | | | -0.0241 (0.0169) |
| 其他控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.949*** (0.0152) | 1.003*** (0.0235) | 1.008*** (0.0235) | 1.006*** (0.0237) |
| 观测值 | 2100 | 1000 | 1000 | 1000 |
| R ² | 0.131 | 0.007 | 0.008 | 0.007 |

注：括号内为回归系数的标准误差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.4 机制分析

基准回归结果显示，高铁开通抑制了非中心城市服务业集聚，那么，高铁开通对服务业集聚影响的作用机制是什么呢？正如上文的理论分析，高铁开通可能促使劳动力流向区域中心城市，从而降低本地区服务业集聚水平。为进一步识别该机制的存在性，本文运用中介效应检验法进行考察。已有研究中关于如何检验中介效应有许多方法，本文选用温忠麟（2004）提出的综合的中介效应检验法进行研究，该检验程序的第一类错误率和第二类错误率之和相比单一检验法较小，且既可做部分中介检验，又可做完全中介检验^[41]，具体检验方程及过程如下所示：

$$LQ_{it} = C + \alpha HSR_{it} + \theta X_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$migra_{it} = C + \beta HSR_{it} + \theta X_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$LQ_{it} = C + \alpha_1 HSR_{it} + \delta migra_{it} + \theta X_{it} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 $migra_{it}$ 表示城市*i*在*t*年的人口迁入率，即中介变量。

表 5.4 模型（2）结果显示，高铁开通对劳动力流动（ $migra$ ）的估计系数显著为负，说明高铁开通促进城市劳动力外流；模型（2）（3）结果显示，说明存在部分中介效应，中介效应占总效应的比例为 6.71%

表 5.4 中介机制检验结果

| | (1) | (2) | (3) |
|----------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|
| | LQ | migra | LQ |
| HSR | -0.0300*** (0.0074) | -0.0149** (0.0061) | -0.0295*** (0.00715) |
| migra | | | 0.135*** (0.0364) |
| pergdp | 0.0409*** (0.0056) | 0.0109*** (0.004) | 0.0191*** (0.00456) |
| lngov | -0.0369** (0.0156) | -0.0171 (0.0106) | 0.0219* (0.0122) |
| lnpop | -0.0099 (0.0485) | 0.983*** (0.0306) | -0.137*** (0.0523) |
| lninv | -0.0191** (0.0088) | -0.0071 (0.0075) | -0.00766 (0.00851) |
| lnwage | 0.0321* (0.0191) | 0.0115 (0.0112) | 0.00382 (0.0126) |
| lnfdi | -0.0044 (0.0028) | 0.0006 (0.0025) | -0.00449 (0.00284) |
| lnstu | 0.0128 (0.0079) | 0.0043 (0.0077) | 0.0280*** (0.00877) |
| 常数项 | 1.385*** (0.388) | -5.693*** (0.286) | 1.363*** (0.385) |
| 观测值 | 2,505 | 2,842 | 2,510 |
| R ² | 0.047 | 0.292 | 0.034 |

注：括号内为回归系数的标准误差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.5 异质性检验

首先考察高铁开通对不同规模城市服务业集聚的影响，回归结果如列（1）-（3）所示，其中，回归（1）（2）中 hsr 的估计系数显著为负，说明高铁开通对特大城市和大城市服务业集聚有显著负向影响，对中小城市影响不太显著。其原因可能是：第一，从地理位置来看，一方面，多数特大城市和大城市与区域中心城市距离较小，更易受到高铁“虹吸效应”的影响，使本地生产要素沿高铁线路流向区域中心城市，张克中（2016）等人的研究证实了这一点^[17]；另一方面，劳动力流向可能受工资水平、就业机会、公共服务、人力资本水平等因素影响^[17]，相较而言，区域中心城市预期收入高、就业技能匹配度高，个人容易获得更多的就业和学习机会，更容易成为劳动力流入地，因此，中心城市对要素的吸引能力

更强，高铁的开通可能使劳动力向中心城市集聚。第二，从区位优势来看，中小城市市场规模较小，此时可能制造业是城市化进程的重要动力，城市的服务功能随城市规模扩大而提高^[39]，高鸿鹰、武康平（2007）测算的我国城市集聚效应指数结果也显示对于 50-100 万人口规模的城市而言，资本积累对城市发展的贡献率更高^[42]。因此，中小城市自身服务业集聚度低，且相关产业从业人员相对较少，高铁开通对中小城市服务业集聚的影响不太明显。例如，对于金融业来说，其发展需要高素质的专业人才、庞大的资金流和完善健全的金融机构体系，中小城市的市场规模并不能很好地满足行业发展需求。

其次考察高铁开通对不同地区服务业集聚的影响，回归结果如列（4）-（6）所示，其中，回归（4）（5）中 hsr 的估计系数显著为负，说明高铁开通主要影响东部和中部城市的服务业集聚水平。对此可能的解释是：我国高铁网络覆盖的城市多数位于东中部地区（样本期间开通高铁的 176 个城市中东中部城市共 155 个），而东中部地区恰好有北京、上海等集聚能力非常强的特大城市，故高铁开通显著降低了东部和中部城市非中心城市的服务业集聚水平，相比之下，西部地区高铁网络尚不完善，已修建的高速铁路时间较短，且西部地区服务业发展水平相较而言不算发达，因此尚未表现出相关的经济效应。

表 5.4 异质性检验结果

| | 按城市人口规模分类比较 | | | 按城市地理位置分类比较 | | |
|--------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|----------------------|
| | 特大城市 (1) | 大城市 (2) | 中小城市 (3) | 东部 (4) | 中部 (5) | 西部 (6) |
| hsr | -0.0109** (0.0054) | -0.0552*** (0.0139) | 0.0284 (0.0368) | -0.0206* (0.0111) | -0.0409*** (0.0114) | -0.0206 (0.0208) |
| pergdp | 0.0173** (0.0079) | 0.0557*** (0.0077) | 0.0705*** (0.0232) | 0.0356*** (0.00724) | 0.0240** (0.0105) | 0.103*** (0.0160) |
| lngov | -0.0438*** (0.0164) | -0.0724*** (0.0279) | 0.0496 (0.0904) | -0.0950*** (0.0244) | -0.0332 (0.0281) | -0.0194 (0.0200) |
| lnwage | 0.0342 (0.0241) | -0.0191 (0.0319) | -0.321* (0.166) | 0.0849** (0.0344) | 0.0041 (0.0274) | 0.0367 (0.0358) |
| lminv | 0.0405*** (0.0124) | 0.00745 (0.0129) | 0.0407 (0.0504) | 0.0242 (0.0154) | 0.0266** (0.0126) | -0.0136 (0.0175) |
| lnfdi | -0.0020 (0.0039) | -0.0027 (0.0044) | -0.0235** (0.0099) | -0.00633 (0.0049) | 0.0146** (0.0060) | -0.0008 (0.0042) |
| 常数项 | 0.782* (0.413) | 2.482*** (0.784) | 2.047 (2.686) | 1.522** (0.664) | -0.220 (0.691) | 0.915* (0.537) |
| 观测值 | 1,603 | 881 | 86 | 1,189 | 968 | 416 |

| | | | | | | |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| R ² | 0.071 | 0.119 | 0.615 | 0.091 | 0.061 | 0.138 |
|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|

注：依据《关于调整城市规模划分标准的通知》，按常住人口规模可将城市划分为特大城市（人口大于 300 万）、大城市（人口 100-300 万之间）、中小城市（人口小于 100 万）。

括号内为回归系数的标准误差。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

6. 结论与政策建议

本文在已有研究的基础上，首先就高铁对服务业集聚的作用机制进行了分析，在此基础上构建双重固定效应模型，利用沿线城市 2006-2016 年的数据进行实证检验，并进一步探讨了高铁对不同城市规模 and 不同地区服务业集聚的影响，根据现有研究对此结果进行了讨论。主要有以下结论：（1）基准回归结果显示，开通高铁的非中心城市服务业集聚水平降低了约 3.06%，这一结果在添加控制变量前后、添加固定效应前后都是显著的；用扩大样本时期和安慰剂检验两种方法进行稳健性检验重新估计，构建“最小生成树”作为工具变量以缓解内生性问题，结果与基准回归结果一致。（2）中介效应检验程序结果表明，高速铁路促进劳动力流出非中心城市从而降低非中心城市服务业集聚水平。（3）异质性分析结果中，分城市规模回归结果显示，高铁开通显著影响了沿线特大城市、大城市服务业的集聚水平，但其影响作用对中小城市不太显著，从地理位置和产业发展水平角度进行分析，特大城市和大城市更易受到中心城市虹吸效应的影响；分地区回归结果显示：高铁的集聚效应在东中部城市表现明显，但在西部地区仍未体现，对此可能的解释是西部地区高铁修建较晚，当前高铁网络还不密集。

对此本文提出以下政策建议：（1）本研究发现，高铁开通会抑制沿线中小城市服务业程度，促进其生产要素流出，因此，在高铁修建方面，部分中小城市应该对高铁修建后可能带来的虹吸效应有一个合理预期；对已位于高铁线路上的非中心城市而言，首先，在目前我国超大城市严格管制外来人口、向外转移产业的背景下，地方政府应抓住机遇，承接来自大城市的人口、信息等资源，借助高铁这一城市纽带，增强与增长极之间的经济联系，以都市圈的模式共同发展，结合自身比较优势，准确定位发展自己的优势特色产业，与中心城市错位互补，提高本地产业集聚水平；其次，面对中心城市强大的集聚能力，地方政府应结合本地发展水平和产业优势，加大对高新技术等企业的扶持能力，同时制定相关优惠政

策以吸引高技能劳动力流入。(2) 合理规划高速铁路路网：高速铁路具有典型的网络经济效应，只有在形成区域高速铁路网络后，其对区域经济发展的效用才愈加明显，这就需要科学规划高铁网络，结合我国相关城市群规划，从加强城市间经济联系、加快区域经济一体等角度实现合理布局，落实《交通强国纲要》中要求的“扩大优质增量供给，强化西部地区补短板，推动中部地区大通道大枢纽建设，加速东部地区优化升级。”

参考文献

- [1]文婷,韩旭. 高铁对中国城市可达性和区域经济空间格局的影响[J].人文地理, 2017, 32(1): 99-108.
- [2]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(01):99-113.
- [3]李文秀,谭力文. 服务业集聚的二维评价模型及实证研究——以美国服务业为例[J].中国工业经济, 2008, No.241(4): 55-63.
- [4]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, 43(7): 119-132.
- [5]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, No.664(6): 62-73.
- [6]董艳梅,朱英明.高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J].中国工业经济,2016(10):92-108.
- [7]侯雪,刘苏,张文新,胡志丁.高铁影响下的京津城际出行行为研究[J].经济地理,2011,31(09):1573-1579.
- [8]汪德根,牛玉,陈田,陆林,唐承财.高铁驱动下大尺度区域都市圈旅游空间结构优化——以京沪高铁为例[J].资源科学,2015,37(03):581-592.
- [9]王缉宪.高速铁路影响城市与区域发展的机理[J].国际城市规划, 2011, 26(6): 1-5.
- [10]宋文杰,朱青,朱月梅,孔翠翠,史煜瑾,顾永涛.高铁对不同规模城市发展的影响[J].经济地理,2015,35(10):57-63.
- [11] Taxation, infrastructure and endogenous trade costs in new economic geography*[J] . Stefan Gruber, Luigi Marattin. Papers in Regional Science . 2010 (1)
- [12] Adelheid Holl, Manufacturing location and impacts of road transport infrastructure: empirical evidence from Spain, Regional Science and Urban Economics, Volume 34, Issue 3,2004,Pages 341-363
- [13] Datta, S., 2012, "The Impact of Improved Highways on Indian Firms", Journal of Development Economics, 99(1):46-57
- [14]高翔,龙小宁,杨广亮.交通基础设施与服务业发展——来自县级高速公路和第二次经济普查企业数据的证据[J].管理世界,2015(08):81-96.
- [15]王雨飞,倪鹏飞.高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化[J].中国工业经济, 2016, No.335(2): 21-36.
- [16]邓明.中国城市交通基础设施与就业密度的关系——内生关系与空间溢出效应[J].经济管理, 2014, 36(1): 163-174.
- [17]夏怡然,陆铭.城市间的孟母三迁——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J].管理世界, 2015, No.265(10): 78-90.
- [18] Chatman D.G. Noland R.B. Transit Service, Physical Agglomeration and Productivity in US Metropolitan Areas [J] .Urban Studies, 2014, 51(5) : 917-937 [19]张天华,董志强,许华杰.大城市的企业资源配置效率更高吗——基于中国制造业企业的实证研究[J].产业经济研究, 2017, No.89(4): 41-55.
- [20]张彬斌,陆万军.公路交通性能与服务业发展机会——基于国道主干线贯通中国西部的研究[J].财贸经济, 2016, No.414(5): 131-145.
- [21]林晓言,罗燊.知识流空间与高速铁路[J].吉首大学学报(社会科学版), 2017, 38(3): 51-58.

- [22] High-speed rail transit impact on regional systems: does the Shinkansen contribute to dispersion.[J] . Komei Sasaki, Tadahiro Ohashi,Asao Ando. The Annals of Regional Science . 1997 (1)
- [23] Development and Impact of the Modern High-speed Train: A Review. Moshe Givoni. Transportation Research Part E Logistics and Transportation Review . 2006
- [24] High-speed rail in Europe: experience and issues for future development[J] . Roger Vickerman. The Annals of Regional Science . 1997 (1).
- [25]黄春芳,韩清.高铁线路对城市经济活动存在“集聚阴影”吗?——来自京沪高铁周边城市夜间灯光的证据[J].上海经济研究,2019(11):46-58
- [26]陈玉,孙斌栋.京津冀存在集聚阴影吗——大城市的区域经济影响[J].地理研究, 2017, 36(10): 1936-1946.
- [27]李红昌,Tjia Linda,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, 33(11): 127-143.
- [28]王姣娥,焦敬娟,金凤君.高速铁路对中国城市空间相互作用强度的影响[J].地理学报, 2014, 69(12): 1833-1846.
- [29]林晓言,石中和,罗粦,吴笛,史慕天.高速铁路对城市人才吸引力的影响分析[J].北京交通大学学报(社会科学版),2015,14(03):7-16.
- [30]张召华,王昕.高铁建设对劳动力资源配置效果检验——来自产业、就业结构偏差的解释[J].软科学, 2019, 33(4): 44-47, 61.
- [31]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.
- [32]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,2019,41(12):38-48.
- [33]秦放鸣,张宇,刘泽楠.高铁开通推动地区人力资本提升了吗——基于双重差分模型的实证检验[J].上海经济研究, 2019, No.374(11): 70-83.
- [34]夏怡然,陆铭.跨越世纪的城市人力资本足迹——历史遗产、政策冲击和劳动力流动[J].经济研究, 2019, 54(1): 132-149.
- [35]吴康,方创琳,赵渺希,陈晨.京津城际高速铁路影响下的跨城流动空间特征[J].地理学报,2013,68(02):159-174.
- [36]王公博,关成华.知识溢出——一个文献综述[J].中国科技论坛, 2019, No.283(11): 67-75.
- [37]郭进,白俊红.高速铁路建设如何带动企业的创新发展——基于 Face-to-Face 理论的实证检验[J].经济理论与经济管理,2019(05):60-74.
- [38]胡霞.产业特性与中国城市服务业集聚程度实证分析[J].财贸研究, 2009, 20(2): 58-64.
- [39]陈建军,陈国亮,黄洁.新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国 222 个城市的经验证据[J].管理世界,2009(04):83-95.
- [40]戴学珍,徐敏,李杰.京沪高速铁路对沿线城市效率和空间公平的影响[J].经济地理, 2016, 36(3): 72-77, 108.
- [41]温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(05):614-620.
- [42]高鸿鹰,武康平.集聚效应——集聚效率与城市规模分布变化[J].统计研究, 2007, No.185(3): 43-47.