

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

马红梅^{1 2} 郝美竹¹

(1. 贵州大学 经济学院, 贵州 贵阳 550025;

2. 贵州大学 马克思主义经济学发展与应用研究中心, 贵州 贵阳 550025)

摘要: 在新经济地理学的理论分析框架下, 基于集聚租金的视角重新探讨了高铁建设对生产性服务业集聚的影响及内在机制。首先, 将中国高铁开通视为准自然实验, 利用 285 个地级市 2007—2016 年数据进行实证检验, 结果表明高铁的开通积极地促进了生产性服务业集聚。借助构建最小生成树作为工具变量排除了潜在内生性问题后, 该结论依然成立。其次, 引入交通可达度、市场准入以及市场一体化指标作为集聚租金的替代变量, 发现高铁开通直接提高城市交通便利度, 继而提高市场准入, 推动区域一体化发展, 最终增加了集聚租金, 促进了生产性服务业在高铁沿线城市的集聚。最后, 高铁开通对于高端生产性服务业集聚有着极大的助推效果, 而对于原本就具备趋近完善的交通基础设施的特大城市和沿海城市来说, 交通可达度所带来的集聚效果一般。此外, 当高铁站与城市中心之间的距离超过 30 公里时, 高铁对生产性服务业集聚的正向影响消失。

关键词: 高铁; 集聚租金; 生产性服务业集聚; 双重差分模型; 最小生成树

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)01-0099-15

一、问题的提出

随着全球交通基础设施建设的技术能力和创新能力不断增强, 世界各国高速铁路建设进入了一个飞速发展的阶段^[1]。近年来, 中国高铁建设进程也明显加快。2008 年, 京津城际高铁开通, 这是中国开通的第一条高速铁路。2013 年, 中国成为世界上拥有高速铁路里程最长、计划和在建高铁规模最大的国家。截至 2016 年, 中国“八横八纵”的高铁网络格局已基本形成。根据中国铁路总公司公布的数据, 截至 2017 年底, 中国铁路网络营业总里程突破 12 万公里, 其中高铁营运里程突破 2.5 万公里, 中国高铁营运里程约占世界高铁营运里程总量的 66.3%, 遥遥领先其他国家。预计到 2020 年, 中国将基本建成重要城市群城际铁路网, 高速铁路营业里程将达到 3 万公里, 覆盖 80% 以上的大城市^①。中国高铁的快速发展不仅在很大程度上完善了本国的交通基础设施, 而且对本国制造业, 尤其是对生产性服务业的空间布局产生了重要影响。

以高铁为代表的交通基础设施建设促进经济增长的一个重要表现是改变了产业的空间分布状

收稿日期: 2019-10-25; 修回日期: 2019-12-20

作者简介: 马红梅(1974—), 女, 贵州贵阳人, 管理学博士, 贵州大学经济学院、中喀研究院教授, 马克思主义经济学发展与应用研究中心主任, 研究方向为区域经济和劳动经济; 郝美竹(1994—), 女, 内蒙古呼和浩特人, 贵州大学经济学院硕士研究生, 研究方向为区域经济和劳动经济。

基金项目: 国家自然科学基金项目(71663012); 贵州省教育厅高校人文社科基地项目(2019jld002); 贵州省教育厅高校人文社会科学青年项目(2019dxs017)

态。这种影响被新经济地理学定义为“分布效应”^[1-2]。新经济地理学认为交通基础设施对产业空间分布的影响取决于三种效应,即本地市场效应、生活成本效应以及市场竞争效应。在不完全竞争框架下,具有规模报酬递增性质的产业受到本地市场效应和生活成本效应的拉力作用,交通基础设施改善带来的运输成本降低会以循环累积的方式强化该产业在本地的集聚趋势,最终形成核心-边缘式的空间结构。而在此过程中,规模报酬递增产业还受到市场竞争效应的推力作用,愈加完善的交通基础设施又将导致技术、知识、资金、劳动力流向边缘区的成本不断降低,从而弱化了该产业的集聚趋势。

综上所述,结合现阶段中国高速铁路大规模的投资、建设和运营极大地完善了国内交通网络这一基本事实,本文将高铁开通视为一件大事,并将其视为一项准自然实验,探究高铁开通对生产性服务业集聚的影响效果。在此基础上,本文基于集聚租金的视角进一步考察集聚租金与生产性服务业集聚之间的非线性关系,并对行业、地区和高铁选址的异质性进行拓展分析。与已有研究相比,本研究可能的边际贡献主要有三点:其一,本文在新经济地理学框架下探究高铁建设对生产性服务业集聚的影响机制,以期重新解释现阶段中国的产业集聚和转移现象;其二,借鉴 Faber^[3]在研究高速公路对产业集聚的影响中工具变量的选用逻辑,本文为高铁构建了基于地理信息的最小生成树(Least Cost Path Spanning Tree Networks)工具变量,以减少高铁建设过程中的非随机性问题;其三,引入集聚租金视角,本文将交通可达度、市场准入以及市场一体化指标作为集聚租金的替代变量,利用门槛模型考察高铁建设引致的集聚租金变化与生产性服务业集聚之间的非线性特征。

二、高铁建设与生产性服务业集聚的理论分析

新经济地理学认为运输成本是影响产业在空间上集聚的关键因素之一^[4-7]。本文将基于新经济地理学的理论分析框架,结合中国高速铁路加快发展的事实,探究高铁建设对生产性服务业集聚的影响机理,并尝试从集聚租金的角度重新解释在高质量发展阶段中国出现的产业集聚和转移现象。

(一) 理论模型构建与均衡条件分析

生产性服务业兼具制造业和服务业的双重特性^②。本文借鉴新经济地理学关于运输成本的内涵,将生产性服务业提供服务或信息的交易成本概括为影响服务贸易的全部因素的总和。新经济地理学中的运输成本采用了萨缪尔森的“冰山”成本技术,即物品在运输过程中会产生一定程度的损耗。因此,本文借鉴一些学者的做法^[8-9],将生产性服务业在两城市间的交易成本定义为: $\tau_{ij} = e^{KD_{ij}/R_{ij}T}$ 。其中, K 表示传递信息或提供服务的复杂程度, D_{ij} 表示任意两城市间的空间距离, R_{ij} 表示两城市间的高铁网络密集度, T 表示本地交通基础设施的完善程度。进一步地,在新经济地理学框架下,关于交易成本对产业空间集聚的影响研究主要是通过分析贸易自由度而展开的。因此,本文又将交易成本转化为贸易自由度,具体公式为: $\phi_{ij} = \tau_{ij}^{1-\sigma}$ 。

接下来,本文借鉴本地溢出模型(LS模型)的基本思路,通过严密的数理模型推导^③得到均衡解。当生产性服务业的空间分布同时满足长期均衡条件和区域均衡条件时,模型存在三个内部均衡解,即:

$$S_K^i = S_E^i = \frac{1}{2}; S_K^i = \frac{1}{2} \pm \frac{1}{2} \sqrt{\frac{(1+\eta)(1+\eta-2T)}{(1-\eta)(1-\eta-2T)}} \quad (1)$$

其中, $T = \frac{2\rho\phi(1-\eta\phi)}{L_i[-2\phi+\eta(1+\phi^2)]}$, S_K^i 表示 i 城市的企业份额, S_E^i 表示 i 城市的支出份额。已知 $S_K^i \in [0, 1]$, 则上述三个内部均衡解均成立的必要条件为: $\phi_B < \phi < \phi_S$ 。换言之,贸易自由度 ϕ 应处于对称均衡的突破点 ϕ_B 和持续点 ϕ_S 这两个取值范围内^④, 此时生产性服务业在两城市间的空间布局是稳定的。

从上述分析中可以看到,生产性服务业空间布局的稳定状态与贸易自由度 ϕ 有关,即贸易自由度越大,生产性服务业越倾向于集聚。具体来说,当 ϕ 低于 ϕ_B 值时,生产性服务业在两地是对称分布的,且对称结构处于长期稳定状态;当 ϕ 高于 ϕ_S 值时,生产性服务业在某一地区集聚,此时核心-边缘结构处于长期均衡状态;当 ϕ 处于 ϕ_B 和 ϕ_S 之间时,生产性服务业的对称结构与核心-边缘结构都是局部稳定的。也就是说,任何一个偶然的外部冲击将会导致生产性服务业的空间布局发生变化,或进一步集聚,或开始分散。进一步地,根据已知条件 $\phi_{ij} = \tau_{ij}^{1-\sigma}$,求一阶导数可得 $\partial\phi/\partial\tau = (1-\sigma)\tau^{-\sigma} > 0$ (其中 $\sigma > 1$)。这说明交易成本降低将导致贸易自由度提高,因此,交易成本降低将促进生产性服务业集聚。

(二) 高铁建设对生产性服务业集聚的影响机制

上述理论分析表明高铁建设所带来的交易成本降低将促进高铁沿线城市的生产性服务业在空间上集聚与演化,而在循环累积因果机制的作用下,区位的集聚优势和经济发展优势将不断凸显,导致高铁沿线城市的集聚租金发生变化,带动劳动力、技术、知识等生产要素在城市之间流动,从而形成并强化生产性服务业的集聚趋势^[1]。

首先,高铁建设会产生投资关联效应。高铁建设本身作为一种需要大规模投资的基建项目,在建设过程中会增加对周边产品及相关服务的需求,也会吸引与之配套、关联的生产性服务业在本地集聚^[10-11]。其次,高铁建设会产生成本节约效应,提高城市间的交通可达度。高铁建设形成网络化、高密度的交通空间布局结构,一方面直接提高了各城市间的交通便利性,降低了城市间商品与要素流通的运输成本和时间成本^[12-13],另一方面增强了人口流动性,从而使具有专业技术能力的高素质人才集聚于经济发展水平较高的核心区,进一步强化了生产性服务业的集聚趋势。最后,高铁建设的网络化发展在一定程度上打破了城市间、区域间的市场分割和行政壁垒,将不同城市、城市群的经济活动连成一个整体。诸如高铁等大规模的跨区域交通基础设施能够将不同区域的市场连接起来,提高市场准入,达到区域一体化的效果,从而扩大企业的潜在市场规模。此外,高铁建设使得城市以及城市群的边界不断向外延伸,打破了信息技术、知识溢出、创新思想在各区域间传播的局限性,因此提高了生产性服务业在高铁沿线城市集聚的可能性^[14-15]。

为此,本文做出如下判断:第一,高铁开通有利于促进生产性服务业集聚;第二,通过影响交通可达度水平、市场准入、市场一体化程度等方面,高铁建设促使沿线城市的集聚租金增加,从而强化了生产性服务业的集聚趋势。

三、实证模型、变量选取与数据处理

(一) 实证模型构建

本文的第一个识别策略是在中国各城市之间考虑一个准自然实验,建设高铁的城市为实验组,没有建设高铁的城市为对照组。这项实验是一项外生政策,观察的城市样本是随机选择的。高铁建设的时间和地区不同,为双重差分(DID)分析提供了机会,本文DID模型构建如下:

$$LQ_{ijt} = \alpha_1 HSR_{it} + \alpha_2 CITY_{it} + \alpha_3 COMP_{jt} + f_j + f_i + f_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中 LQ_{ijt} 是 i 城市 j 行业在第 t 年生产性服务业集聚的测量值。 HSR_{it} 表示第 t 年 i 城市的高铁建设状态,即:如果 i 城市是建设高铁的城市,则 $HSR_{it} = 1$; 如果 i 城市是没有建设高铁的城市,则 $HSR_{it} = 0$ 。 $CITY_{it}$ 和 $COMP_{jt}$ 分别代表城市层面和行业层面的控制因素,包括城市经济发展水平、人力资本、公共服务水平、行业规模、行业创新水平和生产率水平。 f_j 是行业固定效应,捕捉 i 城市 j 行业的所有不随时间变化的特征,如地理特征、气候条件、自然禀赋等因素对行业的影响; f_i 是城市固定效应,控制不随时间变化的城市特征因素; f_t 是时间固定效应,用以控制时间维度的宏观经济冲击。 ε_{ijt} 则为误差项。

接下来本文考察高铁建设引致的集聚租金变化对生产性服务业集聚的影响,而集聚租金(AR)

分别以交通可达度(TA)、市场准入(MA)以及市场一体化指标(INT)作为代理变量,因此,可将模型设定为:

$$LQ_{ijt} = \beta_1 TA_{ijt} + \beta_2 CITY_{it} + \beta_3 COMP_{jt} + f_j + f_i + f_t + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$LQ_{ijt} = \beta_1 MA_{ijt} + \beta_2 CITY_{it} + \beta_3 COMP_{jt} + f_j + f_i + f_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$LQ_{ijt} = \beta_1 INT_{ijt} + \beta_2 CITY_{it} + \beta_3 COMP_{jt} + f_j + f_i + f_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中, TA_{ijt} 表示*i*城市*j*行业在第*t*年的交通可达度, MA_{ijt} 表示*i*城市*j*行业在第*t*年的市场准入, INT_{ijt} 表示*i*城市*j*行业在第*t*年的市场一体化程度。

接下来我们考察高铁引致的集聚租金变化与生产性服务业集聚之间的非线性特征,本文将采用 Hansen^[16]提出的阈值回归模型理论来实现研究目的。近年来,面板阈值模型被广泛使用^[17-19],与 Hajamini and Falahi^[20]构建的横截面和时间序列模型相比,阈值模型可以得出更让人满意的结果。本文基本模型构建如下:

$$y_{ijt} = \mu_{ij} + \lambda_1 x_{ijt} I(q_{ijt} \leq \gamma_1) + \lambda_2 x_{ijt} I(q_{ijt} > \gamma_2) + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

式中,*i*、*j*和*t*分别代表城市、行业和时间; y_{ijt} 和 x_{ijt} 分别表示被解释变量和解释变量; μ_{ij} 为个体效应; ε_{ijt} 为随机干扰项 $\varepsilon_{ijt} \sim iidN(0, \sigma^2)$; λ_1 和 λ_2 为回归系数; q_{ijt} 代表阈值变量,并且 $I(\cdot)$ 为示性函数,如果 $q_{ijt} \leq 0$,那么 $I=1$,否则 $I=0$ 。

城市是否建设高铁对该城市的生产性服务业集聚会产生不同的影响。为了探究高铁建设与生产性服务业集聚之间存在的关系,以及高铁建设影响生产性服务业空间集聚的阈值特性,本文构造了一个基于 Hansen 面板阈值模型的非线性面板数据模型。在该模型中,我们将交通可达度(TA)、市场准入(MA)以及市场一体化指标(INT)作为阈值变量,*i*、*j*和*t*分别代表城市、行业和时间,考察在不同的城市、行业和时间范围内高铁建设对生产性服务业集聚的影响,具体描述如式(7)至式(9)所示:

$$LQ_{ijt} = \mu_{ij} + \lambda_1 HSR_{ijt-1} I(TA_{ijt} \leq \gamma_1) + \lambda_2 HSR_{ijt-1} I(\gamma_1 < TA_{ijt} \leq \gamma_2) + \dots + \lambda_{n+1} HSR_{ijt-1} I(TA_{ijt} > \gamma_n) + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

$$LQ_{ijt} = \mu_{ij} + \lambda_1 HSR_{ijt-1} I(MA_{ijt} \leq \gamma_1) + \lambda_2 HSR_{ijt-1} I(\gamma_1 < MA_{ijt} \leq \gamma_2) + \dots + \lambda_{n+1} HSR_{ijt-1} I(MA_{ijt} > \gamma_n) + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

$$LQ_{ijt} = \mu_{ij} + \lambda_1 HSR_{ijt-1} I(INT_{ijt} \leq \gamma_1) + \lambda_2 HSR_{ijt-1} I(\gamma_1 < INT_{ijt} \leq \gamma_2) + \dots + \lambda_{n+1} HSR_{ijt-1} I(INT_{ijt} > \gamma_n) + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

(二) 变量选择

式(2)至式(9)中的变量可分为如下三类^⑤:

1. 被解释变量

本文的被解释变量为生产性服务业集聚(LQ)。参考顾乃华^[21]、刘奕^[22]等大多数学者的研究,本文用交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商务服务业,科学研究、技术服务和地质勘查业五大行业代表生产性服务业。现有文献中,区位熵被广泛应用于部门产业集聚和专业化程度的测算,具有计算简单、数据易获取等优点,其计算公式为 $LQ_{ij} = S_{ij}/X_i$,其中, S_{ij} 表示*i*城市*j*行业的总产值占全国*j*行业总产值的比重, X_i 表示*i*城市总产值占全国总产值的比重。当 LQ 系数值小于1时,意味着*i*城市*j*行业的专业化水平较低;当 LQ 系数值等于1时,意味着*i*城市*j*行业的专业化水平一般;当 LQ 系数值大于1时,意味着*i*城市*j*行业的专业化水平较高,产业集聚程度也较高,存在较大的产业集群可能性。

2. 关键解释变量

集聚租金是集聚效应的体现,是产业集聚产生的动因。集聚租金的主要形式有:地理租金、组织租金和产业租金^[23],所以,本文将集聚租金(AR)分别用交通可达度(TA)、市场准入(MA)以及市场

一体化指标 (INT) 来衡量。首先,交通可达度 (TA) 的测算借鉴李红昌等^[24]的研究方法: $TA = \frac{1}{2} \times (MD + BD)$, 其中 MD 表示交通密度指数,由公路密度、铁路密度及通航河流密度三个指标加权平均得到, BD 表示交通便捷程度指数,由离公路距离、离铁路距离、离城市中心距离、离机场距离和离码头距离五个指标加权平均得到。其次,市场准入 (MA) 的测算参考 Lin^[25]的方法: $MA_k = \sum_{j=1}^N \tau_{kj}^{-\theta} X_j T_j$, 其中 τ_{kj} 表示两城市之间的交通成本矩阵, X_j 表示城市 j 从其他城市获取劳动力的成本, T_j 表示城市 j 的生产技术参数。最后,市场一体化指标 (INT) 通过价格法衡量,商品价格指数越高,商品价格差异越大,市场分割程度也就越大^[26],所以本文用居民消费价格指数衡量市场一体化程度。

3. 控制变量

城市层面的控制变量: (1) 城市经济发展水平 (GDP)。本文用各区域统计年鉴中的 GDP 衡量城市经济发展水平。(2) 城市人力资本 (HC)。本文借鉴程广帅和胡锦涛^[27]的方法,用高等学校在校学生数占地区总人口的比重代表人力资本水平。(3) 城市公共服务水平 (GOV)。本文根据多数学者的做法^[28-29],将城市公共服务分为基础教育、医疗服务、城市交通、城市环境和城市文化五个方面,利用主成分分析法计算城市公共服务水平。

行业层面的控制变量: (1) 行业规模 ($SCALE$)。本文从职工人数、年末总资产、主营业务收入、产量四个方面综合衡量行业规模。(2) 行业创新水平 (RD)。本文通过企业研发投入数量来衡量行业创新水平。(3) 生产率水平 (TFP)。本文借鉴张璇等^[30]的方法,选择 OP 法计算 TFP 的值。

(三) 数据来源与样本选择

本文选择 285 个地级市 2007—2016 年的数据进行实证检验。在省际样本的选择上,由于西藏自治区的数据缺失较多,去除西藏的数据,本文最终选取了 285 个城市作为省际样本。此外,本文的数据来源渠道多样:中国高铁数据来源于《中国铁道年鉴》、中国铁路总公司网站,以及中华人民共和国国家铁路管理局等的文本信息资料;矢量数据来源于中国地理空间数据云—DEM 数字高程数据、中国行政区划矢量图,以及 2007—2016 年历年中国交通地图册;区域经济数据来源于《中国城市统计年鉴》和中国各区域的统计年鉴,包括经济发展水平、人口、不同部门的就业人数、工资水平、主营业务收入以及地方政府的财政收支等,部分年份的缺失值由《中国区域经济统计年鉴》进行补充,其中涉及工业产出、公路、铁路等内容。此外,企业研发投入数据来源于企业年度报表。本文数据处理借鉴张明志等^[31]的方法,利用 Arcgis 10.5 计算离城市中心最近的高铁站的距离,并基于地理信息计算最小生成树作为高铁的工具变量。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

考虑到本文所建立的模型是双重差分模型 (DID),对其进行系统评估最常用且最有效的方法是普通最小二乘法 (OLS)。本文模型充分使用了样本周期内所有城市的数据,并且通过采用普通最小二乘法得出相应的估算结果,如表 1 所示。第 (1) 列至第 (4) 列未加入控制变量,并依次加入时间固定效应、行业固定效应和城市固定效应。为了检验推导结果的一致性和合理性,第 (5) 列至第 (8) 列分别在第 (1) 列至第 (4) 列的基础上加入了控制变量城市经济发展水平 (GDP)、城市人力资本 (HC)、城市公共服务水平 (GOV)、行业规模 ($SCALE$)、行业创新水平 (RD)、生产率水平 (TFP)。

观察表 (1) 我们可以发现 HSR 是核心解释变量,其 OLS 估计量一直以来都处于相当重要的位置,且在 1% 的显著性水平下显著为正。结果表明, HSR 对 LQ 存在显著的积极影响,这意味着高铁对生产性服务业集聚具有积极的促进作用。这是因为高铁极大地提高了站点附近服务业的规模与集聚速度^[31]。据测算,高铁引致的空间效应每提高 1%,高铁沿线城市服务业就业密度约提高

0.3%~0.4%^[32]。对于控制变量来说,其系数与理论预期值是基本保持吻合的。而且在加入控制变量后,核心解释变量的回归结果未发生改变,比如在时间、行业和城市全部固定后,第(4)列 *HSR* 的系数为 0.122 5,第(8)列的 *HSR* 系数为 0.124 0,均在 1% 水平上显著,说明模型设定合理。在控制变量中,城市经济发展水平(*GDP*)、行业创新水平(*RD*)和生产率水平(*TFP*)的系数均显著为正,说明 *GDP*、*RD* 和 *TFP* 对 *LQ* 有积极的促进作用。城市是现代生产性服务业的空间载体,城市中完善的交通基础设施会带来人流、物流、资金流和信息流的汇聚,为生产性服务业的集聚提供了人力、资金、技术等要素支持,较高的城市经济发展水平、行业创新水平和生产率水平对生产性服务业的集聚具有支撑作用。

表 1 高铁影响生产性服务业集聚的基准回归结果

	未加入控制变量				加入控制变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>HSR</i>	0.030 2*** (3.44)	0.051 1*** (3.80)	0.154 2** (2.14)	0.122 5*** (3.53)	0.034 7*** (3.63)	0.058 6*** (3.49)	0.158 9*** (4.07)	0.124 0*** (3.99)
<i>GDP</i>					0.064 1*** (3.78)	0.062 6*** (4.24)	0.067 3*** (3.81)	0.111 7*** (4.36)
<i>HC</i>					0.012 0 (1.34)	0.031 7 (0.59)	0.034 9 (0.82)	0.091 2 (0.77)
<i>GOV</i>					0.019 4 (1.34)	0.023 1 (0.86)	0.025 7 (1.19)	0.072 0 (0.76)
<i>SCALE</i>					0.023 8 (1.33)	0.036 8 (1.19)	0.093 1 (1.25)	0.124 3 (1.44)
<i>RD</i>					0.002 2** (2.30)	0.004 1** (2.16)	0.034 8** (2.23)	0.070 1** (2.06)
<i>TFP</i>					0.090 3*** (3.01)	0.137 7*** (3.58)	0.164 2*** (3.25)	0.191 8*** (4.18)
时间固定效应	否	是	是	是	否	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是	否	否	是	是
城市固定效应	否	否	否	是	否	否	否	是
观测值	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850
R ²	0.240 2	0.419 1	0.626 2	0.773 3	0.327 4	0.474 3	0.735 2	0.780 5

注:括号里是稳健聚类的 *t* 值;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

(二) 内生性问题处理

考虑到测量误差或者遗漏变量可能会引致内生性问题,为保证本文检验结果的无偏性和有效性,本节借鉴 Redding and Turner^[33]的观点,采用工具变量法对本文关键解释变量的内生性问题进行控制。在工具变量的选择上,本文借鉴 Faber^[3]的做法,构建最小生成树作为工具变量处理内生性问题。生成树是在给定的一张无向图上,子图中任意两顶点相互连通形成的树结构,其中连接边权重之和最小的树结构即为最小生成树。本研究利用 Arcgis 10.5 计算离城市中心最近的高铁站的距离,基于地理信息计算最小生成树作为高铁的工具变量,识别高铁对生产性服务业企业集聚影响的因果关系,并使用 2SLS 估计原模型,具体结果见表 2。表 2 中的列(1)和列(2)是两阶段回归的估计结果,列(3)和列(4)是以工具变量为解释变量回归的估计结果,列(5)和列(6)是对工具变量进行一阶段回归的估计结果。从表 2 中可以看出,第一阶段, Kleibergen-Paap rk Wald F 值大于相关工具变量一阶段的经验值 10^[34],由此拒绝了弱工具变量的假设,表明本文设定的工具变量是可识别的。进一步地,本文所关注的关键解释变量的回归结果与表 1 估计结果基本一致,验证了高铁开通有助于生产性服务业企业集聚这一结论。控制变量系数与理论预期值是基本保持吻合的,回归结果也基本与表 1 结果保持一致,城市经济发展水平(*GDP*)、行业规模(*SCALE*)和生产率水平(*TFP*)的回归系数均显著为正。因此,足以证明上文的估计结果是稳健的,在统计上不存在内生性问题。

表2 工具变量法的回归结果

	两阶段回归		以工具变量为自变量		工具变量一阶段回归	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
HSR	0.635 8*** (3.96)	0.616 2*** (3.75)				
IV(最小生成树)			-0.075 8*** (-3.63)	-0.116 2*** (-3.87)	0.190 2*** (3.52)	0.327 5*** (3.30)
GDP		0.113 9*** (3.46)		0.097 3*** (3.91)		0.117 0*** (3.10)
HC		0.097 2 (1.30)		0.054 3 (1.22)		0.092 2 (0.88)
GOV		0.071 8 (0.95)		0.072 3 (1.32)		0.074 0 (1.18)
SCALE		0.124 3** (2.22)		0.114 6** (2.15)		0.128 5** (2.11)
RD		0.067 9 (1.36)		0.077 0 (1.04)		0.072 9 (1.41)
TFP		0.190 8*** (3.98)		0.194 0*** (3.86)		0.196 3*** (3.54)
观测值	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850
R ²			0.449 4	0.571 4	0.671 5	0.734 9
Kleibergen-Paap F statistic					18.536 4	18.941 0

注: 括号里是 t 值; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

(三) 稳健性检验

为考察基准回归结果的稳健性,保证评价方法和指标选择对评价结果保持较一致和稳定的解释,本文通过替换相关指标、安慰剂检验以及更换样本数据的方法进行重复实验,来观察实证结果是否随着模型设计的改变而发生变化,并通过进一步的稳健性检验,重新考察高铁建设与生产性服务业集聚之间的关系,以验证基准回归结果的稳健性。

估计结果如表3所示,列(1)和列(2)为将集聚度 LQ 替换为生产性服务业专业化集聚 S_i^6 的回

表3 稳健性检验结果

	集聚度指标替换		生产率替代指标		安慰剂检验		独立样本检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
HSR	0.046 3*** (4.01)	0.060 6*** (3.48)	0.044 3*** (3.37)	0.100 9*** (3.17)	0.042 1*** (3.38)	0.088 9*** (3.53)	0.052 8*** (3.72)	0.116 4*** (3.80)
GDP	0.024 5 (0.92)	0.017 4*** (3.92)	0.022 9 (1.30)	0.016 4 (0.64)	0.024 5 (1.48)	0.030 1 (1.25)	0.060 3 (0.89)	0.068 1 (1.08)
HC	0.011 8 (1.43)	0.057 4 (1.14)	0.014 2 (0.86)	0.010 5 (0.60)	0.017 4** (2.13)	0.048 0** (2.02)	0.078 3 (0.94)	0.072 2 (1.11)
GOV	0.061 0 (1.32)	0.072 1 (1.08)	0.069 0 (0.85)	0.067 3 (0.72)	0.068 6 (1.21)	0.050 3 (1.37)	0.010 9* (1.84)	0.015 1* (1.72)
SCALE	0.031 9 (1.22)	0.028 0 (0.93)	0.039 8 (0.80)	0.032 8 (1.47)	0.034 9 (0.88)	0.069 5 (1.29)	0.035 5 (1.44)	0.035 7 (1.50)
RD	0.057 8** (2.28)	0.073 3** (2.04)	0.051 9** (2.20)	0.058 1** (1.97)	0.057 3 (1.10)	0.078 3 (1.21)	0.036 2*** (3.37)	0.040 9*** (4.18)
TFP	0.099 4* (1.79)	0.120 5* (1.98)	0.098 4** (2.23)	0.138 9** (2.18)	0.094 1* (1.80)	0.085 6* (1.84)	0.049 9 (0.64)	0.067 3 (0.99)
时间固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
行业固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
城市固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
观测值	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850	2 850
R ²	0.557 8	0.780 9	0.535 9	0.708 8	0.627 9	0.725 2	0.505 8	0.771 8

注: 括号里是 t 值; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

归结果;列(3)和列(4)为参考张杰^[36]的做法,将生产率水平(*TFP*)替换为劳动生产率(*labor productivity*)的检验结果;列(5)和列(6)是使用“计划修建高铁指标”作安慰剂检验的回归结果;列(7)和列(8)是更换样本数据作独立样本检验的回归结果。

观察表3可以发现,对表中核心解释变量*HSR*使用不同方法估计的结果与表1基本一致,均显著为正,验证了高铁开通和生产性服务业集聚之间的正向关系。此外,模型中控制变量的回归结果与表1也基本一致,此处不再赘述。在上述四种处理方式下,无论是核心解释变量*HSR*,还是控制变量城市经济发展水平(*GDP*)、行业创新水平(*RD*)和生产率水平(*TFP*)等,估计结果与基准回归结果均基本一致,这表明了基准回归结果的稳健性。

五、机制研究

(一) 高铁开通与集聚租金变动

考虑到高铁开通会引起集聚租金变化,进而对生产性服务业集聚产生影响,本节分别以交通可达度、市场准入以及市场一体化指标作为集聚租金的代理变量,以此来探究高铁开通对生产性服务业集聚的影响路径。本文充分使用取样周期内的所有数据,并且通过采用普通最小二乘法得出相应的回归结果,如表4所示。

观察结果发现,交通可达度与生产性服务业集聚之间存在着正向关系,但是估计结果并不显著,说明高铁开通提高了交通可达度,但对生产性服务业集聚产生的积极影响有限。而市场准入和市场一体化的系数始终为正,并且对生产性服务业集聚的影响都在1%水平上显著,这表明在考察期内,高铁的开通提高了市场准入,推动了市场一体化

发展,引起集聚租金的增加,从而对生产性服务业集聚产生显著的积极影响。其原因可能在于,一些地区原有的交通状况良好,通过高铁开通提高交通可达度来促进生产性服务业集聚效果会不明显,而高铁开通引致的市场准入和市场一体化发展会产生“虹吸效应”,加速资本和劳动力等生产要素向生产性服务业集聚^[37]。对于控制变量来说,其系数与理论预期值是基本保持吻合的。例如,在模型的所有回归结果中,行业创新水平和生产率水平的系数预期都是积极的、显著的,这与研发创新以及技术进步能够促进生产性服务业企业集聚的事实是保持一致的。在改变集聚租金的代理变量后,其回归分析结果基本未发生改变,这就意味着该模型具备较强的稳健性。

(二) 非线性特征考察

为考察高铁开通引致的集聚租金变化与生产性服务业集聚之间的非线性特征,本节将交通可达度、市场准入和市场一体化指标作为门槛变量,来检验中国城市高铁建设与生产性服务业集聚之间是否存在门槛效应。具体而言,首先确定门槛值的数量,随后计算门槛值参数的置信区间和系数。对于每一个自检验,本文都将重复300次。表5和表6列出了门槛效应的检验结果。

表4 高铁开通对生产性服务业集聚的影响路径检验结果

	交通可达度		市场准入		市场一体化	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TA</i>	0.037 1 (1.25)	0.046 0 (0.62)				
<i>MA</i>			0.051 7*** (3.19)	0.089 9*** (3.73)		
<i>INT</i>					0.087 2*** (3.67)	0.122 5*** (3.91)
<i>GDP</i>		0.037 0 (0.60)		0.022 6 (1.47)		0.030 9 (0.83)
<i>HC</i>		0.056 5** (2.11)		0.051 9** (2.26)		0.050 7** (2.05)
<i>GOV</i>		-0.049 1 (-0.94)		-0.045 0 (-1.02)		-0.014 2 (-1.00)
<i>SCALE</i>		-0.024 3 (-1.31)		-0.025 3 (-1.45)		-0.013 2 (-1.363)
<i>RD</i>		0.071 0*** (3.55)		0.043 6*** (3.74)		0.074 4*** (3.65)
<i>TFP</i>		0.058 6*** (3.21)		0.052 8*** (3.45)		0.075 2*** (3.84)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770
<i>R</i> ²	0.429 4	0.579 8	0.456 3	0.533 8	0.576 7	0.544 0

注:括号里是稳健聚类的*t*值;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

如表 5 所示,以交通可达度为门槛变量时,F-统计的单一门槛值显著为正,并且 F-统计的双重门槛值呈现 5% 的显著性水平,但是 F-统计的三重门槛值并没有通过显著性检验。除此以外,在以市场准入和市场一体化为门槛变量的情况下,F-统计的单一门槛值和双重门槛值也均通过了显著性检验,而三重门槛值则没有。这说明以交通可达度、市场准入、市场一体化为门槛变量的模型不存在三重门槛。由以上门槛模型的显著性水平可以看出,交通可达度、市场准入和市场一体化对于高铁建设对生产性服务业集聚的影响效应都是较为敏感的。在不同的时期内,它们也经历了结构性突变。

表 6 为交通可达度、市场准入和市场一体化处于不同层次的情况下,相应的生产性服务业集聚的估计系数。表 6 第(1)列和第(2)列显示出,当交通可达度低于第一个门槛值(0.015 4)时,交通可达度的系数在生产性服务业集聚中表现出负相关和非显著性作用,这意味着此时交通可达度对生产性服务业集聚产生抑制作用。当交通可达度超过了第一个门槛值却低于第二个门槛值(0.016 6)时,相应的交通可达度对生产性服务业集聚所造成的影响没有改变。一旦交通可达度超过第二个门槛值,我们可以发现,交通可达度对生产性服务业集聚的影响会呈现高度显著性和正相关性,这意味着交通可达度的提升会推动生产性服务业集聚,并且随着交通可达度的提高,这种效应也会越来越明显。因此,交通可达度与生产性服务业集聚之间呈正 U 型关系。

表 6 第(3)列和第(4)列的结果表明,市场准入与生产性服务业集聚之间呈倒 U 型关系。当市场准入低于第一个门槛值(0.021 2)时,市场准入显著性水平为 10%,且系数为正。由此说明,随着市场准入的提高,其对生产性服务业集聚有正向的显著影响。如果市场准入处于第一个门槛值和第

表 5 门槛检验

	门槛个数	门槛检验	门槛值	95% 置信区间	Bootstrap 次数
交通可达度	单一门槛	5.625 7* (1.52)	0.015 4	[0.012 4 0.025 6]	300
	双重门槛	7.181 6** (2.00)	0.016 6	[0.010 1 0.020 6]	300
	三重门槛	1.300 6 (0.94)	0.020 8	[0.010 9 0.016 5]	300
市场准入	单一门槛	6.989 3** (2.13)	0.021 2	[0.017 3 0.037 4]	300
	双重门槛	3.410 0* (1.80)	0.021 3	[0.020 2 0.047 4]	300
	三重门槛	1.020 5 (1.22)	0.025 1	[0.017 0 0.042 3]	300
市场一体化	单一门槛	7.082 5** (2.05)	0.015 1	[0.012 5 0.024 0]	300
	双重门槛	10.795 4*** (4.84)	0.015 5	[0.010 0 0.025 7]	300
	三重门槛	0.000 0 (0.00)	0.030 9	[0.000 0 0.054 7]	300

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 6 门槛回归结果

	交通可达度		市场准入		市场一体化	
	随机效应 (1)	固定效应 (2)	随机效应 (3)	固定效应 (4)	随机效应 (5)	固定效应 (6)
TA_1	-0.024 2 (-1.14)	-0.021 2 (-1.46)				
TA_2	-0.011 6 (-0.92)	-0.010 1 (-0.88)				
TA_3	0.037 3*** (3.61)	0.045 3*** (3.95)				
MA_1			0.051 6* (1.69)	0.057 7* (1.83)		
MA_2			0.030 1*** (3.55)	0.034 9*** (3.62)		
MA_3			-0.001 4 (-1.50)	-0.001 0 (-1.17)		
INT_1					0.031 3** (2.17)	0.031 9** (1.99)
INT_2					0.020 0*** (3.59)	0.026 0*** (3.86)
INT_3					-0.002 1 (-1.06)	-0.000 1 (-1.36)
C	0.019 8** (2.18)	0.035 8** (1.99)	0.021 1** (2.01)	0.033 2** (2.29)	0.012 3** (2.14)	0.015 7** (2.23)
Controls	是	是	是	是	是	是
观测值	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770
R ²	0.544 0	0.736 0	0.554 8	0.608 2	0.516 8	0.767 5

注:括号里是稳健聚类的 t 值;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

二个门槛值(0.021 3)之间,市场准入仍然会表现出统计显著性,以及对生产性服务业集聚产生的正面效应。一旦市场准入超过第二个门槛值,市场准入的影响也会从显著变为不显著,且变为负相关关系。第(5)列和第(6)列展示出以市场一体化为门槛变量的回归结果,同样可以得出市场一体化与生产性服务业集聚之间呈倒U型关系的相关结论。

六、拓展分析

(一) 基于不同行业类别的分析

根据前文的分析,高铁主要通过降低通行时间以及提高业务流通效率而对企业集聚产生正向影响,但高铁建设对不同类型行业的影响程度有所差异。为考察行业异质性可能对本文结论造成的影响,本文借鉴金浩和刘肖^[38]的做法,根据研发强度、人均产值等指标将信息传输、计算机服务和软件业,金融业,科学研究、技术服务和地质勘探业划分为高端生产性服务业,并将交通运输、仓储和邮政业,租赁和商务服务业划分为低端生产性服务业,讨论在不同类型的生产性服务业中,高铁开通对企业集聚的影响路径,具体结果见表7。从不同类型行业的分组检验结果可以看出:在低端生产性服务业中,交通可达度、市场准入和市场一体化均为正且不显著,由此可以判断,在该类行业中高铁开通对企业集聚的影响效果不明显。原因可能在于,虽然高铁节省了通行时间,但由于其价格相对昂贵,主要影响的是技术型人才或中产阶级的流动,对于低端生产性服务业影响不大^[25]。在高端生产性服务业中,市场准入和市场一体化均显著为正,说明高铁开通有利于高端生产性服务业企业集聚。这是因为中国的高端生产性服务业处于稳步发展的阶段,很多企业需要大量具有高技术的专业人才,而时间的稀缺性促使高素质人才在出行的过程中往往会选择快速、省时和舒适的交通工具。

表7 行业异质性分析

	低端生产性服务业			高端生产性服务业		
	交通可达度 (1)	市场准入 (2)	市场一体化 (3)	交通可达度 (4)	市场准入 (5)	市场一体化 (6)
TA	0.065 3 (1.18)			0.033 6 (0.93)		
MA		0.024 1 (1.17)			0.079 9*** (3.55)	
INT			0.031 2 (0.67)			0.061 0*** (3.71)
GDP	-0.016 7 (-0.74)	-0.018 8 (-0.69)	-0.010 9 (-1.24)	-0.029 8 (-1.46)	-0.016 6 (-1.02)	-0.016 4 (-1.09)
HC	0.041 9*** (3.10)	0.032 2*** (3.86)	0.021 6*** (3.79)	0.174 9*** (3.30)	0.111 9*** (3.61)	0.128 9*** (3.22)
GOV	0.032 3 (1.23)	0.039 6 (1.49)	0.039 7 (1.33)	0.052 2 (1.10)	0.011 2 (0.96)	0.015 0 (0.55)
SCALE	0.035 1 (0.80)	0.026 0 (1.48)	0.037 7 (0.57)	0.022 7 (1.11)	0.010 4 (1.07)	0.016 8 (1.28)
RD	0.019 5 (0.89)	0.020 3 (0.90)	0.014 8 (0.83)	0.059 5** (2.22)	0.057 2** (2.15)	0.056 0** (2.05)
TFP	0.017 4 (0.66)	0.012 3 (0.83)	0.014 0 (1.38)	0.047 1* (1.77)	0.055 6* (1.88)	0.059 2* (1.72)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770
R ²	0.772 2	0.735 3	0.758 1	0.768 4	0.765 8	0.748 3

注: 括号里是稳健聚类的t值; *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

(二) 基于地区差异的分析

为了考察企业所在区域差异可能对本文结论造成的影响,本节将全样本划分为特大城市、中小城市、沿海城市及内陆城市四类,并采用 OLS 方法估计了高铁开通对不同地区企业集聚情况的影响,具体结果可见表 8。

从不同地区企业的分组检验结果可以看出:

首先,在控制了时间固定效应和行业固定效应后,中小城市和内陆城市的交通可达度、市场准入和市场一体化程度均显著为正,说明在中小城市和内陆城市开通高铁后,高铁对该类地区的生产性服务业企业集聚有明显的促进作用。原因可能在于高铁运输速度快、载客能力强,在中小型城市和内陆地区城市中,城市之间关联度高、劳动人口密集度大,高铁开通能显著提升人们的出行效率,从而促进生产性服务业企业集聚。进一步地,借鉴李红昌等^[24]的观点可知,高铁开通

引起交通可达度提高,而交通可达度提升可以通过时空压缩机制作用于时间、空间和人们的心理,进一步影响市场准入和市场一体化程度,从而引起集聚租金增加,而集聚租金的增加最终推动了城市生产性服务业空间集聚。

其次,特大城市和沿海城市的交通可达度系数并不显著,说明高铁开通对该类城市的交通状况影响较小,而市场准入和市场一体化程度均显著为正,该结果与已有文献的研究结论相符。一方面,高铁开通对大城市和沿海城市交通状况影响较小的主要原因可能是该类城市原本交通就很发达,所以,高铁开通通过提高交通可达度来促进生产性服务业集聚效果一般;另一方面,沿海城市港口众多,特大城市均设有机场,高铁开通后能与港口和机场直接建立联系,因此,企业信息交流效率将进一步提高,企业开展贸易活动的配套交通基础设施更为完备,市场准入和市场一体化程度得以提升,从而促进生产性服务业集聚^[39]。

(三) 基于高铁站选址不同的分析

前文的研究表明,高铁的运营能提升企业的运输效率,降低固定交易成本,从而有利于生产性服务业企业集聚。因此,高铁站在城市中建立的位置对生产性服务业集聚的情况也会产生影响。为了考察高铁站选址的差异可能对本文结论造成的影响,本节借鉴唐宜红等^[39]的做法,将高铁站选址情况分成三类:(1)与城市中心的直线距离处于 0~10km 的中心式;(2)与城市中心的直线距离为 10~30km 的边缘式;(3)与城市中心的直线距离为 30~50km 的郊区式。具体分析结果如表 9 所示。

表 8 地区异质性分析

	特大城市			中小城市		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TA	0.036 3 (1.29)			0.067 7** (2.18)		
MA		0.052 4*** (3.32)			0.040 2*** (3.72)	
INT			0.073 9*** (3.67)			0.046 3*** (3.95)
Controls	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	450	450	450	1 320	1 320	1 320
R ²	0.720 8	0.719 8	0.778 3	0.709 9	0.775 6	0.784 3
	沿海城市			内陆城市		
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
TA	0.054 1 (0.62)			0.042 2*** (3.34)		
MA		0.046 8*** (3.78)			0.043 1*** (3.89)	
INT			0.057 9*** (3.94)			0.048 6*** (3.67)
Controls	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	160	160	160	1 610	1 610	1 610
R ²	0.741 3	0.758 1	0.790 0	0.787 6	0.728 4	0.753 5

注:括号里是稳健聚类的 t 值;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

表9 高铁站选址异质性分析

	交通可达度			市场准入			市场一体化		
	中心式 (1)	边缘式 (2)	郊区式 (3)	中心式 (4)	边缘式 (5)	郊区式 (6)	中心式 (7)	边缘式 (8)	郊区式 (9)
TA	0.035 3** (2.10)	0.031 9* (1.90)	0.013 4 (0.90)						
MA				0.053 2*** (3.51)	0.031 2** (2.17)	0.016 0 (1.37)			
INT							0.115 4*** (3.51)	0.064 6* (1.70)	0.019 6 (1.47)
GDP	0.029 1 (1.04)	0.015 7*** (3.74)	0.015 6*** (3.98)	0.020 2 (1.04)	0.015 4*** (3.52)	0.014 9*** (3.65)	0.020 8 (1.34)	0.012 3*** (3.82)	0.019 4*** (4.28)
HC	0.066 0*** (3.91)	0.090 5*** (3.54)	0.097 9*** (3.16)	0.064 0*** (3.58)	0.076 9*** (3.42)	0.090 5*** (4.09)	0.067 7*** (3.98)	0.060 8*** (3.44)	0.093 0*** (4.11)
GOV	0.039 1 (1.46)	0.079 0 (0.95)	0.04*** (3.87)	0.030 2 (1.11)	0.078 8 (1.01)	0.047 8*** (3.27)	0.033 0 (0.82)	0.070 9 (1.27)	0.044 6*** (4.25)
SCALE	0.038 5 (0.76)	0.027 1 (0.71)	0.025 8 (1.16)	0.032 5 (1.20)	0.025 6 (0.80)	0.022 4 (0.94)	0.037 0 (1.21)	0.023 1 (1.42)	0.025 8 (0.97)
RD	0.019 7*** (3.88)	0.073 1 (1.19)	0.082 1 (1.08)	0.012 7*** (3.63)	0.070 0 (1.23)	0.082 5 (0.80)	0.019 4*** (3.35)	0.075 6 (1.49)	0.084 1 (1.13)
TFP	0.093 3** (2.17)	0.111 3 (1.49)	0.136 2 (0.54)	0.192 2** (2.09)	0.164 7 (1.31)	0.136 5 (0.61)	0.094 7** (2.18)	0.111 9 (1.43)	0.134 6 (1.07)
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770	1 770
R ²	0.777 8	0.743 9	0.739 0	0.780 5	0.745 4	0.758 0	0.773 4	0.721 9	0.736 4

注: 括号里是稳健聚类的 t 值; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

从分组检验结果可以看出,交通可达度、市场准入以及市场一体化三项的中心式和边缘式的回归系数均显著为正,而郊区式的回归系数均不显著,由此可以得到:当高铁站与城市中心之间的距离超过 30 公里,即当高铁站处于郊区范围时,高铁对企业集聚显著的正向影响消失,说明高铁建设影响交通可达度、市场准入和市场一体化的有效范围约是高铁站距离城市中心 30 公里以内的道路距离。对于控制变量而言,回归结果与现实基本一致,例如 GDP 的显著性随着高铁站与城市中心直线距离的增大而增强,说明在离高铁站较远的地区,经济发展水平显著促进生产性服务业集聚。

七、研究结论

在经济转型和产业升级的大背景下,中国经济增长势必更加注重经济增长的质量和效益^[40],而生产性服务业集聚被认为是助力经济增长的重要推动力。促进生产性服务业集聚以推动并支撑中国经济高质量增长,是关系到新时代培育中国经济新增长点和新动能、转变发展方式、优化经济结构的重大现实问题。而高铁的迅猛发展,极大地降低了知识和信息的传播成本,促进要素流动,极大地影响了生产性服务业的集聚租金,因此,探究高铁建设对生产性服务业集聚的影响具有重要的理论价值和现实意义。所以,本研究视中国高铁为准自然实验,探讨高铁建设对生产性服务业集聚的影响及内在机制。

本文的主要研究结论为:第一,开通高铁能够积极地促进生产性服务业集聚,并且替换生产性服务业集聚度测算方式、使用“计划修建高铁指标”作安慰剂检验、替代生产率测算方式以及独立

样本检验四种稳健性检验结果均显示基准结果稳健。第二,本文借鉴 Faber^[3]的做法,构建最小生成树作为工具变量处理内生性问题,识别高铁建设对生产性服务业集聚影响的因果关系,回归结果与基准结果没有实质上的差别,排除了潜在的内生性问题。第三,引入交通可达度、市场准入以及市场一体化指标作为集聚租金的替代变量,结果发现高铁开通对生产性服务业集聚的影响存在一个逐步深入的过程。具体来说,高铁开通直接提高城市交通便利度,继而提高市场准入,推动区域一体化发展,最终不同程度地增加了集聚租金,促进生产性服务业集聚。第四,本文的异质性分析结果显示,高铁开通对低端生产性服务业集聚的效果一般,但是对于具有高技术、高知识属性的高端生产性服务业集聚却有着极大的助推效果。对于中小规模城市和内陆城市来说,高铁引致的交通可达性、市场准入以及市场一体化程度的提高均能显著促进生产性服务业集聚,但是对于原本就具备趋近完善的交通基础设施的特大城市和沿海城市来说,交通可达度所带来的集聚效果并不显著。最后,高铁的选址检验结果表明,当高铁站与城市中心之间的距离超过 30 公里,即当高铁站处于郊区范围时,高铁对生产性服务业集聚的正向影响消失。

注释:

- ①资料来源《中国交通运输发展》白皮书(2016年12月)。
- ②概括来说,生产性服务业在生产和消费上具有时空不可分性,以及人才、知识、技术、信息密集性等特点,因此,中国高铁的快速发展必然会对沿线城市生产性服务业在空间上的集聚与演化带来深刻的影响。
- ③考虑到本文讨论的重点及篇幅的限制,这里未列出模型完整的推导计算过程,但留存备索。
- ④突破点是指对称均衡的局部稳定性被打破时贸易自由度的取值;持续点是指维持核心-边缘结构稳定的最小的贸易自由度。
- ⑤限于篇幅,变量测算的具体过程没有展开说明,但留存备索。
- ⑥参考韩峰和李玉双^[35]的做法,用 S_i 表示专业化集聚 $S_i = \frac{E_{i,m}/E_i}{E_m/E}$,其中 $E_{i,m}$ 代表城市生产性服务业总体就业人数, E_i 为城市 i 总就业人数, E_m 表示全国生产性服务业总体就业人数, E 为全国总就业人数。

参考文献:

- [1]王雨飞,沈立,王光辉.要素禀赋、资源约束与中国工业企业空间分布——以高速铁路开通为视角[J].北京理工大学学报(社会科学版) 2019(5):65-75.
- [2]CALDERÓN C,SERVÉN L. The effects of infrastructure development on growth and income distribution [M]. Washington, D. C.: The World Bank 2004.
- [3]FABER B. Trade integration, market size, and industrialization: evidence from China's national trunk highway system [J]. Review of economic studies 2014 81(3):1046-1070.
- [4]KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography [J]. Journal of political economy, 1991 99(3):483-499.
- [5]KRUGMAN P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade [J]. American economic review, 1980, 70(5):950-959.
- [6]FUJITA M, KRUGMAN P, VENABLES A J. The spatial economy: cities, regions, and international trade [M]. Cambridge: The Mit Press, 2001: 283-285.
- [7]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.
- [8]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(4):83-95.
- [9]吴远仁,李淑燕. 高端服务业的空间分布、空间溢出及对工业升级的影响 [J]. 商业研究 2019(3):53-62.
- [10]HONG J J, CHU Z F, WANG Q. Transport infrastructure and regional economic growth: evidence from China [J]. Transportation 2011 38(5):737-752.

- [11]年猛. 交通基础设施、经济增长与空间均等化——基于中国高速铁路的自然实验[J]. 财贸经济, 2019(8): 146-161.
- [12]GUNASEKERA K, ANDERSON W, LAKSHMANAN T R. Highway-induced development: evidence from Srilanka[J]. World development, 2008, 36(11): 2371-2389.
- [13]LI X, HUANG B, LI R, et al. Exploring the impact of high speed railways on the spatial redistribution of economic activities—Yangtze River Delta urban agglomeration as a case study[J]. Journal of transport geography, 2016, 57: 194-206.
- [14]DONALDSON D, HORNBECK R. Railroads and American economic growth: a “market access” approach[J]. The quarterly journal of economics, 2016, 131(2): 799-858.
- [15]DONALDSON D. Railroads of the Raj: estimating the impact of transportation infrastructure[J]. American economic review, 2018, 108(4-5): 899-934.
- [16]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [17]NARAYAN P K, SHARMA S S. New evidence on oil price and firm returns[J]. Journal of banking & finance, 2011, 35(12): 3253-3262.
- [18]NUGROHO M N, IBRAHIM I, WINARNO T, et al. The impact of capital reversal and the threshold of current account deficit on rupiah[J]. Bulletin of monetary economics and banking, 2014, 16(3): 1-26.
- [19]SURJANINGSIH N, MARYANINGSIH N, SAVITRI M. Threshold of real exchange rate and the performance of manufacturing industry in Indonesia[J]. Bulletin of monetary economics and banking, 2014, 16(4): 1-22.
- [20]HAJAMINI M, FALAHI M A. Economic growth and government size in developed European countries: a panel threshold approach[J]. Economic analysis and policy, 2018, 58: 1-13.
- [21]顾乃华. 生产性服务业对工业获利能力的影响和渠道——基于城市面板数据和 SFA 模型的实证研究[J]. 中国工业经济, 2010(5): 48-58.
- [22]刘奕. 中国服务业空间格局: 演化、趋势及建议[J]. 学习与探索, 2017(6): 121-126.
- [23]臧旭恒, 何青松. 试论产业集群租金与产业集群演进[J]. 中国工业经济, 2007(3): 5-13.
- [24]李红昌, TIA L, 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.
- [25]LIN Y. Travel costs and urban specialization patterns: evidence from China’s high speed railway system[J]. Journal of urban economics, 2017, 98: 98-123.
- [26]PARSLEY D C, WEI S J. Explaining the border effect: the role of exchange rate variability, shipping costs, and geography[J]. Journal of international economics, 2001, 55(1): 87-105.
- [27]程广帅, 胡锦涛. 人力资本积累对环境质量的影响[J]. 城市问题, 2019(10): 46-52.
- [28]梁若冰, 汤韵. 地方公共品供给中的 Tiebout 模型: 基于中国城市房价的经验研究[J]. 世界经济, 2008(10): 71-83.
- [29]刘金凤, 魏后凯. 城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响[J]. 经济管理, 2019(11): 20-37.
- [30]张璇, 王凯丽, 司海涛. 僵尸企业、资源错配与企业全要素生产率——来自中国工业企业的经验证据[J]. 财经问题研究, 2019(7): 57-66.
- [31]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.
- [32]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.
- [33]REDDING S J, TURNER M A. Chapter 20 – Transportation costs and the spatial organization of economic activity[M]// DURANTON G, HENDERSON J V, STRANGE W C. Handbook of regional and urban economics, vol. 5. Elsevier, 2015: 1339-1398.
- [34]STAIGER D, STOCK J H. Instrumental variables regression with weak instruments[J]. Econometrica, econometric society, 1997, 65(3): 557-586.
- [35]韩峰, 李玉双. 产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张[J]. 经济研究, 2019(11): 149-164.

- [36]张杰. 负债率如何影响生产率——基于中国工业部门U型关系的一个解释[J]. 财贸经济 2019(3): 68–83.
- [37]张梦婷, 俞峰, 钟昌标, 等. 高铁网络、市场准入与企业生产率[J]. 中国工业经济 2018(5): 137–156.
- [38]金浩, 刘肖. 京津冀地区生产性服务业与制造业的协同定位[J]. 中国科技论坛 2019(10): 118–127.
- [39]唐宜红, 俞峰, 林发勤, 等. 中国高铁、贸易成本与企业出口研究[J]. 经济研究 2019(7): 158–173.
- [40]文丰安. 生产性服务业集聚、空间溢出与质量型经济增长——基于中国285个城市的实证研究[J]. 产业经济研究 2018(6): 36–49.

(责任编辑: 李 敏)

Theoretical mechanism and empirical evidence of China's high-speed railway construction and the agglomeration of productive service industry

MA Hongmei^{1, 2}, HAO Meizhu¹

(1. School of Economics, Guizhou University, Guiyang 550025, China;

2. Center for the Development and Application of Marxist Economics, Guizhou University, Guiyang 550025, China)

Abstract: Under the theoretical framework of new economic geography, this paper re-explores the impact of high-speed railway construction on the agglomeration of productive service industry and its internal mechanism from the perspective of agglomeration rent. Firstly, this paper regards the opening of China's high-speed railway as a quasi-natural experiment, using the data of 285 prefecture level cities in 2007—2016 for empirical test. The results show that the opening of high-speed railway actively promotes the agglomeration of productive service industry. This conclusion is still true after the potential endogeneity is eliminated with the help of constructing minimum spanning tree. Secondly, traffic accessibility, market access and market integration are introduced as alternative variables of agglomeration rent. The results show that the opening of high-speed railway directly improves the urban traffic convenience, then improves the market access, promotes the development of regional integration, and finally increases the agglomeration rent to varying degrees, and promotes the agglomeration of productive service industry in cities along the high-speed railway. Finally, the opening of high-speed railway has a great boosting effect on the agglomeration of high-end productive service industry, but for the megacities and coastal cities that have already been equipped with the perfect transportation infrastructure, the agglomeration effect brought by the traffic accessibility is general. In addition, when the distance between the high-speed railway station and the city center is more than 30 kilometers, the positive impact of high-speed railway on the agglomeration of productive service industry disappears.

Key words: high-speed railway; agglomeration rent; productive service industry agglomeration; difference-in-difference model; minimum spanning tree