

# 高速铁路网络建设推动中国城市 产业结构升级了吗?

李建明<sup>1</sup>, 王丹丹<sup>2</sup>, 刘运材<sup>1,3</sup>

(1. 湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079; 2. 上海财经大学 财经研究所, 上海 200433;  
3. 湖南工业大学 经济与贸易学院, 湖南 株洲 412000)

**摘要:** 基于高速铁路对产业结构时空演变的差异性影响,创新性地将社会网络分析与连续双重差分和两阶段最小二乘法相结合,实证检验了高速铁路开通以及城市在高速铁路网络中的重要性如何影响产业结构的转型升级。研究发现:(1) 高速铁路开通总体上促进了城市产业结构转型升级,且随着高速铁路网络的不断完善和发展,相比外围城市,在网络联系广度较高的中心城市中,高铁开通对产业结构升级的促进效果更为显著。(2) 高速铁路开通对产业结构转型升级的影响在时间序列上表现出阶段性特征,随着高速铁路开通年份的不同表现出差异性。(3) 高速铁路开通对产业结构升级“服务化”方向的影响在不同规模城市中表现出异质性,呈现随城市规模增大收益递增的特征。研究结论对于推进高铁经济协同发展、构建互补性产业网络、协调城市间产业分工以及促进区域共同体产业结构转型升级具有重要意义。

**关键词:** 高速铁路开通; 产业结构升级; 社会网络分析; 双重差分; 两阶段最小二乘法  
**中图分类号:** F53    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1671-9301(2020)03-0030-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.03.003

## 一、引言

当前,在新旧动能转换的关键时期,高铁经济的迅速发展成为中国基础设施建设中的重大突破,中国高铁不仅完成了从尝试性探索、引进消化吸收、正向产品设计到自主知识产权创新的技术赶超式发展历程,而且实现了全产业链的自主创新式结构转型升级<sup>[1]</sup>。与此同时,高铁网络的形成和发展更是通过促进人员、技术和资本等生产要素的快速流动,实现了广阔区域内资源的优化配置<sup>[2]</sup>,这显著提升了城市的人力资本水平,促进了高端服务业的空间集聚,优化了产业结构的升级路径,从而成为推动经济高质量发展的持续动力。在中国特色社会主义发展进入新时代的研究背景下,持续深化的产业结构调整不仅是经济增长的重要内涵,同时也是中国持续绿色高质量发展的必要保障。因此,本文深入分析高铁开通对产业结构升级的影响效应,探析高铁网络建设对核心-边缘城市产业结构升级影响的时空演化特征,以及不同规模城市如何发挥自身区位优势并进行合理分工协

收稿日期:2020-01-29;修回日期:2020-04-18

**作者简介:** 李建明(1992—),男,河南新乡人,湖南大学经济与贸易学院博士研究生,研究方向为交通运输经济与区域经济发展;王丹丹(1990—),女,山东青岛人,上海财经大学财经研究所博士研究生,研究方向为交通运输经济与区域经济发展;刘运材(1974—),男,湖南宁远人,湖南大学经济与贸易学院博士研究生,湖南工业大学经济与贸易学院副教授,研究方向为区域经济与绿色发展。

**基金项目:** 国家社会科学基金重大项目(17ZDA081);国家社会科学基金一般项目(19BJY082);湖南省自然科学基金面上项目(2015JJ2048)

作。上述问题的研究对于构建区域发展共同体、高质量产业结构转型升级,以及促进中心-外围城市产业布局协调发展具有重要意义。

目前学术界关于高铁经济的相关研究主要分为以下几种类型:

从研究内容来看,近年来关于高铁的研究主要集中于对经济发展水平<sup>[3]</sup>、企业生产率<sup>[4]</sup>、就业增长<sup>[5]</sup>、制造业集聚<sup>[6]</sup>、城市可达性<sup>[7]</sup>和旅游出行<sup>[8]</sup>等方面的影响,而关于高铁开通对产业结构转型升级的具体影响效应、产业在地理空间和时间序列中的演化特征,以及城市规模异质性条件下的产业分工协作等方面的考察还比较匮乏,且相应内容仅零散分布在对其他问题的研究文献中。例如,刘勇政和李岩<sup>[9]</sup>在分析高铁开通对城市经济增长的影响效应时,初步探讨了高铁开通对第二产业和第三产业的差异性影响效应,认为高铁开通带动了第三产业尤其是旅游业和餐饮业等服务业增加值占比的提高,同时导致第二产业增加值占比的相对下降。殷平<sup>[10]</sup>在分析高速铁路对区域旅游新格局构建的影响时,从高铁开通提高可达性、降低旅行成本以及促进旅游产业要素流动三个方面出发,分析了高速铁路对商务旅游与城市旅游发展的促进作用,及其对旅游目的地产业转型升级的带动作用。董艳梅和朱英明<sup>[11]</sup>从产业就业人员比例角度出发,认为开通高铁的城市与未开通高铁的城市之间的区域异质性导致高铁建设对不同产业就业增长的影响存在差异,其中,对东部地区高附加值行业就业增长影响显著,在中部地区则表现为对消费性服务业就业影响显著,而对西部地区的制造业和批发零售等服务业的就业影响较为显著。

在研究方法方面,大量学者均采用倾向得分匹配双重差分法来分析高铁开通前后政策性冲击的影响,且研究范畴主要集中于在中国285个地级及以上城市层面对全国高铁开通线路的经验分析。遗憾的是,以往文献仅关注了开通高铁的城市与未开通高铁的城市之间“绝对区位”对经济发展的影响,而开通高铁的城市之间,基于交通地位等城市属性特征的“相对区位”的不同带来的高铁开通强度对经济发展的处理效应,却较少引起业界学者的关注和讨论。目前,仅有少量文献采用连续双重差分的方法对这一问题进行处理,如Shao *et al.*<sup>[12]</sup>在分析高铁开通对服务业经济集聚的影响效应时,以列车服务次数构建连续双重差分模型,探讨了高铁服务强度对服务业集聚的显著促进作用。然而,中国高速铁路建设是一个由线到面的整体发展过程,城市间存在着经济的吸引互动以及交通基础设施的网络关联性,因此,忽视网络节点的重要性和中心性等特征来验证高铁的经济影响效应有失全面。另外,值得关注的是,高铁开通对产业结构升级的影响不仅存在直接效应(高铁开通不仅直接影响第二产业与第三产业占比的结构变化),而且在高铁网络引发经济要素格局发生变化的过程中还存在对产业结构时空布局的间接效应。单纯采用双重差分或网络拓扑结构等分析方法,难以全面地分析高铁开通对产业结构升级的直接影响效应和间接影响效应。

综合来看,以往研究高铁开通对产业结构升级影响的量化分析更多表现为高铁开通对不同产业及不同行业在就业和增加值等方面的显著影响,忽视了交通区位因素影响下城市间的比较优势,且未讨论高铁开通对沿线异质性城市规模与产业升级之间关系的差异性影响。基于现有研究的不足,本文试图根据以下步骤进行创新和拓展:第一,本文基于2006—2016年间地级及以上城市的样本数据,在构建高铁社会网络(SNA)和进行倾向得分匹配(PSM)的基础上,以度数中心性(Degree Centrality)指标构建连续双重差分模型(DID),分析城市间区位优势对产业结构空间演化特征的分布效应。第二,由于高铁是逐年开通的,并不存在明确的时间断点,高铁开通对产业结构的影响随着时间的推移可能表现出差异性的特征,本文加入高铁开通与7个年份虚拟变量的交互项,以检验高铁开通对产业结构影响的时空演变特征。第三,通过构建高铁开通工具变量,在采用两阶段最小二乘法(2SLS)解决高铁开通的非随机性问题的基础上,本文探讨了异质性城市规模下高铁开通对产业结构升级的差异性影响效应。第四,本文不仅关注高铁建设对我国“服务化”方向产业结构升级进程的影响效应,而且在进一步分析时对服务业结构升级中存在的低效服务业蔓延和服务业“成本

病”问题进行初步探析,力求对高铁建设影响产业结构转型升级的“量”与“质”进行全面讨论。总之,本文从深化研究范畴和加强定量方法使用等多个维度进行创新,为构建互补性产业网络、协调城市间产业分工以及促进区域共同体发展提供了相应的政策建议。

## 二、理论分析与研究假说

随着高铁网络的日益完善,在交通基础设施促进经济发展的同时,高铁网络中角色和地位不同的城市之间的交通区位差异也会引发要素资源在地理空间上的转移、匹配和再选择,从而产生交通基础设施的经济分布效应。本文首先重点分析高铁开通对产业结构升级的具体影响效应及影响路径,其次进一步研究高铁网络在引发经济要素格局变化的过程中如何影响产业结构的时空布局。相应的机制分析流程如图1所示。

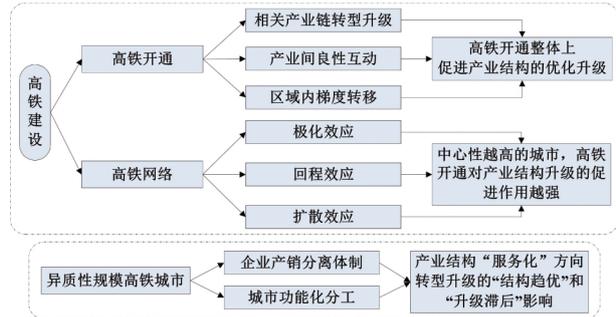


图1 高铁开通对产业结构升级的影响机制

### (一) 高速铁路对产业结构升级的影响路径

首先,从高铁相关产业链的转型升级效应来看,高铁时代的到来,不仅带动了信息、计算机、精密仪器、冶金、机械和建筑等上游产业链的协同发展,而且通过与数以千计的多层级配套企业相互支撑,共同构建了庞大的高技术研发和产品质量把控的产业链条。一方面,密切的合作关系避免了机会主义行为导致的产品质量控制失灵问题,促进产业内部相关产品质量的提升、技术结构的调整和升级;另一方面,对高铁技术和设施的严格把关起到了“牵一发而动全身”的协同升级效果,倒逼本土相关产业链的转型升级。其次,从服务业集聚的规模效应及产业间良性互动的角度来分析,高铁开通缩短了城市间的时空距离,使人力、资本、信息和技术实现空间优化配置,提高了产业在地理空间上的集聚水平。基于高速铁路客运运输的特殊性,高铁开通对于服务业产业空间集聚,尤其是对于要素资源流动需求更高的生产性服务业集聚具有更为显著的促进作用,而服务业产业的空间集聚更容易深化劳动分工、发挥外部经济性,并促进生产性服务业的进步和发展,促使第三产业内部由生活性服务业向生产性服务业转型升级,加强产业间的良性互动。最后,从区域内资源优化配置和产业梯度转移的角度来分析,高速铁路所产生的“同城效应”不仅优化了资源配置,而且加速了产业梯度转移进程,推动了区域内城市间产业的合理分工协作,进而使区域内的产业生产体系更加完备,促进了区域整体产业结构水平的优化升级。因此,本文提出以下假说:

假说1:相比于未开通高铁的城市,开通高铁的城市在提高第三产业占比及促进服务业内部技术结构优化方面均更有优势,即高铁开通促进产业结构的优化升级。

### (二) 高铁网络与中心-外围城市产业结构升级

在极化效应、扩散效应和回程效应的影响下,高铁开通对区域产业结构升级的处理效应在中心-外围城市间表现出差异性。首先,随着交通网络的不断完善,高铁网络将促进中心城市产业集聚,并抑制外围城市的经济增长,产生极化效应。例如 Qin<sup>[13]</sup>以中国铁路在2004年和2007年的两次大提速为研究对象,发现铁路升级产生了明显的“虹吸效应”,提高了铁路节点城市的经济集聚水平,使沿线县级城市的GDP和人均GDP平均降低了3%~5%。由于高铁主要实现了信息和人的时效性运输,高速铁路建设更有可能会加速高端生产性服务业在中心城市的空间集聚<sup>[14]</sup>。其次,从技术进步方面来分析,高铁作为交通基础设施具有知识溢出效应,即技术的扩散效应。资源和要素向中心城市的空间集聚将激发其科技创新效应,推动以技术创新引领的产业变革,促进地区产业结构的转型升级。而边缘城市虽然会受益于中心城市的技术溢出,短时间内提升自己的产品工艺或生产结构,形成扩散效应,但边缘城市能否消化吸收并进行二次创新,以提高劳动生产率并推动边缘城市产业

结构调整,仍有待商榷。另外,过分依赖中心城市的技术引进有可能会产生“创新惰性”,阻碍边缘城市自主创新能力的提升,对以科技带动产业结构调整及实现经济高质量发展带来严峻的挑战。最后,区域中心城市往往具有更高的工资水平和更多的就业机会,在高铁开通缩短了城市间的时空距离这一政策冲击发生后,人力资本向中心城市集聚的进程加速,外围城市人才短缺现象日益严重,从而更容易导致外围城市产业结构升级滞后,产生回程效应。因此,在梯度发展理论三种效应的作用下,当极化效应和回程效应所产生的集聚力大于扩散效应所产生的分散力时,高铁开通对中心性越高的城市产业结构升级的促进作用越强。因此本文提出如下假说:

假说 2: 高铁开通对产业结构的影响与城市区位条件有关,中心性越高的城市,高铁开通对产业结构升级的促进作用越强。

### (三) 高铁开通、城市规模与产业结构升级

在高铁开通提高城市间可达性以及促使区域要素和资源向核心城市集聚的过程中,随着服务业比重的不断上升以及城市规模的不断扩大,从事标准化生产的成熟制造业从大中规模城市中获得的集聚效益不断减少,但却要支付相对较高的地租和工资成本,因此,制造业企业为了降低运营成本,将总部和高级商务服务主要集中于规模较大的城市,提升了大中城市高端服务业比例,而将专业化程度较高的加工制造业主要集中于规模较小的城市,形成了生产和销售分离的体制<sup>[15]</sup>,不同规模城市逐渐走向差异性的功能分工<sup>[16]</sup>。制造业就近向小城市空间转移的产销分离体制及城市差异性功能分化虽然重塑了区域产业的空间布局,提升了核心大中城市产业结构水平,但却对外围小城市产业结构“服务化”方向的转型发展产生不利影响。基于此,本文提出如下假说:

假说 3: 在不同规模城市中,高铁开通对产业结构“服务化”方向转型升级分别存在“结构趋优”和“升级滞后”两种差异性影响效应。

## 三、研究设计与数据来源

### (一) 高铁开通背景及高铁网络的测度

自 2008 年中国开通第一条高铁线路——“京津城际高铁”以来,高铁作为低耗能和高清洁的交通运输方式得到迅速发展。在《中长期铁路网规划(2008 年调整)》中,中国提出构建全国大动脉和全路主心骨的“四纵四横”高铁网络,基本构建形成相邻省会城市间 1~2 小时、省内城市群 0.5~1 小时的高铁经济圈。截至 2015 年底,中国高铁总运营里程达到 19 000 公里,在世界各国高铁开通里程中排名第一位。2016 年 7 月,国家《中长期铁路网规划》发布,该规划提出在“四纵四横”的基础上,进一步打造“八纵八横”高速铁路网络,实现相邻大中城市间 1~4 小时交通圈、城市群内 0.5~2 小时交通圈。同时,国家发展改革委和交通运输部联合发布的《城镇化地区综合交通网规划》提出,到 2020 年,城际铁路运营里程将达到 3.6 万公里,覆盖 98% 的节点城市和近 60% 的县(市)。“要想富,先修路”近十年来,高速铁路迅猛发展,已经成为中国基础设施建设中引人注目的现象。截至 2016 年底,中国已先后有 177 个地级市开通高铁。现有研究在高铁网络的定义方面主要有三种形式:第一种是 R 空间网络,节点定义为车次,以任意两个车次共同停靠的车站为联系构建网络;第二种是 L 空间,节点定义为车站,以车次关联来构建网络联系;第三种是 P 空间,节点依旧定义为车站,如果一条高铁线路停靠两个车站,则这两个车站连接一条边。由于中国高铁是以线路形式进行开通的,故在实际测算过程中我们选取 P 空间来定义高铁网络。相应 P 空间的定义和度数中心性的测度如下:

P 空间高铁网络( $G$ ): 高铁运营网络可抽象为一个由点集  $V(G)$ 、开通线路  $R(G)$  和高铁城市间相互关联的边集  $E(G)$  构成的图。其中,点集包含了高铁所在地级市的点集合,而边集包含了任意两个城市之间由运营线路关联的边的集合。城市节点、线路关联和连接的边三者共同构成了高铁网络结构,记作  $G=(V, R, E)$ 。

度数中心性(  $DC$  ):网络中某一城市节点的重要性用网络联系广度,即度数中心性,进行衡量。一个城市节点的度越大就代表其重要性越高、线路沟通联络能力越强,在网络中用与其发生线路关联的城市数量(  $k$  )来衡量。在一个由  $N$  个城市节点组成的高铁网络中,最大的度值为  $N-1$ ,为了便于不同年份网络间数值的比较,我们对其进行归一化处理,用符号  $DC$  来表示:  $DC_{i,t} = \frac{k_{i,t}}{N-1}$ 。

整体上,中国的高铁运营网络是交错的,并且表现出局部聚合的社团结构<sup>①</sup>。一方面,社团内部的节点城市之间联系紧密,各个社团间通过关键节点进行交流与合作。例如武汉、杭州、南京、上海、和北京均处于社团的交接位置,通过线路连接与其他社团和节点城市进行沟通和联系,从而表现出较高的度数中心性。另一方面,一些重要节点城市通过广阔的线路联系占据着高铁网络中的关键地位,起到承上启下的过渡作用,在网络拓扑性质中同样具有较高的度数中心性,例如广州和郑州。而其余大多数地级市则表现出参差不齐的网络联系广度,分布在次中心或边缘位置。

## (二) 高铁开通对产业结构升级影响的基准回归模型构建

本文在基准回归分析处理中,将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,在采用倾向得分匹配法(  $PSM$  )处理选择性偏误的基础上,通过双重差分方法(  $DID$  )计算处理组和对照组城市在高铁开通(政策实施)前后的变化量,并计算变化量之间的具体差值,即求得相应的倍差,然后用该数值衡量和检验高铁开通对城市产业结构水平及其时空演化特征的影响。此外,在使用双重差分法之前,参考龙玉等<sup>[18]</sup>的研究方法,本文还通过倾向得分匹配法消除政策实施(高铁开通)前一年处理组和对照组在人均经济发展水平、城市规模、地形坡度等方面的差异,进一步降低选择性偏误问题,即确保高铁开通对沿途地级市来说足够外生,一个地级市是否开通高铁与该城市的经济发展水平和其他特征并不相关。相应的基准回归模型如下:

$$ST_{i,t}^{PSM} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{i,t} + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,被解释变量  $ST_{i,t}$  为第  $i$  个城市在  $t$  时期的产业结构升级指数。主要解释变量  $HSR$  表示是否开通高速铁路:如果城市在上半年开通高铁则认为当年开通,当年及此后取值为 1,之前年份取值为 0;如果在下半年开通高铁则认为下一年开通,当年及以前取值为 0,下一年及此后取值为 1。 $\gamma$  为年份固定效应, $\mu$  为城市个体固定效应。 $X$  为包含人均经济发展水平、外商直接投资、研发投入、人力资本水平和信息化水平等的控制变量。 $\alpha_1$  是核心估计参数,表征地级市高铁开通对产业结构升级影响的净效应。如果高铁开通确实促进了产业结构升级,那么  $\alpha_1$  的系数估计值应该为正,且在统计上表现出显著性。

## (三) 高铁网络对产业结构时空分布效应的检验分析

基准回归模型反映了高铁开通对产业结构升级的总体影响。在基准回归模型的基础上,本文采用社会网络分析方法,通过计算节点城市的连续型变量度数中心性(  $DC$  )来测算节点城市在高铁网络中的重要性,并通过构建连续双重差分模型来检验高铁网络中城市角色如何影响产业结构水平。本文以此来有效识别高铁开通这一外生冲击对处理组地理空间中的中心-外围城市产业结构升级的差异性处理效应,相应估计模型如下:

$$ST_{i,t}^{PSM} = \alpha_0 + \alpha_1 HDC_{i,t} + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中:  $HDC$  用来指代  $after \times DC$ ,即高铁开通前后虚拟变量与度数中心性的交互项;  $after$  为时间虚拟变量,开通高铁之前的年份取值为 0,开通高铁之后的年份取值为 1。

在兼顾考察高铁开通对产业结构时间序列特征影响及平行趋势检验的基础上,参考 Bertrand and Mullainathan<sup>[19]</sup>的做法,本文在模型中加入高铁开通前后时间虚拟变量与处理组的交互项,以此来检验平行趋势假设,同时考察高铁开通对产业结构升级处理效应的时间序列演变特征。反事实检验回归模型如下:

$$\begin{aligned}
 ST_{i,t}^{PSM} = & \alpha_0 + \beta_1 before_{i,t}^{-1} \times treated_i + \beta_2 before_{i,t}^{-2} \times treated_i + \beta_3 before_{i,t}^{-3} \times treated_i \\
 & + \alpha_1 after_{i,t}^1 \times treated_i + \alpha_2 after_{i,t}^2 \times treated_i + \alpha_3 after_{i,t}^3 \times treated_i \\
 & + \alpha_4 after_{i,t}^4 \times treated_i + \theta X_{i,t} + \gamma_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中:  $before^{-1}$ 、 $before^{-2}$ 、 $before^{-3}$  分别代表高铁通车前一年、前两年和前三年的时间虚拟变量; 而  $after^1$ 、 $after^2$ 、 $after^3$ 、 $after^4$  分别代表高铁开通后一年、后两年、后三年和后四年的时间虚拟变量;  $treated$  为政策虚拟变量。如果高铁开通前, 产业结构在处理组和对照组之间具有相同的发展趋势, 相应平行趋势得到满足, 那么我们预期系数估计值  $\beta$  不具有统计意义上的显著性。在平行趋势得到满足的基础上, 如果高铁开通后处理组产业结构水平显著不同于对照组, 那么我们预期  $\alpha$  显著且在时间序列上表现出差异性。

#### (四) 样本选择与数据来源

本文借鉴汪伟等<sup>[20]</sup>的研究, 采用三次产业占 GDP 比重的加权求和来衡量产业结构升级指数 ( $ST$ ), 具体计算过程为  $ST = \sum i \times s_i = 1 \times s_1 + 2 \times s_2 + 3 \times s_3$ , 其中  $s_i$  为城市中第  $i$  产业在生产总值中的占比。同时, 本文还构建了产业结构升级的质量指标进行稳健性分析。

高铁政策实施变量的数据来源于国家铁路管理局、铁路总公司的网站、新闻报道及相关公报, 并通过对高铁开通线路的时间和规划修建时间等信息整理后得到。关于城市化水平 ( $urban$ ), 本文借鉴卞元超等<sup>[21]</sup>的做法, 选取各地级市中城市建设用地面积占辖区面积的比例来对其进行衡量。其他城市特征数据主要来源于《中国统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。倾向得分匹配过程中的协变量以及回归模型中的控制变量的具体选用标准见表 1。

表 1 主要变量描述性统计

| 变量名称               | 定义                  | 均值      | 标准差     |
|--------------------|---------------------|---------|---------|
| 产业结构升级指数 ( $ST$ )  | 三次产业占 GDP 比重的加权求和   | 2.236 7 | 0.137 9 |
| 高铁开通 ( $HSR$ )     | 2006—2016 年是否开通高铁   | 0.240 5 | 0.427 4 |
| 度数中心性 ( $DC$ )     | 网络节点的度值大小           | 1.061 1 | 2.599 1 |
| 经济发展水平 ( $pgdp$ )  | 人均地区生产总值的对数值        | 9.289 5 | 0.618 1 |
| 外商直接投资 ( $fdi$ )   | 实际使用外资金额占地区生产总值的比重  | 0.019 5 | 0.019 5 |
| 研发投入 ( $rd$ )      | 科学技术支出占地方财政预算支出的比重  | 0.013 7 | 0.013 5 |
| 城市化水平 ( $urban$ )  | 城市建设用地面积占辖区面积的比例    | 0.371   | 0.062   |
| 人力资本水平 ( $human$ ) | 每万人中普通高等学校在校生数      | 4.492 1 | 1.141 8 |
| 信息化水平 ( $inform$ ) | 人均邮电业务总量与人均 GDP 的比值 | 0.110 1 | 0.103 8 |
| 城市规模 ( $pop$ )     | 城市人口数量的对数值          | 5.894 6 | 0.656 9 |
| 地形坡度 ( $slope$ )   | 地表单元陡峭程度: 坡角的正切值    | 7.556 1 | 5.379 8 |

数据来源: 由作者计算所得。

#### 四、实证结果与稳健性分析

##### (一) 平行趋势检验及时间序列影响的初步分析

在使用双重差分模型来评估政策实施的影响时, 应保证在高铁开通前产业结构水平在处理组和对照组之间具有相同的发展趋势, 进而才能够通过倍差的形式确保产业结构的优化升级确实来自高铁开通的变化, 而不是其他外界因素影响的结果。为此, 本文首先通过一对三最近距离的配对方法, 采用放回抽样的方式逐年为处理组城市寻找与之配对的对照组城市, 进一步地, 在通过式(3)构建反事实检验框架的基础上, 对倾向得分匹配样本的平行趋势及高铁开通对产业结构升级处理效应的时间演变特征进行分析。此外, 考虑到高铁网络密度和产业结构水平在东部发达城市和中西部欠发达城市之间存在显著的异质性特征, 本文还进一步以子样本的回归形式进行差异化讨论, 相应的回归结果报告在表 2 中。

从表 2 中的回归结果来看, 无论是在总体样本中, 还是在东部城市样本或中西部城市样本中, 高铁开通前一年、前两年和前三年的系数估计值均不显著, 这表明在高铁开通前, 产业结构水平在处理组和对照组之间不存在显著差异性, 平行趋势得到满足。进一步地, 在总体样本中, 高铁开通后一年至后四年, 均显著促进了产业结构水平的提高, 且通过观察系数估计值可以发现, 高铁开通对产业结

构升级的影响随着时间的变化呈现波动上升的趋势,总体上表现出长期的促进作用。此外,从东部城市和中西部城市对比的角度来分析,中西部欠发达地区城市开通高铁对产业结构升级的促进作用更为显著,且系数估计值在开通后一年至开通后四年内逐渐递增,表现出长期的影响效应。而在东部发达地区城市中,高铁开通对产业结构升级的处理效应在系数估计值大小及显著性水平上均弱于西部欠发达地区,相应系数估计值仅在高铁开通后两年和后四年表现出显著性。可能的原因在于,相比东部发达地区,西部地区城市的经济增长速度相对缓慢,人力资本水平、信息化水平、高端制造业发展以及对外开放程度均较为滞后,而高铁开通显著促进了人力、资本、信息和技术等生产要素在更广阔范围内的优化配置,进而在人力资本积累的循环反馈机制、生产性服务业与高端制造业的互动融合机制以及知识消费的效率补偿机制影响下,高铁开通对西部地区产业结构升级产生了显著的促进作用。

(二) 基准回归结果分析

在经过倾向得分匹配进行样本筛选之后,本文共得到2321个样本数据,包含了11年间211个地级市的数据。在控制时间固定效应和地区固定效应的基础上,本文采用双重差分方法对高铁开通影响产业结构升级的实证结果进行回归分析。同时为了便于比较,我们将第二、三产业增加值占国内生产总值的比重作为被解释变量进行对比,相应结果报告在表3中。列(1)、列(3)和列(5)是不含控制变量的估计结果,而列(2)、列(4)和列(6)是加入可能影响产业结构水平的控制变量后的估计结果。

从表3来看,列(1)和列(2)中高铁开通对第二产业占比的回归系数均至少在5%的显著性水平上显著为负,表明高铁开通确实导致了第二产业占比的相对下降。而列(3)和列(4)中高铁开通对第三产业占比的回归系数分别在1%和5%的显著性水平上显著为正,表明高铁开通显著提高了第三产业的发展水平,使得第三产业占比显著提升。进一步地,在列(5)和列(6)中,高铁开通对产业

表2 高铁开通对产业结构升级的时间序列影响分析:反事实检验扩展模型

|                              | 总体样本<br>(1)          | 东部城市<br>(2)         | 中西部城市<br>(3)         |
|------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| $before^{-3} \times treated$ | 0.522 5<br>(1.33)    | -0.227 9<br>(-0.32) | 0.919 6<br>(1.48)    |
| $before^{-2} \times treated$ | -0.247 6<br>(-0.64)  | -0.525 6<br>(-0.89) | -0.066 5<br>(-0.13)  |
| $before^{-1} \times treated$ | -0.462 5<br>(-1.21)  | -0.331 8<br>(-0.52) | -0.534 2<br>(-1.37)  |
| $after^1 \times treated$     | 1.945 4***<br>(4.9)  | 0.652 3<br>(0.74)   | 2.644 4***<br>(3.72) |
| $after^2 \times treated$     | 2.853 0***<br>(6.66) | 1.862 5**<br>(2.4)  | 3.260 7***<br>(4.09) |
| $after^3 \times treated$     | 2.023 3***<br>(3.98) | 1.126 0<br>(1.31)   | 2.326 2***<br>(3.1)  |
| $after^4 \times treated$     | 4.593 3***<br>(8.37) | 3.131 1**<br>(2.32) | 5.328 0***<br>(5.55) |

注:总体样本为删除重点城市及进行倾向得分匹配以后的有效样本,括号内的数值为t统计量,\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

表3 高铁开通对产业结构升级的影响:PSM-DID估计结果

|           | 被解释变量                  |                        |                      |                         |                     |                        |
|-----------|------------------------|------------------------|----------------------|-------------------------|---------------------|------------------------|
|           | 第二产业比重                 |                        | 第三产业比重               |                         | 产业结构升级指数            |                        |
|           | (1)                    | (2)                    | (3)                  | (4)                     | (5)                 | (6)                    |
| HSR       | -0.955 4***<br>(-3.06) | -0.564 6**<br>(-2.05)  | 0.732 2***<br>(3.07) | 0.498 3**<br>(2.23)     | 0.508 7**<br>(1.96) | 0.431 8*<br>(1.68)     |
| pgdp      |                        | 11.349 2***<br>(23.27) |                      | -6.534 5***<br>(-16.47) |                     | -1.720 7***<br>(-3.76) |
| fdi       |                        | 2.641 1***<br>(3.28)   |                      | -2.485 3***<br>(-3.8)   |                     | -2.328 6***<br>(-3.08) |
| rd        |                        | 0.460 9**<br>(2.34)    |                      | -0.220 9<br>(-1.38)     |                     | 0.019 3<br>(0.1)       |
| human     |                        | 0.646 7**<br>(2.19)    |                      | 0.142 2<br>(0.59)       |                     | 0.930 6***<br>(3.36)   |
| inform    |                        | 0.838 4***<br>(3.64)   |                      | -0.047 0<br>(-0.25)     |                     | 0.744 9***<br>(3.45)   |
| urban     |                        | 1.036 1***<br>(3.27)   |                      | 1.160 1**<br>(2.26)     |                     | 0.982 4**<br>(2.16)    |
| 时间固定效应    | YES                    | YES                    | YES                  | YES                     | YES                 | YES                    |
| 地区固定效应    | YES                    | YES                    | YES                  | YES                     | YES                 | YES                    |
| N         | 2 321                  | 2 321                  | 2 321                | 2 321                   | 2 321               | 2 321                  |
| R-squared | 0.235 7                | 0.412 6                | 0.417 7              | 0.491 7                 | 0.559 3             | 0.568 8                |

注:括号内的数值为t统计量,\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

结构升级指数的回归系数也均显著为正,这说明在控制相关经济和社会因素的影响下,高铁开通显著推动了产业结构调整,提高了第三产业比重,并导致第二产业比重相对下降,促进了产业结构高级化水平的提升。高铁时代的到来,不仅带动了上下游、前后向产业间的密切关联,促进产业内产品质量的提高、技术结构的调整与升级,并倒逼相关产业链协同升级,而且间接地促进了服务业,尤其是生产性服务业的集聚与发展,加深了产业间的良性互动,通过发挥规模经济效应并优化资源配置,从而推动整体产业结构的转型升级。因此,高速铁路的开通有利于促进地区产业结构的优化升级。

### (三) 高铁网络对产业结构地理空间的分布效应

基准回归模型在双重差分的基础上,验证了在开通高铁的城市中,高铁开通对产业结构升级具有显著的正向影响效应,但未探讨在开通高铁的城市中,基于城市节点在高铁网络中重要性的不同而产生的差异性处理效应。如果高铁开通确实推动了产业结构升级,那么在高铁网络中,网络联系广度在城市节点间的结构差异将体现在升级效应中,使度数中心性较高的城市具备更为显著的产业结构升级效应。为了验证高铁开通对产业结构升级的影响在中心和外围城市间因度数中心性的不同而表现出的差异性特征,本文通过式(2)进行回归分析,相应结果报告在表4中。

根据表4的回归结果可以发现,度数中心性(DC)与开通高铁后虚拟变量交互项的系数估计值在列(1)、列(2)和列(3)中均保持1%水平上的显著性,但具体符号存在差异。总体来看,随着高铁开通线路的不断增加,网络联系广度较高的城市中,高铁开通对第三产业占比及产业结构升级指数的影响不断增加,表现出更为显著的促进作用,并同时导致第二产业占比相对下降。这验证了本文的假说2,即高铁开通对产业结构的影响与区位优势有关。虽然高铁在促进地区之间经济互动和交通联系方面扮演了重要的角色,提高了城市的可达性,重塑了生产要素的空间布局,并改变了企业的经营模式,但开通高铁的城市与未开通高铁的城市之间,以及开通高铁的城市网络中处于不同地位的城市之间,在服务业空间集聚与发展、人力资本与产业结构匹配、技术进步等方面均表现出差异性的促进或抑制作用,进而在极化效应、回程效应和扩散效应的综合影响下,中心性越高的城市,高铁开通对产业结构升级表现出越显著的推动作用。

### (四) 高铁开通、城市规模与产业结构升级

在城市规模异质性分析中,本文尝试采用工具变量的方法进一步解决内生性问题,从而得到相对稳健的回归结果<sup>②</sup>。在参考Faber<sup>[22]</sup>、张梦婷等<sup>[23]</sup>学者研究的基础上,本文以最小生成树为基础构建高铁开通的工具变量<sup>③</sup>。此外,由于高铁开通对城市产业结构存在多期的政策冲击,而地理信息并不随时间的更替而发生变化,因此采用普通最小生成树构建工具变量的方法并不适用。在借鉴刘勇政和李岩<sup>[9]</sup>研究经验的基础上,本文将最小生成树与高铁开通年份哑变量的交互项作为工具变量加入回归方程之中,采用两阶段最小二乘法对高铁开通影响产业结构及城市规模的异质性进行分析。回归结果见表5。

表4 高铁网络对产业结构地理空间分布的影响:连续双重差分估计模型

|                   | 被解释变量                  |                         |                        |
|-------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
|                   | 第二产业比重<br>(1)          | 第三产业比重<br>(2)           | 产业结构升级指数<br>(3)        |
| <i>after × DC</i> | -0.175 7***<br>(-3.52) | 0.169 8***<br>(4.19)    | 0.163 9***<br>(3.51)   |
| <i>pgdp</i>       | 11.350 3***<br>(23.34) | -6.530 2***<br>(-16.53) | -1.711 1***<br>(-3.76) |
| <i>fdi</i>        | 2.802 2***<br>(3.48)   | -2.637 8***<br>(-4.04)  | -2.472 4***<br>(-3.28) |
| <i>rd</i>         | 0.481 0**<br>(2.44)    | -0.241 6<br>(-1.51)     | -0.002 1<br>(-0.01)    |
| <i>human</i>      | 0.608 8**<br>(2.06)    | 0.179 7<br>(0.75)       | 0.967 6***<br>(3.5)    |
| <i>inform</i>     | 0.869 6***<br>(3.78)   | -0.077 8<br>(-0.42)     | 0.714 6***<br>(3.32)   |
| <i>urban</i>      | 1.175 3***<br>(3.31)   | 1.308 6**<br>(2.41)     | 0.955 0**<br>(2.14)    |
| 时间固定效应            | YES                    | YES                     | YES                    |
| 地区固定效应            | YES                    | YES                     | YES                    |
| N                 | 2 321                  | 2 321                   | 2 321                  |
| R-squared         | 0.414 9                | 0.494 8                 | 0.570 7                |

注:括号内的数值为*t*统计量,\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平。

从表 5 的回归结果来看,以最小生成树和以 1990 年客运量为基础构建工具变量的回归结果均显示,在总体样本及各子样本中 Kleibergen-Paap rk Wald F 值均大于 10,且满足 Staiger and Stock<sup>[24]</sup> 提出的工具变量有效性的检验要求,拒绝弱工具变量的原假设,这表明了工具变量的有效性。在工具变量有效性得到检验的基础上,本文进一步比较子样本间高铁开通对产业结构升级回归的拟合值及符号,发现与基准回归结果保持一致,高铁开通总体上显著提高了产业结构升级水平,但在不同规模城市中表现出差异性。具体来说:在大中城市中,高铁开通对产业结构“服务化”方向转型升级影响的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,表现出显著的“结构趋优”效应;而在小城市中,高铁开通对产业结构升级的系数估计值显著为负,表现出显著的“升级滞后”效应。这验证了本文的假说 3,即高铁开通对产业结构“服务化”方向转型升级的影响,在不同规模城市中确实存在“结构趋优”和“升级滞后”两种差异性影响效应。

(五) 进一步讨论及稳健性分析

当前,在产业结构转型升级的过程中,防止低效服务业蔓延和服务业“成本病”逐渐成为重点关注对象<sup>[25]</sup>。产业结构升级既代表了整体产业由低形态到高形态的转变,即“服务化”方向的演进关系,同时也代表了产业内质量和效率的提高,即产业内部技术、关联和结构的优化升级过程。由于服务业内部存在着传统部门和先进部门,故当劳动力从工业部门转向服务业部门后,全社会生产率未必一定会提高,也有可能伴随着服务业内部传统部门相对成本的不断上升,从而引致低效服务业蔓延和服务业“成本病”现象,而由成本上升和制造业效率低下推动的服务业占比提高有可能带来结构性减速,对高质量产业结构升级形成挑战。那么高铁开通是否有利于解决服务业“成本病”并促进产业结构升级质量的提高呢?

1. 高铁开通、服务业“成本病”与高质量产业结构升级

借鉴余泳泽和潘妍<sup>[26]</sup>、张如庆和张登峰<sup>[27]</sup>的研究经验,本文从生产性服务业占比和高端服务业占比两个方面构建服务业结构升级指标,并分析高铁开通对服务业结构升级的影响效应,具体指标构建标准及相应回归结果如下:

生产性服务业占比(st01):参照国家统计局的划分标准,本文将“交通仓储邮电业,信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商业服务业,科研、技术服务和地质勘查业”定义为生产性服务业,并以其在第三产业中的占比来衡量第三产业内部由生活性服务业向生产性服务业的转型升级。

高端服务业占比(st02):将“信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商业服务业,科研、技术服务和地质勘查业”定义为高端服务业,并以其在第三产业中的占比来衡量由知识密集型服务业的结构转变而推动的服务业结构升级。

从表 6 的回归结果中可以发现,高铁开通对生产性服务业占比和高端服务业占比的回归系数至少在 5% 的显著性水平上显著为正,这说明高铁开通显著促进了生产性服务业及高端服务业占比的提高,促进了第三产业内部技术与结构的优化升级。高铁网络的建设极大地缩短了城市之间的时

表 5 工具变量法:第二阶段回归结果

|           | 被解释变量:产业结构升级指数 ST    |                      |                      |                      |                      |                       |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
|           | 以最小生成树为基础构建 IV       |                      |                      | 以 1990 年客运量为基础构建 IV  |                      |                       |
|           | 总体样本                 | 大中城市                 | 小城市                  | 总体样本                 | 大中城市                 | 小城市                   |
|           | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)                  | (5)                  | (6)                   |
| HSR       | 1.294 2***<br>(5.93) | 1.441 3***<br>(5.24) | -0.698 3*<br>(-1.84) | 0.431 5***<br>(4.65) | 0.465 4***<br>(4.86) | -0.707 9**<br>(-2.30) |
| 控制变量      | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                   |
| 固定效应      | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                   |
| F 值       | 22.417               | 13.705               | 10.706               | 145.825              | 129.164              | 29.61                 |
| N         | 3 069                | 2 570                | 499                  | 2 695                | 2 338                | 357                   |
| R-squared | 0.473 9              | 0.484 5              | 0.292 5              | 0.548 5              | 0.581 2              | 0.212 5               |

注:总体样本中包含了省会城市、直辖市和副省级城市;括号内的数值为 t 统计量;\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平;以 1990 年客运量为基础构建 IV 时,由于区划调整和历史数据缺失等因素的影响,样本包含了 245 个城市共 11 年的数据;控制变量与基准回归模型保持一致;固定效应为时间和地区双向固定。

间距离和空间距离,有利于提高知识溢出,优化风险投资资源配置效率,并引发创新要素流动效应,从而促进知识密集型产业的发展并改善服务业结构升级路径。总体来看,高铁开通不仅有利于服务业的空间集聚与发展,还促进了服务业内部技术结构的转型升级,对于提高全社会生产率、防止低效服务业蔓延和预防服务业“成本病”具有良好的促进作用。

## 2. 更换产业结构升级度量指标的稳健性分析

一方面,高铁开通促进了服务业空间集聚与发展,推动了“服务化”方向的产业结构升级进程;另一方面,高铁开通也会促进城市全要素生产率的提高<sup>[28]</sup>,从而推动资源和要素由低劳动生产率产业部门向高劳动生产率产业部门转移,加速产业结构升级质量的提高。

为此,本文借鉴刘伟等<sup>[29]</sup>的做法,将产业结构升级指标的内涵进一步界定为产业间比例和各个产业劳动生产率乘积的加权值,相应的处理逻辑为:如果一个经济体的产业结构升级指数较高,则表明劳动生产率较高的产业部门所占份额较大。具体公式如下:

$$STQ = \sum lp_i \times s_i = lp_1 \times s_1 + lp_2 \times s_2 + lp_3 \times s_3 \quad (4)$$

式(4)中,STQ表示产业结构升级指标, $s_i$ 为城市中第*i*产业在生产总值中的占比, $lp_i$ 为第*i*产业的劳动生产率,计算公式为 $lp_i = Y_i/L_i$ ,其中, $Y_i$ 表示第*i*产业的产业增加值, $L_i$ 表示第*i*产业的从业人员数。具体回归结果见表7。

从表7的回归结果来看,在不同规模城市分样本回归中,高铁开通对产业结构升级质量的影响在大中城市中显著为正,而在小城市中并不显著。更换产业结构升级度量指标后,高铁开通对产业结构升级的系数估计结果在小城市中表现出差异性,可能的原因在于:在区域一体化进程中,高铁开通可能加速了区域内异质性规模城市间的功能化分工及产业布局的分工与协作。小城市承接大中城市制造业可能并不利于其发展现代服务业,小城市产业结构“服务化”方向的转型升级表现出一定的滞后性。但上述回归结果显示,高速铁路开通并未对小城市产业结构升级质量的提升产生阻碍作用,且在总体样本的回归分析中,高铁开通对产业结构升级质量的系数估计值在1%水平上显著为正。高铁开通所产生的“同城效应”不仅优化了资源配置,而且加速了产业梯度转移进程,推动了区域内城市间产业的合理分工协作,进而使区域内的产业生产体系更加完备,促进了区域整体产业结构的优化升级。

## 五、结论及政策启示

### (一) 主要研究结论

在当前高速铁路迅速发展、着力推动供给侧结构性改革以及促进产业结构调整并释放经济活力的现实需求和背景下,基于高铁开通对产业结构时空演变的差异性影响视角,本文创新性地将社会网络分析与连续双重差分和两阶段最小二乘法相结合,利用2006—2016年中国地级城市的面板数

表6 高铁开通对产业结构升级影响的进一步讨论

|           | st01<br>(1)           | st02<br>(2)           |
|-----------|-----------------------|-----------------------|
| HSR       | 0.184 3 ***<br>(2.44) | 0.223 4 ***<br>(3.82) |
| 时间固定效应    | YES                   | YES                   |
| 地区固定效应    | YES                   | YES                   |
| 控制变量      | YES                   | YES                   |
| N         | 2 321                 | 2 321                 |
| R-squared | 0.398 7               | 0.754 3               |

注:括号内的数值为*t*统计量,\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平,回归分析中的控制变量与基准回归模型保持一致,采用最小生成树工具变量法的回归结果、控制变量与基准回归模型保持一致。

表7 更换产业结构升级度量指标的回归结果

|           | 被解释变量:产业结构升级 STQ      |                       |                   |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-------------------|
|           | 总体样本<br>(1)           | 大中城市<br>(2)           | 小城市<br>(3)        |
| HSR       | 0.132 2 ***<br>(2.82) | 0.139 1 ***<br>(2.78) | 0.193 2<br>(1.27) |
| 控制变量      | YES                   | YES                   | YES               |
| 时间固定效应    | YES                   | YES                   | YES               |
| 地区固定效应    | YES                   | YES                   | YES               |
| N         | 2 321                 | 1 888                 | 433               |
| R-squared | 0.287 5               | 0.302 1               | 0.183 2           |

注:总体样本中包含了省会城市、直辖市和副省级城市,括号内的数值为*t*统计量,\*、\*\*、\*\*\*分别代表10%、5%、1%的显著性水平,采用最小生成树工具变量法的回归结果、控制变量与基准回归模型保持一致。

据,实证检验了高铁开通及城市在高铁网络中的重要性如何影响产业结构升级水平,及其时空异质性特征和内生性问题。研究发现:(1)基准回归分析中,在删除重点城市的基础上,本文采用倾向得分匹配的方法能够较好地处理高铁开通的非随机性问题,平行趋势假设得以成立,即满足处理组开通高铁的城市和对照组未开通高铁的城市在实验前具有共同的发展趋势。而在城市规模异质性分析中,本文采用工具变量的方法弥补倾向得分匹配法在子样本分析中的不足,更为有效地进行异质性模型估计。(2)高铁开通显著促进了第三产业占比的提高,并导致第二产业占比的相对下降,从而提高了“服务化”方向的产业结构升级水平。且随着高铁开通年份的不断推演,高铁开通对产业结构升级的促进作用总体上呈现上升态势,表现出长期的促进作用。(3)高铁开通对产业结构的影响与区位条件有关,中心性越高的城市,高铁开通对产业结构升级的促进作用越强,且在大中规模城市和小规模城市中分别表现出“服务化”方向的“结构趋优”和“升级滞后”两种差异性影响效应。(4)高铁建设促进了服务业内部技术结构的优化升级,提升了生产性服务业和高端服务业的比例。

## (二) 相关政策启示

当前中国面临的供求结构性失衡问题不可忽视,低端产品过剩、高端产品供给不足的客观现实成为中国产业结构转型升级的严重障碍,中国高铁建设带动的全产业链转型升级无疑成为新的经济增长点。虽然高铁建设和运营成本非常昂贵,短期内收益并不明显,但是随着交通路网结构的不断完善,高铁对产业结构的优化升级效应日益显著,经济效益也将逐步显现。此外,值得注意的是,高铁在提高城市间可达性、加强区域间经济联系的同时,也会对产业空间布局进一步产生再分配效应,对中心-外围城市、异质性规模城市的产业结构升级产生差异性影响效应。本文的实证结论对于促进我国产业结构的优化升级具有一定的指导意义,具体如下:

(1)着力推动高速铁路对沿线城市产业结构转型升级的促进作用。中国高铁的全产业链结构转型升级是新旧动能转换时期技术创新的一个成功案例。理论上,高铁开通缩短了城市间的时空距离,促使人力、资本、信息和技术等生产要素在更广阔范围内的优化配置,提高了产业在地理空间中的集聚水平。这不仅有利于发挥沿线城市间产业的比较优势,实现产业协同互补发展,充分发挥人才集聚的红利,还有利于带动生产性服务业与高端服务业新的增长极,从而带动整体区域内产业结构的转型升级与发展。然而基础设施建设不仅包括硬件,如高速铁路和公共服务设施等,同时也包括软件,如相关法律法规、运行机制和舆论风尚等运营环境。因此,后期不仅要结合城市区位优势提高高速铁路建设空间布局的合理性,还要重视软件基础设施环境的培育,破除阻碍产业结构转型升级的旧体制和落后的机制设计,引导更多具有技术创新能力和比较优势的新兴产业成长,实现高铁建设带动地区产业结构合理化、高级化、多样化发展,推动产业结构转型升级。

(2)外围城市及小规模城市的地方政府应积极制定相应的配套支撑政策,因势利导,充分利用自身商业成本较低的比较优势,科学布局,发展高铁沿线产业园区,推进自身生产性高端服务业的快速发展。一要根据自身经济发展的地方优势、技术发展水平、产业转型升级目标以及实际需求承接大中城市的产业转移,有选择地招商引资,完善有利于相关弱势产业发展的体制机制,推进城市间产业的合理分工协作,发展具有地方特色的高铁沿线产业园区;二要加强与高铁开通城市的互联互通,通过构建多种形式的交通运输渠道,实现与中心城市的无缝连接,加速融入高铁“经济圈”,构建区域发展共同体,促进中心-外围城市产业协调发展,力求在提高产业关联和互补程度的基础上,合理配置资源,完成自身服务业内部技术结构的优化升级,避免落入“马太陷阱”;三要加强人才培育创新平台建设,通过体制机制建设,吸引更多优秀人才,促进外部交流合作,积极吸收中心城市和大城市的技术溢出,完成消化、吸收、再创新的科技引领产业结构升级路径。

(3)值得一提的是,第三产业尤其是服务业占比的上升是产业结构转型升级的重要体现。此

外,服务业内部生活性服务业向生产性服务业转型升级、低端服务业向高端服务业转型升级,以及制造业内部劳动密集型行业向资本密集型行业转型升级,都体现了产业内部质量和效率的优化提升。由于地级市层面制造业细分行业数据的缺失,故本文只分析了服务业占比提升及服务业内部技术结构优化升级的产业结构升级现象,而高铁开通对制造业内部技术结构变化及产业结构合理化的影响效应及其路径机理尚不明确,这是未来进一步研究需要关注的重要方向。

#### 注释:

- ①本文根据 Fruchterman and Reingold<sup>[17]</sup> 提出的布局算法构建高铁开通城市二元网络图,并进一步以度数中心性的具体数值作为渲染方式,将不同中心性城市的节点及与其相连的边进行颜色深浅的标记,据此分析高铁网络中的社团结构及不同城市的角色地位。限于篇幅,相应图例备索。
- ②虽然倾向得分匹配能够降低样本非随机性问题和城市特征因素的干扰,但在异质性分析中,由于样本受限,处理组样本倾向得分往往不能得到有效匹配,样本非随机性假设的满足受到进一步的考验。
- ③最小生成树的相关数据来自张梦婷等<sup>[23]</sup> 的研究,参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org/>)的附件下载。

#### 参考文献:

- [1]贺俊,吕铁,黄阳华,等.技术赶超的激励结构与能力积累:中国高铁经验及其政策启示[J].管理世界,2018(10):197-213.
- [2]李祥妹,刘亚洲,曹丽萍.高速铁路建设对人口流动空间的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2014(6):140-147.
- [3]张俊.高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究[J].经济学(季刊),2017(4):1533-1562.
- [4]施震凯,邵军,浦正宁.交通基础设施改善与生产率增长:来自铁路大提速的证据[J].世界经济,2018(6):127-151.
- [5]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.
- [6]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.
- [7]蔡永龙,陈忠暖,刘松,等.快速铁路开通对海南岛空间可达性格局和空间公平性的影响[J].经济地理,2018(1):36-45.
- [8]李保超,王朝辉,李龙,等.高速铁路对区域内部旅游可达性影响——以皖南国际文化旅游示范区为例[J].经济地理,2016(9):182-191.
- [9]刘勇政,李岩.中国的高速铁路建设与城市经济增长[J].金融研究,2017(11):18-33.
- [10]殷平.高速铁路与区域旅游新格局构建——以郑西高铁为例[J].旅游学刊,2012(12):47-53.
- [11]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.
- [12]SHAO S, TIAN Z, YANG L. High speed rail and urban service industry agglomeration: evidence from China's Yangtze River Delta region[J]. Journal of transport geography, 2017, 64: 174-183.
- [13]QIN Y. 'No county left behind?' The distributional impact of high-speed rail upgrades in China[J]. Journal of economic geography, 2017, 17(3): 489-520.
- [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]ZHENG S, KAHN M E. China's bullet trains facilitate market integration and mitigate the cost of mega city growth[J]. Science foundation in China, 2013, 110(1): E1248-E1253.
- [16]DURANTON G, PUGA D. From sectoral to functional urban specialisation[J]. Journal of urban economics, 2005, 57(2): 343-370.
- [17]FRUCHTERMAN T M J, REINGOLD E M. Graph drawing by force-directed placement[J]. Software: practice and experience, 1991, 21(11): 1129-1164.

- [18]龙玉,赵海龙,张新德,等.时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化[J].经济研究,2017(4):195-208.
- [19]BERTRAND M,MULLAINATHAN S. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences [J]. Journal of political economy 2003,111(5):1043-1075.
- [20]汪伟,刘玉飞,彭冬冬.人口老龄化的产业结构升级效应研究[J].中国工业经济,2015(11):47-61.
- [21]卞元超,吴利华,白俊红.高铁开通是否促进了区域创新? [J].金融研究,2019(6):132-149.
- [22]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.
- [23]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.
- [24]STAIGER D,STOCK J H. Instrumental variables regression with weak instruments [J]. Econometrica,1994,65(3):557-586.
- [25]朱紫雯,徐梦雨.中国经济结构变迁与高质量发展——首届中国发展经济学学者论坛综述[J].经济研究,2019(3):194-198.
- [26]余泳泽,潘妍.中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释[J].经济研究,2019(3):150-165.
- [27]张如庆,张登峰.垂直专业化与制造业投入服务化的互动关系——基于面板数据联立方程的实证研究[J].南京财经大学学报,2019(3):1-12.
- [28]孙广召,黄凯南.高铁开通对全要素生产率增长率的异质性影响分析[J].财经研究,2019(5):84-98.
- [29]刘伟,张辉,黄泽华.中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J].经济学动态,2008(11):4-8.

(责任编辑:李敏)

## Has the construction of high-speed railway network promoted the upgrading of China's urban industrial structure?

LI Jianming<sup>1</sup>, WANG Dandan<sup>2</sup>, LIU Yuncai<sup>1,3</sup>

(1. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China;

2. Institute of Finance and Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

3. College of Economics and Trade, Hunan University of Technology, Zhuzhou 412000, China)

**Abstract:** Based on the differential impact of high-speed railway on the spatial and temporal evolution of industrial structure, this paper innovatively combines social network analysis with continuous DID and 2SLS method to empirically test how the opening of high-speed railway and the importance of cities in the high-speed railway network affect the upgrading level of industrial structure. The study finds that: (1) The opening of high-speed railway generally promotes the level of industrial structure transformation and upgrading, and with the continuous improvement and development of the high-speed railway network, compared with peripheral cities, the opening of high-speed railway has a more significant effect on promoting industrial structure upgrading in central cities with wide network links. (2) The impact of high-speed railway opening on industrial structure transformation and upgrading is characterized by stages in time series, showing different effects with different years of high-speed railway opening. (3) The impact of high-speed railway opening on the "service-oriented" direction of industrial structure upgrading is heterogeneous in different urban scales, showing the characteristics of increasing revenue with the increase of urban scale. These conclusions have important policy implications for promoting the coordinated development of high-speed railway economy, building a complementary industrial network, coordinating the industrial division among cities, and promoting the transformation and upgrading of regional community industrial structure.

**Key words:** the opening of high-speed railway; industrial structure upgrading; social network analysis; difference-in-differences; two-stage least squares