
高铁网络对区域产业结构的影响

——基于社会网络与空间计量模型的分析

王群勇 王西贝¹

【摘要】: 通过匹配 2004-2018 年中国 285 个地级及以上城市高铁数据和城市特征数据, 运用社会网络分析方法和空间计量模型, 实证检验了高铁网络对区域产业结构升级的影响。结果表明, 高铁网络的完善促进了当地产业结构升级, 通过外溢效应带动整体产业结构升级, 但其作用方向和强度随区位、人口规模的差异具有较强的空间异质性。高铁网络推动了东、中部地区产业结构升级, 促进了较大人口规模城市产业协同发展。对于区域内部, 高铁网络对不同城市群的作用效果存在差异。中国产业结构升级存在时间惯性和时空滞后性。短期内, 高铁网络的完善直接提升了东、中部地区产业结构水平, 但溢出效应存在方向性差异; 长期内, 仅西部地区存在溢出效应。

【关键词】: 高铁网络 社会网络分析 空间计量模型

【中图分类号】: F426 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1009-2382(2021)05-0082-10

一、引言

伴随经济快速发展, 交通基础设施建设愈加成为影响区域联系和交流的因素之一。为提高交通运输整体能力, 降低交流成本, 高速铁路(简称“高铁”)已成为提升中国交通基础设施建设、促进区域交流的重要方式。自 2003 年秦沈线通车后, 中国加快了高速铁路网建设, 并于 2008 年和 2016 年相继提出构建“四横四纵”和“八横八纵”高铁网络。截至 2020 年底, 中国高铁运营里程达 3.8 万公里, 居世界第一。高铁的完善和覆盖面的扩大, 提高了城市间可达性和连通性, 扩张了中心区域范围, 有利于产生“时空压缩”效应。一方面, 高铁线路贯穿多个省、市, 高铁的便利性降低了要素的贸易成本, 提高了要素流动速度和配置效率, 增强了产业间协调和联动能力, 有利于产业结构优化升级。另一方面, 高铁建设通过“以线带面”的方式促进了沿线城市的经济发展, 推动了区域协调发展。在全球经济疲软和新冠肺炎疫情的双重冲击下, 如何通过调整产业结构推动中国经济持续、高质量发展已成为重要议题。因此, 深层次挖掘高铁网络对产业结构的影响已成为亟需研究的现实问题。

二、文献综述与理论分析

产业结构优化升级是宏观经济研究的重要内容之一, 反映了要素向高生产率部门的流动, 主要从产业结构高级化和合理化两个方面进行研究。产业结构高级化指地区产业结构由低水平向高水平的动态演进(吴振球等, 2013), 表现为从农业、制造业到服务业依次占主导地位的变迁, 反映了产业结构升级。产业结构合理化意味着产业结构优化, 强调产业间发展协调程度以及产业结构的聚合质量(干春晖等, 2011)。产业结构高级化在微观层面上反映了资源合理配置和技术进步, 在中观和宏观层面上反映了产业链升级、部门升级、产业结构升级、城市间产业分工合作以及地区经济发展质量的提高。产业结构高级化是优化升级的基础, 而高级化的前提条件是要素的流动和集聚, 因而需要不断完善交通基础设施, 提升资源配置效率。

高铁作为一种具有高速、高效和高容量的运输方式, 显著提高了城市间可达性和连通性(Wang 和 Duan, 2018;Hu 等, 2019),

作者简介: 王群勇, 南开大学经济学院教授、博士生导师;
王西贝, 南开大学经济学院博士生(天津 300071)。

降低了时间成本和贸易成本,直接提升了要素流动的速度和范围,推动区域间交流,对产业结构优化升级具有明显的经济效应。具体来说,高铁网络的逐步完善加快了要素的跨区域流动,扩大了资源的共享范围,加速知识溢出(Tsekouras 等,2016),通过强化城市间经济联系(杜兴强和彭妙薇,2017),提高沿线城市的联动和互补能力,有助于城市间产业分工合作和产业布局合理化,提升产业融合力度,推动结构升级。黎绍凯等(2020)认为产业结构高级化进程是通过高铁对资本和劳动力再配置效应的提升实现的。首先,高铁网络的完善加速了人力、资金、技术等生产要素的流动和集聚,推动区域内部资源整合和再分配,在通过规模经济直接降低生产成本的同时,还通过高新技术和高端人才引入提高生产效率,间接降低成本,使企业有机会进一步提升创新能力,提高整体产业的生产水平,推动产业结构高级化。其次,高铁产生的引流作用可以拉动沿线城市服务业的集聚和发展(邓涛涛等,2017),降低制造业比例,提升高端服务业比重(蒋华雄等,2017),促进城市产业高端化发展,进一步推动当地产业结构升级。

通过梳理已有文献可知,高铁建设的主要作用是强化中国区域经济增长的溢出效应和结构效应(王雨飞和倪鹏飞,2016)。短期内,可以提升就业水平(蒋茂荣等,2017),长期内对地区产业结构产生深远影响,具有重塑区域和城市空间结构的效果(Jiao 等,2014;Jiang 和 Chu,2017)。同时可通过空间溢出效应推动相邻非高铁城市的经济发展(俞路和赵佳敏,2019),缩短地区间发展差距。因此需要不断完善高铁网络,通过高铁建设推动产业结构高级化进程,合理化空间经济格局,推动中国城市体系结构多中心化发展(游悠洋等,2020)。但受多方面因素影响,高铁建设在地区层面存在较大差异。目前,中国高铁网络呈现出东密西疏的状态,使用复杂网络测度发现国内一线城市高铁网络的偏心率和度数明显增加(Xu 等,2018),高铁网络建设的非均等状态将导致地区经济效应明显不同。高铁线路的开通扩大了站点城市和非站点城市的差异,拉大区域经济差距(戴学珍等,2016;卞元超等,2018)。

综上所述,高铁网络建设通过加快要素流动提高城市产业结构高级化程度,不断优化地区产业结构布局,在促进资源再分配的同时改变区域空间发展形态,最终对区域经济发展产生深刻影响。因此,深入探究高铁网络建设与城市产业结构之间的关系有利于将高铁建设作为新增长极,通过带动沿线城市产业高级化从而拓展中国经济转型升级途径。但现有文献对高铁网络和产业结构关系的研究较少且范围局限,大部分集中于高铁网络的测算和高铁线路开通的经济效应方面,研究方法上多使用PSM-DID,将高铁开通设置为虚拟变量进行讨论(周玉龙等,2018;罗能生等,2020)。而高铁建设时间长,线路间存在空间关联性,单条线路通车不仅对站点城市产生影响,还将对整体高铁网络产生联动效应,普通的研究方法忽略了高铁网络的动态时间效应和空间溢出效应。为补充该方面的研究,本文使用2004-2018年中国地级及以上城市面板数据和高铁建设数据进行匹配,利用社会网络分析方法(SNA)测算高铁网络性质,结合空间计量模型实证检验高铁网络与产业结构升级之间的关系。

本文的主要贡献包括以下三点:第一,利用社会网络分析方法测度高铁网络性质,丰富目前对高铁网络联通情况的定量分析;第二,根据区位、人口规模和经济发展的差异性,分地区讨论高铁网络作用的异质性;第三,在静态空间计量模型的基础上,扩展使用动态空间计量模型进一步探究高铁网络对产业结构高级化的长短期效应。

三、变量说明与模型设定

根据城市特征数据的可得性和完整性共整理出2004-2018年中国285个城市的特征数据,使用插值法补齐缺失值。截至2018年6月30日,共有183个城市开设高铁站并通车,102个城市未开通高铁。为全面衡量交通便捷性对地区联系的影响,使用城市间最短旅行时间构建时间权重矩阵。高铁开通时间及站点、城市间旅行时间通过国家铁路局、中国铁路12306网站查询、整理得到,飞机航班相关数据通过中国民用航空局网站获得,地级市数据来源于《中国城市统计年鉴》。

1. 变量选取及数据处理

(1) 被解释变量。

使用产业结构高级化指标(ES)进行测度。产业结构高级化的测度方法较多,何平等(2014)使用结构超前值进行衡量,但该指数适用于中、微观数据,而本文数据为宏观数据,故无法使用。匡远配和唐文婷(2015)借鉴钱纳里的研究,结合劳动生产率和产业比重构建了高级化指标,该指标的构建是以美国工业化发展作为参照,使用时将受到国家发展情况限制。唐晓华和刘相锋(2016)使用高新技术产业数据构造指标,但该产业具有空间集聚特征,一般集中于发达城市和大型城市,易对中小型城市的测度造成偏误。配第一克拉克定律指出产业结构升级可以使用非农产业比值进行衡量,但随着工业化和信息化发展,第三产业增长率已明显超过第二产业,该方法可能会高估重工业城市的产业结构高级化水平。根据大多数学者提出的测算方法(干春晖等,2011),本文使用城市第三产业增加值与第二产业增加值之比来衡量,该方法较准确地描述了不同地区服务业化程度,可以避免高估制造业发达城市的产业结构升级程度。为验证上述指标的合理性和稳健性,根据配第一克拉克定律,使用第二、第三产业增加值之和与第一产业增加值之比得到非农产业比代替ES进行稳健性检验。

(2)解释变量。

现有学者大多选取2008年京津线开通后数据进行研究,但已有研究表明高铁建设期内会增加当地投资,促进经济发展。因此使用2003年7月1日到2018年6月30日开通的高铁线路数据,通过SNA方法构建网络模型计算高铁网络相关指标。根据SNA的定义,将285个城市作为节点构建网络连接矩阵,若两城市间开通高铁线路则赋值为1,反之则为0。本年度线路开通时间设定为上年度7月1日至本年度6月30日,共构建15年的矩阵测度高铁网络性质。随着高铁线路增加和高铁网络规模逐步扩大,高铁网络图呈现出动态变化,相对中间中心度(HSR)可用于比较不同的网络图,故使用HSR作为核心解释变量测度高铁网络完善度。HSR值越高,则高铁网络完善程度越高,节点城市在网络中的联通控制能力越强。计算方法如下(刘军,2004):

$$b_{jk}(i) = g_{jk}(i) / g_{jk} \tag{1}$$

$$C_{AB}(i) = \sum_j \sum_k b_{jk}(i), \quad j \neq k \neq i, j < k \tag{2}$$

$$HSR(i) = \frac{2C_{AB}(i)}{n^2 - 3n + 2} \tag{3}$$

其中: $g_{jk}(i)$ 和 g_{jk} 分别表示点 j 和 k 之间经过点 i 和不经点 i 的最短途径数, n 为节点数目, $b_{jk}(i)$ 测度了节点 i 处于 j 和 k 间最短途径的概率, 加总 $b_{jk}(i)$ 得到点 i 的绝对中间中心度 $C_{AB}(i)$, 通过与网络中节点中间中心度的最大值相比得到点 i 的相对中间中心度 $HSR(i)$ 。

产业结构高级化可分为产业间替换和产业内部升级。产业间替换是指城市产业呈现出“三、二、一”动态演进格局, 产业内部升级指各产业内部优化, 包括企业集约化发展、产业链升级、产值增加等。经济增长和居民消费能力可以促进服务业发展, 并通过城市间分工合作推动制造业迁移。因此, 城市经济发展水平和消费水平提升将会直接作用于产业间替换, 推动产业结构升级, 故将两者作为控制变量。张国强等(2011)证明了人力资本可以推动产业结构升级, 但产业内部结构升级更需要通过提升其自身创新水平进行, 而且还需要通过扩大对外开放程度, 引入先进技术和前沿知识, 提高企业生产率, 创新产品, 促进相关产业由粗放型向集约型发展。人力资本和创新水平在内涵上存在一定重合, 因此选择创新水平作为控制变量更合适。虽然产业政策对产业结构存在影响, 但其作用效果不仅受市场化程度和政府实施力度的影响, 还受多种经济因素影响, 故不考虑。控制变量计算方式如下: ①国内消费水平(con), 通过社会消费品零售总额与GDP的比值衡量; ②创新水平(sci), 对数化处理各城市的专利授权量; ③区域开放程度(fdi), 通过当年实际使用外资金额(使用当年平均汇率进行转换)与GDP的比值测度; ④人均GDP(pgd), 进行对数化处理后衡量城市经济发展状况。

2. 权重构建及模型设定

(1) 权重构建。

空间权重矩阵用于度量个体间的空间联系，常使用地理距离或邻近关系构造。随着基础交通运输发展，距离对区域间经济交流的制约减弱，时间成本成为阻碍人力和资源流动的主要因素。本文通过构建跨区域流动的最短旅行时间权重矩阵(W)度量两地间联系，相比地理距离权重或邻近关系权重更符合现实情况。由于城市间交通基础设施建设状况存在多样性和差异性，本文选择普快(K)、直达(Z)、高铁(G)和飞机(P)作为出行方式，并将城际(C)、动车(D)和高铁(G)归类至高铁 1。经查询、整理得到城市间四种方式的最短旅行时间并构造时间权重。由于部分城市存在未开通高铁、高铁开通运营时间较短或开通车次较少的情况，为四种运输方式赋递减的权重，计算如式(4)。同时，为验证时间权重稳健性，使用城市经纬度计算两地距离构造地理距离权重，如式(5)。

$$w_{ij} = \frac{1}{K_{ij}} \times 0.4 + \frac{1}{Z_{ij}} \times 0.3 + \frac{1}{G_{ij}} \times 0.2 + \frac{1}{P_{ij}} \times 0.1 \quad (4)$$

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (5)$$

其中， K_{ij} 、 Z_{ij} 、 G_{ij} 、 P_{ij} 分别表示任意两城市间通过普快(K)、直达(Z)、高铁(G)和飞机(P)到达的最短时间， d_{ij} 为两地距离。

(2) 模型设定。

空间计量模型通过加入空间权重矩阵衡量个体间的空间相互作用。交通基础设施的完善有助于提升城市间互联互通和资源分配能力，扩大城市间相互影响，使用空间计量模型可以有效衡量空间溢出效应，更符合实际情况。Elhorst(2014)提出广义动态空间模型，如式(6)， X_i 和 Z_i 分别为外生和内生解释变量， WY_{t-1} 为被解释变量的空间时间滞后项。

$$Y_i = \tau Y_{t-1} + \rho WY_i + \eta WY_{t-1} + X_i \beta_1 + WX_{i2} \beta_2 + X_{t-1} \beta_3 + WX_{t-1} \beta_4 + Z_i \pi + \nu_i \quad (6)$$

$$\nu_i = \delta \nu_{i-1} + \lambda W \nu_i + u + \xi_i N + \varepsilon_i$$

$$u = \kappa W u + \zeta$$

$$Y_i = \rho WY_i + X_i \beta_1 + WX_{i2} \beta_2 + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (7)$$

$$Y_i = (I - \rho W)^{-1} Y_{t-1} + (I - \rho W)^{-1} (X_i \beta_1 + WX_{i2} \beta_2) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon_i \quad (8)$$

令广义动态模型中的 τ 、 η 、 β_3 、 β_4 、 π 、 δ 、 λ 、 κ 、 ξ_i 、 ζ 为 0, 可得到空间杜宾模型(SDM), 如(7)式。转换为(8)式后得到 SDM 模型的直接效应 $[(I - \rho W)^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W)]^d$ 和间接效应 $[(I - \rho W)^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W)]^{rsum}$, 其中, d - d -表示矩阵对角线元素均值, $rsum$ 为矩阵非对角线元素行和平均值。间接效应即空间溢出效应。令 SDM 模型中的 $\beta_2=0$ 可转化为空间滞后模型(SAR)。

四、实证分析

1. 高铁网络相对中间中心度测算

高铁建设存在阶段性，中国发达城市高铁线路建设速度和范围远超欠发达城市。为明确高铁建设和开通状况，表 1 列出了 2011-2018 年东、中、西部地区高铁相对中间中心度排名前 20 的城市数量。近 8 年来，东部地区高铁建设速度一直保持着较高水平，中部地区高铁建设呈现较强的波动性，但整体建设状况良好，西部地区自 2013 年开始进行建设，直至 2018 年才有较大提升。结合中国高铁开通城市与相对中间中心度排名发现，截至 2018 年，西北地区仅西安、宝鸡、兰州、渭南在高铁网络中具有较强的控制力度和联通能力。总体而言，中国高铁网络发展呈现由东向西、从南向北的延伸过程，与中国经济发展状况呈现出较强的一致性。

表 1 2011-2018 年高铁相对中间中心度排名前 20 的城市数量

| | 2011 年 | 2012 年 | 2013 年 | 2014 年 | 2015 年 | 2016 年 | 2017 年 | 2018 年 |
|----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 东部 | 12 | 12 | 11 | 14 | 11 | 11 | 10 | 9 |
| 中部 | 8 | 8 | 9 | 5 | 7 | 8 | 9 | 6 |
| 西部 | — | — | — | 1 | 2 | 1 | 1 | 5 |

2016 年提出“八横八纵”后，高铁网络密度得到进一步提升，表 2 列出了 2014 年和 2018 年相对中间中心度排名前 10 的城市。东部地区仍占比较大，多个城市处于高铁网络核心枢纽位置，这些城市在整体网络中的连接能力和控制能力较强。中西部地区交通枢纽城市数量远低于东部地区，且西部地区仅西安在高铁网络中占据较重要的位置。北京 2018 年相对中间中心度为 3.732%，排名第 11 位，变化不大，滁州、南京、西安首次进入前 10。四年间，原有城市的相对中间中心度均得到了较大提升，郑州变化最为显著，相对中间中心度提升了 8.543 个百分点，进一步缩小了与武汉的差距。这意味着中心枢纽城市在高铁网络中的控制能力进一步加强，整体网络由单中心向多中心过渡。整体来看，中间中心度呈现由省会城市向非省会城市、大城市向小城市递减的趋势。

表 2 2014 年和 2018 年相对中间中心度排名前 10 的城市 单位：%

| | | | | | | | | | | |
|--------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 城市 | 武汉 | 郑州 | 天津 | 北京 | 秦皇岛 | 合肥 | 广州 | 沈阳 | 杭州 | 衡阳 |
| 2014 年 | 5.395 | 3.561 | 3.507 | 3.147 | 3.135 | 2.860 | 2.440 | 1.773 | 1.701 | 1.463 |
| 城市 | 武汉 | 郑州 | 天津 | 广州 | 秦皇岛 | 合肥 | 西安 | 沈阳 | 滁州 | 南京 |
| 2018 年 | 13.169 | 12.104 | 8.095 | 7.912 | 7.376 | 7.061 | 6.949 | 5.056 | 4.789 | 4.756 |

2. 模型构建与分析

构建空间计量模型首先需使用面板莫兰检验讨论空间相关性，经过计算可得，莫兰值为 0.084，检验统计量为 15.125 ($p=0.000$)，存在显著正向空间相关性。其次，使用拉格朗日乘子(LM)检验、稳健的 LM 检验(RobustLM)、Wald 检验和 LR

检验对模型的选择进行判断,后两种检验用来判别SDM模型是否可以退化为SAR模型或空间误差模型。综合四种检验结果发现,在时间权重下SDM模型更具优势。检验结果见表3。为佐证上述结论,使用贝叶斯后验模型概率方法再次验证模型选择问题。该方法使用似然函数和先验分布得到后验分布,通过计算对数边际似然值得到一系列无条件后验模型概率,这些后验概率可作为权重和模型的选择标准,最高后验概率对应的权重或模型为最适权重或模型。贝叶斯法的优点在于该方法对模型的推断不以模型参数的特殊值为条件,直接得到后验概率,结果更直观、准确,且适用于小样本情况。计算发现,空间自变量滞后模型(SLX)、SAR、SDM和空间杜宾误差模型(SDEM)的概率分别为0.000、0.000、0.999和0.001。为检验时间权重的适用性,在SDM模型下计算时间权重和地理距离权重的贝叶斯后验模型概率。结果显示,时间权重的贝叶斯后验模型概率为0.999。综上可知,SDM模型和时间权重矩阵为最优组合。最后,使用Hausman检验确定具体的效应模型,结果为4170.927($p=0.000$),故选择固定效应模型。

综合比较三种固定效应模型估计结果后,本文选择构建时间空间双固定模型。将权重矩阵和被解释变量替换为地理距离权重和非农产业比后再次估计SDM模型,进行稳健性检验。回归结果见表4。两种权重下变量系数的方向和显著性相似,使用非农产业比替换ES进行估计后,变量系数估计方向的差异性较小,且HSR均表现出显著的正向促进作用。综合上述结果可知,时间权重矩阵和ES估计结果稳定。 ρ 显著为正,说明城市高铁网络存在正向空间相关性,节点城市相对中间中心度越高,其周边开通高铁线路的城市越多。

表3 模型选择检验

| | LM 检验 | RobustLM 检验 | Wald 检验 | LR 检验 |
|---------------|---------|-------------|---------|---------|
| spatial-lag | 76.022 | 18.768 | 38.470 | 6.754 |
| p 值 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.239 |
| spatial-error | 305.717 | 248.463 | 85.321 | -19.901 |
| p 值 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |

表4 模型估计及稳健性检验

| | 固定效应模型(时间权重) | | | 稳健性检验 | |
|-----|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 时间固定 | 空间固定 | 时间空间双固定 | 地理距离权重 | 被解释变量: 非农产业比 |
| HSR | -0.062*** (-3.830) | 0.068*** (5.493) | 0.065*** (5.826) | 0.053*** (5.266) | 7.534*** (4.379) |
| con | -0.783*** (-12.122) | -0.691*** (-11.606) | -0.204*** (-3.615) | -0.204*** (-3.630) | -10.325 (-1.183) |
| sci | -0.130*** (-13.113) | -0.119*** (-8.206) | 0.043*** (2.893) | 0.041*** (2.880) | -8.913*** (-3.894) |
| fdi | -2.914*** | -0.246 | -0.496* | -0.440 | -26.315 |

| | | | | | |
|----------------|------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-------------------------|
| | (-6.771) | (-0.753) | (-1.669) | (-1.470) | (-0.571) |
| pgdp | 0.570*** (25.031) | 0.177*** (6.736) | 0.711*** (21.349) | 0.730*** (22.214) | 7.792 (1.518) |
| w×HSR | 0.244*** (3.912) | -0.174*** (-4.439) | 0.220*** (5.096) | 0.604*** (2.750) | -3.496 (-0.542) |
| w×con | 3.587*** (9.178) | -1.596*** (-3.980) | -0.010 (-0.027) | 0.132 (0.105) | -241.947*** (-4.268) |
| w×sci | 0.107*** (3.555) | 0.161*** (3.569) | 0.0003 (0.007) | 0.141 (0.993) | 11.357 (1.566) |
| w×fdi | 0.962 (0.513) | -1.065 (-0.920) | -2.770** (-2.218) | -18.085** (-2.488) | -928.278*** (-4.738) |
| w×pgdp | -0.304*** (-11.294) | -0.129 (-1.610) | -0.034 (-0.391) | -0.269 (-1.161) | 12.705 (0.957) |
| ρ | 0.505*** (22.028) | 0.592*** (11.963) | 0.304*** (5.007) | 0.435*** (4.818) | 0.018 (0.242) |
| R ² | 0.290 | 0.729 | 0.780 | 0.779 | 0.770 |

分解直接效应和间接效应进一步分析高铁开通对产业结构的影响，结果见表 5。高铁网络完善度存在显著的正向直接效应和溢出效应。相对中间中心度的提升促进了人力资源、资本、技术等要素流动，提高了要素配置效率，推动地区由劳动密集型城市向资源密集型城市转变，并通过高铁网络互联互通产生正向外溢效应带动周边地区产业结构升级，从而促进区域整体产业结构高级化和经济协调发展。创新水平的提升有利于提高企业生产率，推动企业转型升级，优化产业链。但由于目前中国经济发展不平衡问题突出，要素向发达城市集聚，产业结构具有显著区位特征，导致创新水平外溢效应不显著。人均 GDP 的提升通过推动城市服务业发展促进产业结构升级，显著的溢出效应表明人均 GDP 可以通过正向的辐射效应带动邻近地区产业结构升级。

表 5 效应估计结果

| | HSR | con | sci | fdi | pgdp |
|------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 直接效应 | 0.067*** (-6.139) | -0.202*** (-3.522) | 0.043*** (-2.818) | -0.498* (-1.669) | 0.714*** (-21.906) |
| 间接效应 | 0.345*** (-5.263) | -0.099 (-0.197) | 0.020 (-0.306) | -4.272** (-2.355) | 0.268* (-1.814) |
| 总效应 | 0.412*** (6.074) | -0.301 (-0.600) | 0.063 (0.987) | -4.770*** (-2.647) | 0.982*** (6.572) |

3. 地区异质性与城市规模异质性分析

(1) 地区异质性。

上述研究表明高铁网络的完善对中国产业结构优化升级存在较强推动力，但中国区域发展差距明显，东、中、西部地区在资源禀赋、交通基础设施建设、产业布局、市场规模和经济结构等方面均存在明显差异。上述原因可能会导致高铁建设的作用效果存在差异，需进一步对地区进行细分。将 285 个城市分为东部、中部和西部城市，讨论高铁网络对地区产业结构影响的异质性，结果见表 6。东、中、西部地区产业结构均存在显著的正向空间相关性，且中、西部地区产业结构空间相关性明显高于东部，这与中国地区产业结构布局状况相符。

表 7 报告了东、中、西部地区 SDM 模型的效应估计结果。城市间联系的密切程度随高铁网络的完善而加深，相对中间中心度的上升直接提高了东、中部地区产业结构高级化水平，但其溢出效应不明显。东部地区高铁网络整体优于中部地区，因而高铁网络对产业结构高级化的作用强度高于中部地区。西部地区高铁开通时间短、网络密度低以及自身发展问题导致高铁对本地和邻近地区的作用效果仍未凸显。就控制变量来说，创新水平的上升在推动东部地区产业结构升级的同时对邻近地区产生了阻碍作用，这是由于东部地区整体发展水平较高，易对周边地区产生较强的吸引力，促进要素向该地区流动和集聚，造成负向溢出效应。中部地区创新水平的提升对产业结构存在显著的正向直接效应，并且通过区域间示范作用对产业结构高级化产生显著的外溢效应。西部地区创新水平的提高通过扩散作用提升了邻近地区产业结构高级化水平。人均 GDP 的上升推动了东、中、西部地区产业结构高级化进程，且对中部地区的作用效果最强。东部地区经济发展水平持续上升会产生较强的辐射作用，有利于区域经济一体化发展。中、西部地区经济发展仍存在较大提升空间，人均 GDP 的提升首先作用于当地产业结构和经济发展，因此外溢效应不显著。

表 6 东、中、西部地区 SDM 模型估计结果

| | 东部 | 中部 | 西部 |
|-------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| HSR | 0.066*** (5.947) | 0.057*** (4.297) | -0.115 (-1.451) |
| con | -0.251*** (-3.009) | -0.103* (-1.799) | -2.832*** (-14.218) |
| sci | 0.056*** (2.739) | 0.108*** (4.946) | -0.164*** (-7.481) |
| fdi | -0.687* (-1.681) | -0.361 (-1.122) | -5.269*** (-3.383) |
| pgdp | 0.384*** (8.634) | 0.895*** (15.202) | 0.432*** (10.534) |
| w×HSR | 0.054 (1.414) | 0.012 (0.272) | 0.010 (0.028) |
| w×con | -0.284 (-0.986) | -0.896*** (-1.974) | 0.797 (1.448) |

| | | | |
|----------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| w×sci | -0.114** (-2.404) | 0.109* (1.789) | 0.145*** (2.812) |
| w×fdi | -0.518 (-0.409) | -2.957** (-2.116) | -5.420 (-1.228) |
| w×pgdp | 0.181** (2.171) | -0.138 (-1.346) | -0.020 (-0.203) |
| ρ | 0.171** (2.241) | 0.247*** (3.329) | 0.282*** (4.376) |
| R ² | 0.787 | 0.838 | 0.476 |
| N | 101 | 100 | 84 |

表 7 分地区 SDM 模型效应估计结果

| | 东部 | | 中部 | | 西部 | |
|------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------------|--------------------|
| | 直接 | 间接 | 直接 | 间接 | 直接 | 间接 |
| HSR | 0.067*** (5.917) | 0.077 (1.639) | 0.057*** (4.191) | 0.033 (0.543) | -0.116 (-1.375) | -0.023 (-0.043) |
| con | -0.256*** (-3.085) | -0.402 (-1.170) | -0.112* (-1.888) | -1.254** (-2.058) | -2.829*** (-14.591) | -0.006 (-0.009) |
| sci | 0.056*** (2.712) | -0.124** (-2.243) | 0.110*** (5.243) | 0.184** (2.316) | -0.162*** (-7.461) | 0.138** (2.055) |
| fdi | -0.685* (-1.690) | -0.765 (-0.510) | -0.396 (-1.210) | -3.852** (-2.063) | -5.338*** (-3.520) | -9.563 (-1.599) |
| pgdp | 0.383*** (8.813) | 0.302*** (2.658) | 0.896*** (15.565) | 0.112 (0.665) | 0.435*** (10.536) | 0.140 (1.045) |

(2) 城市规模异质性与区域内部异质性。

高铁线路开通推动了人口向大城市转移和集聚，在提高劳动力供给能力的同时降低了人力资本的使用成本。因此，高铁网络建设与城市人口规模呈较强的正相关性，地区高铁网络密度随人口密度增加而提高，从而使得要素在地区间流动速度、配置效率也随之提高，故高铁网络完善可能随着人口规模的差异而产生不同效果。本文根据国务院印发的《关于调整城市规划标准的通知》，以 100 万人口规模为标准，将 285 个城市划分为大城市和中小城市。为加快区域经济一体化建设，中国提出了城市群发展规划。结合高铁建设规划可知，高铁网络建设将对城市群内部产生较大影响，本文挑选了规模较大的长三角、长江中游和京津冀三个城市群进行分析，并构建时空双固定 SDM 模型。

回归结果见表 8。大城市空间相关系数显著高于中小城市，意味着随着城市人口规模扩大，大城市产业关联程度高于中小城市。结合表 9 的回归结果发现，高铁网络完善打破了地域限制，但受限于地区自身发展状况，其作用效果差异较大。大城市相对中间中心度上升直接促进了地区产业结构高级化，并通过正向辐射效应带动周边地区产业结构升级，推动整体区域产业协同发展。人口规模较小的中小城市由于自身发展情况较差，工业化程度较低，高铁网络仅作用于本地，扩散效应不显著。就控制变量来说，大城市科技创新水平较高，伴随充足的劳动力，可以进一步提高生产水平，推动产业结构高级化进程；而中小城市整体创新水平较低，对产业结构的影响不显著。大城市人均 GDP 的增长可以通过提高第三产业比重直接推动产业结构升级，但由于其发展程度已达到较高水平，故经济增长对产业结构高级化的直接效应低于中小城市，并通过高铁网络产生“涓滴效应”拉动周边地区产业结构升级。中小城市发展空间较大，城市经济水平的提高会带动产业结构升级，但其外溢效应不显著。

表 8 不同人口规模城市及城市群 SDM 模型估计结果

| | 大城市 | 中小城市 | 长三角 | 京津冀 | 长江中游 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|
| HSR | 0.060*** (6.485) | 0.185*** (2.623) | 0.065*** (4.665) | 0.052*** (4.293) | -0.068*** (-3.791) |
| w×HSR | 0.122*** (3.369) | 0.127 (0.757) | 0.092 (1.343) | 0.077** (2.293) | 0.037 (1.106) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| ρ | 0.467** (7.520) | 0.099 (1.444) | 0.376*** (3.955) | -0.332** (-2.410) | -0.169* (1.714) |
| R ² | 0.797 | 0.787 | 0.851 | 0.902 | 0.481 |
| N | 162 | 123 | 27 | 13 | 28 |

表 9 不同人口规模及城市群效应估计结果

| | 大城市 | | 中小城市 | | 长三角 | | 京津冀 | | 长江中游 | |
|------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|
| | 直接 | 间接 | 直接 | 间接 | 直接 | 间接 | 直接 | 间接 | 直接 | 间接 |
| HSR | 0.062*** (6.851) | 0.280*** (3.815) | 0.185*** (2.619) | 0.157 (0.342) | 0.069*** (4.694) | 0.188 (1.535) | 0.049*** (4.133) | 0.049* (1.818) | -0.069*** (-3.791) | 0.029 (0.783) |
| con | -0.627*** (-7.373) | -2.693*** (-2.810) | 0.027 (0.346) | 1.113*** (2.899) | -0.489** (-2.066) | -3.225* (-1.719) | -0.237 (-1.352) | 0.588 (1.505) | -0.543*** (-3.606) | 0.429 (1.118) |
| sci | 0.155*** (9.096) | -0.074 (-0.766) | -0.035 (-1.440) | 0.008 (0.130) | 0.131*** (5.318) | 0.069 (0.695) | -0.079 (-1.055) | -0.187 (-1.634) | -0.084*** (-3.509) | -0.107* (-1.754) |
| fdi | -0.551 (-1.265) | -3.255 (-1.133) | -0.164 (-0.369) | -3.121 (-1.384) | 1.730*** (3.543) | -2.309 (-0.848) | -1.039 (-0.854) | -3.269 (-1.651) | -5.459*** (-7.658) | -0.094 (-0.041) |
| pgdp | 0.349*** | 0.725** | 1.147*** | 0.115 | 0.257*** | 0.291 | -0.223* | 0.089 | 0.177*** | 0.247** |

| | | | | | | | | | | |
|--|---------|---------|----------|---------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|
| | (9.940) | (3.501) | (19.030) | (0.807) | (0.665) | (1.043) | (-1.896) | (0.472) | (4.348) | (2.266) |
|--|---------|---------|----------|---------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|

对比城市群估计结果发现，除长三角外，京津冀和长江中游城市群的空间相关系数显著为负，这与城市群内部产业布局差异有关。表9显示，长三角和京津冀城市群高铁网络中间中心度提升会拉动产业结构升级，并在城市群内产生较强的溢出效应，推动地区产业协同发展和经济一体化进程。创新水平提升仅促进了长三角城市群产业结构高级化，对京津冀产业结构无显著作用，这可能是由于京津冀城市群整体发展水平较高，尤其是北京市，其服务业高度发达，产业结构高级化和合理化程度较高，因此创新水平提高对其作用减弱。人均GDP增加有利于推动长三角和长江中游城市群产业结构高级化，且对长江中游城市群产生显著的外溢效应。综合以上发现，虽然东、中部地区高铁网络完善、创新水平以及经济发展对产业结构升级产生了推动作用，但在不同城市群内，这些因素的作用效果仍存在较大差异。

4. 高铁网络对产业结构影响的动态分析

静态空间面板模型无法捕捉因时间滞后或时空滞后导致的影响。为进一步研究高铁网络完善与产业结构之间的动态关系，降低内生性问题，使用动态空间计量模型(DSDM)进行扩展性讨论，模型如式(9)。将其进行改写可分解出长期效应和短期效应，表10给出了具体的计算方法。

$$\begin{aligned}
 Y_i &= \tau Y_{i-1} + \rho WY_i + \eta WY_{i-1} + X_i \beta_1 + \\
 &WX_i \beta_2 + \varepsilon_i \quad (9) \\
 \varepsilon_i &\sim N(0, \sigma^2 I_n)
 \end{aligned}$$

$$Y_i = (I - \rho W)^{-1} (\tau I + \eta W) Y_{i-1} + (I - \rho W)^{-1} (X_i \beta_1 + WX_i \beta_2) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon_i \quad (10)$$

表10 动态SDM模型效应计算方法

| | 直接效应 | 间接效应 |
|----|--|---|
| 短期 | $[(I - \rho W)^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W)]^d$ | $[(I - \rho W)^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W)]^{\overline{ind}}$ |
| 长期 | $[\tau (I - \rho W)^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W)]^d$ | $[\tau (I - \rho W)^{-1} (\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W)]^{\overline{ind}}$ |

结合上述讨论分别估计东、中、西部地区的DSDM模型并计算长、短期效应，同时对动态模型进行检验，结果见表11和表12。东、中、西部地区动态空间模型稳定性统计量均小于1，满足稳定性检验。对比静态与动态结果发现，空间自相关系数提高，模型拟合优度上升。使用动态模型似然函数值 L_1 与对应静态模型似然函数值 L_0 的差构建LR检验统计量验证变量 Y_{t-1} 和 WY_{t-1} 系数的联合显著性，自由度为2，结果表明有必要使用包含动态效应的扩展模型。

估计结果显示，东、中部地区产业结构时间滞后项均显著为正，说明地区产业结构升级存在时间延续性，上一期产业结构高级化程度对本期产业结构调整和优化具有导向作用。东、中部地区时空滞后项显著为负，意味着邻近地区上一期产业结构升级程度会降低本地区本期产业结构升级程度，地区间存在资源竞争，可能产生“虹吸效应”。西部地区时空滞后项为正，表明周边地区上一期产业结构升级通过示范效应推动了本地区本期产业结构高级化进程，这与西部地区整体产业结构水平较低、地区间竞争压力较小有关。西部地区产业结构高级化基础薄弱，易受政策等外部性因素的影响，导致地区产业结构的时间惯性不显著。

表 11 东、中、西部地区 DSDM 模型估计结果

| | 东部 | 中部 | 西部 |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| Timelag_ES | 0.919*** (55.286) | 0.873*** (48.354) | -0.022 (-0.616) |
| Spacetimelag_ES | -0.582*** (-5.851) | -0.745*** (-6.466) | 0.164* (1.768) |
| HSR | 0.015** (2.154) | 0.017* (1.873) | -0.121 (-1.439) |
| w×HSR | 0.003 (0.114) | -0.015 (-0.476) | -0.010 (-0.025) |
| ρ | 0.429*** (5.214) | 0.474*** (5.185) | 0.409*** (5.544) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| R ² | 0.925 | 0.931 | 0.478 |
| Stability Statistics | 0.764 | 0.611 | 0.547 |
| LR | 1484.86 | 1223.07 | 140.54 |

表 12 结果表明，在短期内，高铁开通直接加快了要素流动速度，东、中部地区高铁网络完善会推动地区产业结构高级化，但长期中这种直接效应不显著，这与东、中部地区高铁网络完善程度较高、其对产业结构的影响减弱有关，也说明部分地区产业结构继续升级优化需要从区域内部进行，深挖内部发展创新路径。西部地区高铁网络的长期、短期直接效应均不显著，这与西部地区整体经济发展较落后有关，高铁对地区产业结构的影响仍未凸显。对于溢出效应来说，东部地区高铁网络完善在短期内会阻碍周边地区产业结构高级化进程，这与城市间存在资源竞争有关，中间中心度提升表明该城市与更多城市直接连通，刺激了要素集聚，从而易对周边城市产生“虹吸效应”，阻碍邻近地区产业结构升级；中部地区高铁网络完善产生了正的外溢效应。长期内，东、中部地区高铁网络完善均不产生显著的溢出效应，但西部地区高铁网络完善在短期和长期都会对周边地区产生显著的负向溢出效应。

表 12 东、中、西部地区 DSDM 模型效应估计结果

| | | 东部 | | 中部 | | 西部 | |
|------|------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|
| | | 短期 | 长期 | 短期 | 长期 | 短期 | 长期 |
| 直接效应 | HSR | 0.015** (2.112) | 0.328 (0.068) | 0.018** (1.964) | 0.169 (0.320) | -0.126 (-1.483) | -0.129 (-1.517) |
| | 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 间接效应 | HSR | -0.030** (-2.003) | -0.316 (-0.094) | 0.037** (2.033) | -0.038 (-0.085) | -0.176*** (-4.140) | -0.247** (-2.415) |
| | 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |

五、结论及建议

目前，中国高铁网络建设已取得阶段性成果，通过高铁建设带动产业结构转型升级已成为促进地区经济发展的新途径。本文使用 2004–2018 年 285 个地级及以上城市的高铁相关数据和城市特征面板数据，结合社会网络分析方法和空间计量方法探讨了高铁网络完善对地区产业结构升级的空间影响，检验了地区和城市规模导致的异质性，并使用动态空间杜宾模型进行扩展性研究，得到以下结论：首先，中国产业结构整体存在显著的空间相关性，高铁网络相对中间中心度对产业结构升级存在明显的正向直接效应和间接效应，高铁网络完善推动了地区产业结构高级化进程。其次，地区间在经济发展、区位和禀赋等方面的差异导致了高铁网络建设的非均质化，促使高铁网络对地区产业结构高级化的作用方向和强度表现出较强差异。高铁网络完善直接促进了东部和中部地区产业结构升级，但对西部地区影响不显著；且推动了大城市产业高级化进程，产生外溢效应，对中小城市来说，其作用效果仅局限于本地区；就区域内部城市群来说，由于产业发展布局不同，高铁网络作用结果差异较大。最后，动态空间模型结果表明，地区产业结构存在时间延续性和时空滞后性。短期内，高铁网络完善仅作用于东部和中部地区产业结构升级，西部地区效果不显著，且溢出效应都存在方向性差异。长期内，仅西部地区具有溢出效应。

中国正处于产业结构转型升级的关键时期，高铁网络完善可以加快要素流动和集聚，延伸产业链，提升产业结构，从而促进经济高质量发展。基于上述结论，提出以下建议：一方面，应构建综合交通枢纽系统，以开通高铁城市为基础，扩大高铁网络覆盖面，增加网络密度，提高区域间和区域内部通达性，促进要素再分配，减少城市间资源挤占现象，推动产业协同集聚和分工合作。推动沿线城市产业结构由劳动密集型向资本和知识密集型转变，促进产业链升级，不断深化高铁对产业结构升级的影响。另一方面，对于地区间在经济发展和高铁建设上存在的非均衡性，应当因地制宜进行差异化发展，引导产业空间布局合理化，扩大地区优势，缩小区域内部发展差距，以城市群或经济带为基础实现集群化发展，扩大辐射效应，推动区域协调发展。

参考文献：

- [1]. Elhorst, J. P. Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2014.
- [2]. Hu, X. L., J. Huang, and F. Shi. Circuitry in China's High-Speed-Rail Network. Journal of Transport Geography, 2019, 80.
- [3]. Jiang, B., and N. C. Chu. Comprehensive Evaluation of Accessibility in China's High-Speed Rail Network Based on the Perspective of Time, Economy, and Frequency. Journal of Urban Planning and Development, 2017, 143(3).

-
- [4]. Jiao, J. , J. Wang, F. Jin, and M. Dunford. Impacts on Accessibility of China's Present and Future HSR Network. *Journal of Transport Geography*, 2014, 40:123-132.
- [5]. Tsekouras, K. , N. Chatzistamoulou, K. Kounetas, and D. Broadstock. Spillovers, Path Dependence and the Productive Performance of European Transportation Sectors in the Presence of Technology Heterogeneity. *Technological Forecasting and Social Change*, 2016, 102:261-274.
- [6]. Wang, L. , and X. j. Duan. High-Speed Rail Network Development and Winner and Loser Cities in Megaregions:The Case Study of Yangtze River Delta, China. *Cities*, 2018, 83:71-82.
- [7]. Xu, W. T. , J. P. Zhou, and G. Qiu. China's High-Speed Rail Network Construction and Planning over Time:A Network Analysis. *Journal of Transport Geography*, 2018, 70:40-54.
- [8]. 卞元超、吴利华、白俊红：《高铁开通、要素流动与区域经济差距》，《财贸经济》2018年第6期。
- [9]. 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》，《经济地理》2016年第3期。
- [10]. 邓涛涛、王丹丹、程少勇：《高速铁路对城市服务业集聚的影响》，《财经研究》2017年第7期。
- [11]. 杜兴强、彭妙薇：《高铁开通会促进企业高级人才的流动吗?》，《经济管理》2017年第12期。
- [12]. 干春晖、郑若谷、余典范：《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》，《经济研究》2011年第5期。
- [13]. 何平、陈丹丹、贾喜越：《产业结构优化研究》，《统计研究》2014年第7期。
- [14]. 蒋华雄、蔡宏钰、孟晓晨：《高速铁路对中国城市产业结构的影响研究》，《人文地理》2017年第5期。
- [15]. 蒋茂荣、范英等：《中国高铁建设投资对国民经济和环境的短期效应综合评估》，《中国人口·资源与环境》2017年第27期。
- [16]. 匡远配、唐文婷：《中国产业结构优化度的时序演变和区域差异分析》，《经济学家》2015年第9期。
- [17]. 黎绍凯、朱卫平、刘东：《高铁能否促进产业结构升级：基于资源再配置的视角》，《南方经济》2020年第2期。
- [18]. 刘军著：《社会网络分析导论》，社会科学文献出版社2004年版。
- [19]. 罗能生、萧楠芳、李建明：《高铁能否促进产业结构优化升级——基于准自然实验的分析》，《管理学报》2020年第1期。
- [20]. 唐晓华、刘相锋：《能源强度与中国制造业产业结构优化实证》，《中国人口·资源与环境》2016年第10期。
- [21]. 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》，《中国工业经济》2016年第2期。

[22]. 吴振球、程婷、王振：《产业结构优化升级、经济发展方式转变与扩大就业——基于我国 1995-2011 年省级面板数据的经验研究》，《中央财经大学学报》2013 年第 12 期。

[23]. 游悠洋、杨浩然、王姣娥：《“高铁流”视角下的中国城市网络层级结构演变研究》，《世界地理研究》2020 年第 4 期。

[24]. 俞路、赵佳敏：《京沪高铁对沿线城市地区间溢出效应的研究——基于 2005~2013 年地级市面板数据》，《世界地理研究》2019 年第 28 期。

[25]. 张国强、温军、汤向俊：《中国人力资本、人力资本结构与产业结构升级》，《中国人口·资源与环境》2011 年第 10 期。

[26]. 周玉龙、杨继东等：《高铁对城市地价的影响及其机制研究——来自微观土地交易的证据》，《中国工业经济》2018 年第 5 期。

注释：

1 根据《铁路安全管理条例》，高铁是指设计开行速度 250 km/h 且初期运营速度不低于 200 km/h 的客运列车。