

高质量发展视角下高铁网络对城市经济的 空间效应研究

——以长江经济带为例

徐玉萍,王宗宇,董晓梅

(华东交通大学 交通运输工程学院,江西 南昌 330013)

摘要: 高铁网络的建设与完善能够极大地缩短城市间的地理距离,优化城市空间结构。基于2008—2020年长江经济带106个地级市数据,测算城市经济高质量发展水平和高铁网络水平,选择双向固定的静态和动态空间杜宾模型,检验高铁网络对城市经济发展的空间效应。研究结果表明:(1)高铁网络的完善有助于提高本城市的经济发展质量,但可能会对周边城市的经济发展质量产生一定的抑制作用。(2)高铁网络对周边城市的溢出效应因地区而异,尤其在长江中游地区,高铁网络对周边城市的经济高质量发展有着较为显著的抑制作用。(3)高铁网络的完善在短期内可能会对城市经济发展质量产生一定的抑制作用,但从长期来看,这种调整有助于推动城市经济的高质量发展。

关键词: 长江经济带;高铁网络;城市经济高质量发展;动态空间杜宾模型

中图分类号: F061.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-6049(2024)04-0023-11

一、引言与文献综述

在党的二十大报告中,习近平总书记强调,高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。总书记指出,要坚持以推动高质量发展为主题,深入实施区域协调发展战略、新型城镇化战略,构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系^[1]。在这一背景下,促进经济社会高质量发展成为我国应对主要矛盾转变的关键举措,同时也是推动地区经济协同发展的重要途径^[2]。因此,城市经济高质量发展成为一个值得关注的议题。

高铁作为一种快速、高效的现代化交通工具,其网络化进程深刻影响着区域经济发展和空间结构演变,成为重塑区域经济形态与结构的重要工具^[3-4]。关于高铁开通与城市经济的关系,许多学者给出了自己的看法。现有文献表明,高铁建设显著推动了区域经济发展^[5],特别是在缩小县级经济差距方面表现突出^[6]。高铁开通不仅提升了区域创新水平,而且通过促进生产性服务业集聚,进一步激发了城市绿色创新^[7]。研究发现,高铁的引入能够显著增强企业创新能力^[8],并对城市的创业活动产生积极影响^[9]。同时,高铁通过促进劳动力流动,有效缩小了区域间的经济差异^[10]。

收稿日期:2024-03-05;修回日期:2024-06-20

基金项目:江西省社科规划课题“沪昆高铁对沿线城市创新的影响研究”(22YJ17)

作者简介:徐玉萍(1973—),女,江西丰城人,华东交通大学交通运输工程学院教授,硕士生导师,研究方向为轨道运输;王宗宇(1999—),男,安徽淮南人,华东交通大学交通运输工程学院硕士研究生,研究方向为轨道运输;董晓梅(2000—),女,云南楚雄人,华东交通大学交通运输工程学院硕士研究生,研究方向为轨道运输。

在经济发展方面,高铁在相对发达地区通过增加经济增长点和促进投资,加速了城乡融合的发展进程^[11]。同时,高铁对于区域旅游业的繁荣具有重要意义。作为城市旅游扩散功能的关键驱动力^[12],高铁不仅促进了东部地区的旅游收入增长,也为中西部地区带来了更多的旅客流量^[13]。对于旅游资源相对匮乏的城市,高铁开通对其旅游业的促进作用更为显著^[14]。在环境保护方面,高铁的运营在减少城市空气污染和碳排放方面发挥了积极作用,尤其是在中西部地区,高铁的降碳效果更为明显^[15-16]。总体而言,高铁建设不仅促进了经济快速发展,而且对环境保护产生了积极影响。特别是在减少碳排放方面,高铁相较于传统交通方式具有明显优势。

还有许多学者围绕高铁的多维空间属性,对其空间效应进行了系统分析。研究表明,随着高铁网络的不断扩展,城市之间的连通性显著增强,城市网络的发展呈现出明显的地区差异性^[17]。由于高铁的空间布局和发展水平存在地区差异,其对区域发展的影响表现出不均衡的特征,这也是城市间竞争与合作博弈的重要原因之一^[18]。对于设有高铁站点的城市而言,高铁站的建设已成为推动这些城市郊区城镇化进程的关键因素。通过 TOD 模式进行高铁站区的规划与开发,可以有效改善城市的空间结构,缓解城市内部经济发展不均衡的问题^[19]。在城市群和都市圈方面,高铁的开通带来了时空压缩效应,降低了区域要素流动的成本,从而缩小了城市群内的经济差距,促进了经济一体化,提升了区域整体经济水平^[20-21]。然而,高铁网络对城市的空间关联表现出明显的地缘特性和邻接特性,这在一定程度上抑制了城市群内部经济的协调发展,扩大了城市群内部经济发展的差距^[22-23]。

长江经济带作为具有世界影响力的内河经济带,在我国经济发展中发挥着重要的推动作用。未来,随着沿江高铁等重大项目的推进,长江经济带的高铁网络将更加完善,对促进区域协调发展、提升整体经济实力将起到重要作用。鉴于此,本文选取长江经济带作为研究区域,探讨高质量发展视角下高铁网络对城市经济发展的空间效应。本文可能的边际贡献在于:第一,基于社会网络分析法构建无向网络模型,综合测度长江经济带的高铁网络水平;第二,实证分析高铁网络对城市经济高质量发展的空间效应,并探究不同地理区位下的影响差异;第三,构建动态空间杜宾模型,探究长短期时间下高铁网络与城市经济高质量发展的动态空间交互效应。

二、数据与模型

(一) 模型设定

空间计量模型是一种用于分析地理空间数据的统计模型,主要关注数据在空间上的分布及其相互影响。通过引入空间效应,该模型能够有效描述地理空间数据的特征。空间杜宾模型不仅考虑了被解释变量之间的空间相关性,还关注了解释变量在空间上的相互影响。该模型能够描述空间溢出效应,并有效反映空间滞后变量的作用,从而在回归分析中避免了因忽视空间因素而导致的偏差,因此,本文首先考虑空间杜宾模型,其设定如下:

$$Y = \rho W_Y + \beta X + \theta W_X + \varepsilon \quad (1)$$

在式(1)中: Y 是被解释变量; W_Y 是 Y 的空间滞后项, ρ 是其系数; X 是解释变量, β 是其系数; W_X 是 X 的空间滞后项, θ 是其系数; ε 是误差项。在空间计量模型中,邻接矩阵能够有效地计算区域之间的空间权重,这对于分析区域间的相互作用和依赖性至关重要。通过邻接矩阵,可以方便地计算每个区域的邻接区域数量,以及邻接区域对该区域的影响程度,因此本文选择使用邻接矩阵来进行空间矩阵的构建。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:城市经济高质量发展水平(EGQ)

由于对城市经济高质量发展内涵的理解存在差异,当前对于该系统的度量方法主要分为以下两个类别:一是使用单一指标来衡量^[24];二是通过综合指数法构建多维评价指标体系来衡量^[25]。本文拟从新发展理念五个核心维度对城市经济高质量发展水平进行全面深入的评估,并采用熵权法进行量化分析。指标体系的构建如表1所示。

表1 城市经济高质量发展综合评价指标测度体系

综合指标	分类指标	次级指标	指标说明	指标属性
城市经济高质量发展	创新	高等教育人口比重	普通高等学校在校学生数/年末总人口	+
		专利授权量	专利授权量	+
		财政科学技术支出强度	科研支出/地方财政支出	+
	协调	产业结构高级化水平	第三产业产值/第二产业产值	+
		固定资产投资占比	固定资产投资/GDP	+
	开放	消费水平	社会消费品零售总额/GDP	+
		外资依存强度	外商直接投资/GDP	+
		外贸利用强度	进出口总额/GDP	+
	绿色	工业污水排放量	万元 GDP 工业污水排放量	-
		工业 SO ₂ 排放量	万元 GDP 工业 SO ₂ 排放量	-
		生活垃圾无害化处理率	生活垃圾无害化处理率	+
		建成区绿化覆盖率	建成区绿化覆盖率	+
		医院、卫生院床位数	医院、卫生院床位数	+
	共享	社会藏书量	每百人公共图书馆藏书量	+
		城市公园数	城市公园数	+

2. 解释变量:高铁网络水平(HSR)

本文将基于社会网络分析法对长江经济带城市的高铁网络水平进行测度。由于高铁是双向运行的,因此本文参考了相关学者的研究^[26],构建高铁无向网络模型为:

$$G = (V, E) \quad (2)$$

其中:节点集 V 代表开通高铁的地级市;连接集 $E = \{e_{ij}\}$, e_{ij} 表示节点之间的连接, i 和 j 分别表示地级市 i 和地级市 j 。本文基于长江经济带的 106 个城市,构建 106×106 的无权高铁网络联系矩阵,如果两个城市之间开通了高铁,则取值为 1,否则为 0。同时,本文将在上半年开通的高铁视为当年开通,将在下半年开通的高铁视为下一年开通。

为了衡量高铁网络水平,本文引入社会网络分析中的度中心度和中介中心度两个指标,分别用于衡量城市之间高铁网络的“直接”联系程度和“中介”联系程度^[27],并采用等权重综合指数法,对其进行综合测度,公式为:

$$HSR_i = \sum_{j=1}^n W_j M_{ij} \quad (3)$$

其中, HSR_i 表示 i 评价单元的高铁网络水平综合指数, M_{ij} 表示 i 评价单元经过标准化处理后的第 j 项指标。 W_j 表示权重,且每个指标的权重相等。 HSR_i 值越大,表示高铁网络水平越高。

3. 控制变量

为了消除可能存在的遗漏变量偏差并提高模型的解释力,本文参考其他学者的研究^[28-29],选取以下控制变量:(1) 政府干预程度(GOV),使用地方财政一般公共预算支出与地区生产总值的比值来表示。(2) 城市经济发展水平(ECO),使用人均 GDP 的对数来表示。(3) 城市基础设施水平($ROAD$),使用每万人公路通车里程数来表示。(4) 城市城镇化水平(URB),使用市区人口占年末常住人口比值的对数来表示。(5) 城市人口规模(POP),使用年末常住人口的对数来表示。(6) 城市信息化水平($INFOR$),使用电信业务量与邮政业务量之和与地区生产总值的比值来表示。(7) 城市金融水平($FINA$),使用城市年末金融机构存款金额与地区生产总值的比值来表示。

(三) 数据来源与变量的描述性统计分析

长江经济带横跨中国东部、中部和西部三大区域,涵盖 11 个省市。鉴于数据可得性,本文将考察期内发生过行政区划调整的地区、统计数据不完整的地区和各少数民族自治地区排除在研究范围外。基于此,本文选取 2008—2020 年间长江经济带 106 个城市为研究对象。所使用的高铁相关数据主要来源于国家铁路局网站和 12306 网站,并经过手动搜集和整理;所采用的城市面板数据来自《中国城

市统计年鉴》,缺失的数据通过各地级市统计年鉴进行补充。主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计结果

变量	均值	标准差	最大值	最小值
城市经济高质量发展水平(EGQ)	2 669. 321	3 449. 516	24 725. 190	219. 178
高铁网络水平(HSR)	30. 710	85. 918	920. 675	0. 000
城市基础设施水平(ROAD)	31. 857	13. 756	92. 409	1. 850
城市人口规模(POP)	6. 041	0. 620	8. 159	4. 301
城市城镇化水平(URB)	34. 672	22. 524	411. 098	5. 588
政府干预程度(GOV)	19. 263	9. 228	148. 516	6. 482
城市信息化水平(INFOR)	2. 254	1. 258	22. 127	0. 232
城市金融水平(FINA)	135. 085	49. 828	413. 003	49. 829
城市经济发展水平(ECO)	10. 553	0. 679	12. 101	8. 549

三、实证结果分析

(一) 空间相关性检验

1. 全局自相关分析

选取空间计量模型分析的前提和基础在于观测值之间存在空间相关性。因此,本文利用 StataMP 17 软件计算出长江经济带城市经济高质量发展的全局 Moran's I 指数,以检验城市经济高质量发展的空间相关性。表 3 中分析结果显示,2008—2020 年间,全局 Moran's I 指数取值均大于 0,且均通过 1% 的显著性水平检验,说明城市经济高质量发展水平在空间上存在显著的集聚特征。此外,全局 Moran's I 指数从期初的 0. 166 上升至期末的 0. 240,说明城市经济高质量发展的空间整体集聚性有所增强^[30]。

2. 局部自相关分析

鉴于全局 Moran's I 指数反映的是整体区域的空间关联性特征,而非局部区域的特征,因此为了分析城市 EGQ 在局部层面的空间相似性与差异性,本节选取了具有代表性的年份,采用局部 Moran 散点图对集聚的类型化特征加以刻画,结果如图 1 所示。从图中可以看出,2008 年和 2020 年长江经济带城市 EGQ 的局部 Moran's I 指数绝大部分都分布在第一象限和第三象限,显示出显著的高-高集聚和低-低集聚两种空间类型化特征,说明局部地区逐渐形成集聚发展的态势,存在显著的正向空间相关性。

表 3 全局 Moran's I 指数

年份	Moran's I	Z 值	P 值
2008	0. 166	2. 885	0. 004
2009	0. 252	4. 177	0. 000
2010	0. 289	4. 667	0. 000
2011	0. 316	5. 041	0. 000
2012	0. 314	4. 973	0. 000
2013	0. 229	3. 596	0. 000
2014	0. 202	3. 190	0. 001
2015	0. 211	3. 304	0. 001
2016	0. 235	3. 708	0. 003
2017	0. 238	3. 723	0. 000
2018	0. 239	3. 730	0. 000
2019	0. 239	3. 730	0. 000
2020	0. 240	3. 734	0. 000

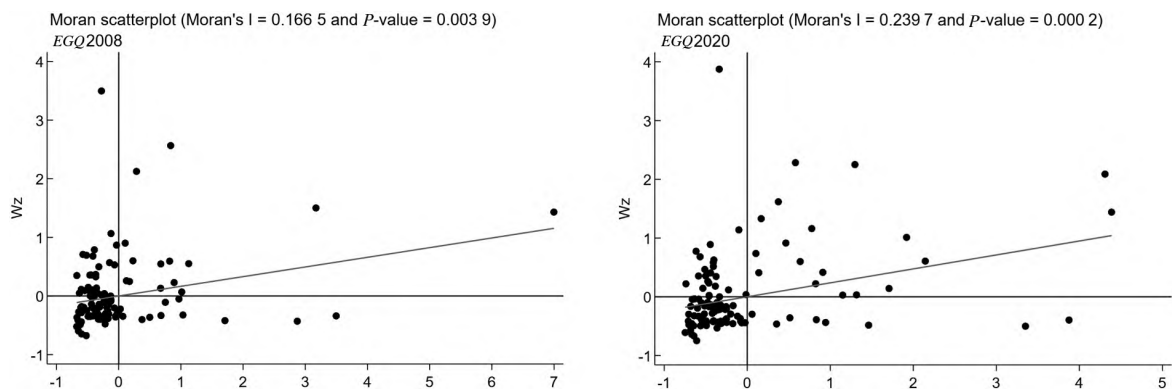


图 1 局部 Moran's I 指数

核密度估计(Kernel Density Estimation, KDE)是将核平滑应用于概率密度估计,能够仅凭样本数据描绘出其分布特征。这一方法可以直观地揭示城市经济高质量发展的动态演变规律^[31]。本文选择2008年、2014年和2020年为观测时点,使用StataMP 17软件构建了高斯核密度二维分布图,通过其分布位置、形态、延展性和极化现象来刻画长江经济带城市经济高质量发展水平的时空演变特征。分析结果如图2所示,

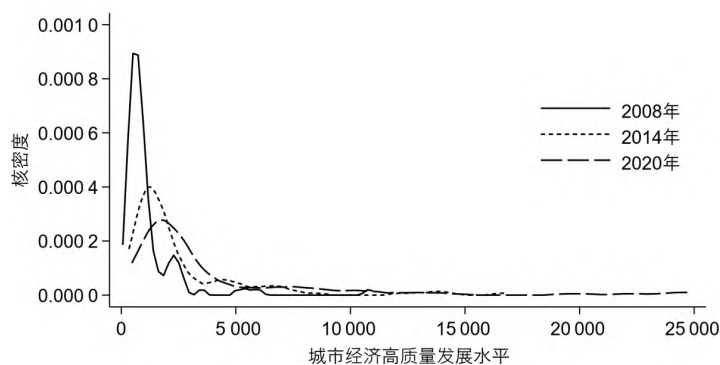


图2 城市经济高质量发展水平的时序演变特征

可以看出:第一,核密度曲线整体向右移动,观测期内主峰高度持续下降,同时右拖尾延展拓宽,说明长江经济带城市经济高质量发展水平不断提高,空间差距持续加大;第二,观测期内主峰数量只有一个,虽然存在多个侧峰,但是并不明显,并且侧峰数量持续减少,由此看出长江经济带城市经济高质量发展水平存在的多极分化现象正在减弱。

综合来看,以上研究结论均揭示了长江经济带各城市在经济高质量发展方面存在显著的空间相关特征。因此,进行实证研究时,有必要运用空间计量模型来进行深入分析。

(二) 空间模型选择

首先,从方差膨胀因子(VIF)的评估结果来看,检测值显著小于10,这表明变量间的相关性较弱,未出现多重共线性的问题。随后,为了确定适用的空间计量模型,本文采用了多种检验方法进行模型选择的判断,包括LM检验、Robust LM检验、Wald检验以及LR检验。从表4中可以看出,SLM的LM-Lag与SEM的LM-Error和Robust-LM-Error统计量均通过1%水平的显著性检验,而SLM的Robust-LM-Lag未能通过。这表明在模型选择上,SEM优于SLM。其次,Wald检验和LR检验的统计结果均在1%的水平下显著,拒绝SDM可能会退化的原假设,说明SDM模型更为合适。最后,对于选择固定效应还是随机效应,本文通过Hausman检验进行判断,如表4所示,Hausman检验结果为489.842,并且P值在1%的显著性水平下显著,表明随机效应未能通过适用性检验,进一步考虑到地区差异和时间因素可能带来的估计偏误,结合似然比检验结果,本文将采用双向固定效应空间杜宾模型进行拟合分析。模型具体表达式如下:

$$EGQ_{it} = \beta_0 + \rho W \times EGQ_{it} + \beta_1 HSR_{it} + \beta_2 CONTROLS_{it} + \alpha_1 W \times HSR_{it} + \alpha_2 W \times CONTROLS_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \gamma_t \quad (4)$$

式(4)中: $CONTROLS_{it}$ 为控制变量,包括GOV、ECO、ROAD、URB、POP、INFOR和FINA; μ_i 为个体固定效应, γ_t 为时间固定效应。

(三) 静态空间面板分析

静态空间杜宾模型的实证结果如表5所示。从第(1)列可知,解释变量HSR的系数在1%的显著性水平下显著为正,表明高铁开通与城市经济高质量发展存在正向的空间相关性,即高铁网络的改善有助于提高城市的经济发展质量。此外,解释变量HSR的空间滞后项回归系数为负,并且在1%的显著性水平下显著,说明高铁网络可能会对邻近城市产生负面的影响。鉴于简单的回归系数分析在揭示高铁网络与城市经济高质量发展之间的关系时具有局限性,无法反映真实的边际效应^[32],本文进一步对空间效应进行分解,从

表4 模型设定检验结果

检验方法	检验结果	P 值
LM-Lag	48.194	0.000
Robust-LM-Lag	0.001	0.981
LM-Error	146.965	0.000
Robust-LM-Error	98.772	0.000
Wald-Lag	134.982	0.000
LR-Lag	127.502	0.000
Wald-Error	116.815	0.000
LR-Error	116.142	0.000
Hausman	489.842	0.000
Likelihood-ratio test(ind, both)	156.032	0.001
Likelihood-ratio test(time, both)	2 077.902	0.000

直接效应、间接效应与总效应三个方面解析溢出效应,分析高铁网络水平对城市经济高质量发展的影响,结果如表5第(2)列至第(4)列所示。

具体而言:直接效应反映了在不考虑空间溢出效应的情况下,高铁网络水平对本地区城市经济高质量发展的直接影响程度;间接效应,即空间溢出效应,反映了高铁网络水平对周边地区经济高质量发展的影响;总效应则综合反映了高铁网络水平对所有地区城市经济高质量发展的综合影响,包括对本地区的影响和对邻近地区的影响。分析结果表明,高铁网络水平的提升在本地区以及总体

上对城市经济高质量发展都具有积极的促进作用,但同时也可能会对周边城市产生一定的竞争和资源虹吸效应,从而对其经济高质量发展产生一定的负面影响,存在明显的空间溢出效应。

(四) 稳健性检验

为进一步确保前文分析结果的可靠性,并增强空间杜宾模型结果的可靠性和可信度,本文采用以下方法进行稳健性检验。

1. 替换被解释变量

由于不同的指标权重确定方法各自具有独特的理论基础和计算过程,考虑到使用不同方法确定的各级指标权重会有所差异,这可能会对城市经济高质量发展水平的测算产生影响。因此,本文将采用层次分析法对城市经济高质量发展水平进行重新测算,并将重新测算的城市经济高质量发展水平作为被解释变量(EGQ')进行回归,其余控制变量保持不变,从而进一步观察替换变量后的结论是否仍然成立。如表6模型(1)所示,回归结果与前文结果基本一致,证明前文结果具有稳健性。

2. 替换空间权重矩阵

由于不同的权重矩阵可能会对回归结果产生不同的影响,因此本文将邻接矩阵替换为反距离矩阵,以考察高铁开通对城市经济高质量发展的空间效应,表6模型(2)为替换空间权重矩阵后的回归结果。可以看出,解释变量 HSR 的符号和显著性与前文结论基本一致,并且空间效应也和前文的结论大致相同,这进一步验证了本文结果的稳健性。

表6 稳健性检验结果

变量	模型(1) 替换被解释变量(层次分析法)				模型(2) 替换空间权重矩阵(反距离矩阵)			
	SDM 模型	直接效应	间接效应	总效应	SDM 模型	直接效应	间接效应	总效应
HSR	7.057*** (0.393)	6.929*** (0.396)	-1.955* (1.160)	4.975*** (1.346)	7.531*** (0.435)	7.509*** (0.473)	-1.719* (15.201)	5.790* (15.461)
$W \times HSR$	-3.531*** (0.918)				-5.054* (6.405)			
ρ	0.289*** (0.029)				0.577*** (0.094)			
σ^2_e	630674*** (24259)				680072*** (26014)			
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	1378	1378	1378	1378	1378	1378	1378	1378
R^2	0.673	0.673	0.673	0.673	0.647	0.647	0.647	0.647

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内数值为标准误差。

3. 工具变量法

为了进一步确保结果的稳健性,排除内生性问题产生的影响,本文参考吉赞和杨青^[33]的做法,选取各地级市的地理坡度指标构造工具变量。依据在于:首先,地理坡度可以反映某一地区地形地貌特征,影响该区域的水分、温度、光照等环境条件,从而对区域内的经济发展等方面产生影响。因此,地理坡度可视为评估这些目标变量的一个关键因素。其次,地理坡度在地表特征和地貌类型等方面具有较好的稳定性,不容易受到外部因素的干扰,并且与当期区域经济发展无直接关联,符合外生性的条件。在本文研究期间,地理坡度是一个不随时间变化的量,本文参考赵涛等^[34]的做法,引入一个随时间变化的变量来构造面板工具变量。高铁建设作为国家重大基础设施项目,主要由政府投资或由中国国家铁路集团有限公司等国有企业承担,属于国家固定资产投资范畴,而且全国固定资产投资额无法直接影响各地级市的区域经济发展质量。因此,本文将各个地级市地理坡度与每一年度全国固定资产投资额构造交互项,作为该年高铁网络水平的工具变量。

工具变量法检验结果如表7所示,列(1)展示了第一阶段回归结果,IV变量的估计系数在5%的显著性水平下显著,表明工具变量对内生变量有较好的解释能力。此外,工具变量通过了不可识别检验和弱工具变量检验,说明工具变量选择合理,前文回归结果稳健。

(五) 异质性分析

本节依据《长江经济带发展规划纲要》,将长江经济带划分为长江上、中、下游三大区域,分别研究这三大区域高铁网络对城市经济高质量发展的空间效应。从表8和表9可以看出,高铁网络水平的提高对于长江上、中、下游地区城市经济的高质量发展均具有显著的促进作用。高铁的引入带来了交通便利、信息交流加速及投资增加等积极因素,进而推动了当地经济的发展。然而,高铁网络对周边城市的溢出效应因地区而异,受到地理位置、经济联系强度等因素的影响。具体来说,长江上游地区可能依赖于特定资源或产业,而高铁网络的建设可能导致这些资源或产业外流,加速了上游地区产业结构的调整,使得某些传统行业面临更大的竞争压力,影响到当地经济的结构和稳定性。但是这种负向溢出效应并不显著,影响相对较小。对于长江中游地区来说,高铁的引入使得资源和人才等从周边城市流向中游地区,导致周边城市的发展相对减缓。相比之下,长江下游地区经济体系较为成熟,高铁网络的完善加强了该地区与外界的联系,促进了资源、技术和人才的流动,增强了经济的活力和创新能力,从而推动了经济的优质增长。

表7 工具变量法检验结果

变量	(1) HSR	(2) EGQ
IV	-6.573** (2.569)	
HSR		23.325*** (8.708)
Constant	544.834 (369.967)	24574*** (7958)
Controls	Yes	Yes
Kleibergen-Paap rk LM statistic	6.997 [0.008]	
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	16.602 {16.380}	
Obs	1378	1378
R ²	0.594	0.871

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,圆括号内数值为标准误差;花括号内数值为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值,方括号内数值表示相应统计量的P值。

表8 三大区域静态空间杜宾模型回归结果

变量	(1) 长江上游地区	(2) 长江中游地区	(3) 长江下游地区
HSR	19.420*** (1.080)	5.216*** (0.371)	5.027*** (0.604)
W × HSR	-0.669 (2.105)	-2.879** (0.645)	0.286 (1.613)
rho	0.026* (0.063)	-0.338*** (0.074)	0.322*** (0.054)
sigma2_e	518511*** (37136)	106336*** (7115)	873922*** (53184)
Controls	Yes	Yes	Yes
Obs	390	455	533
R ²	0.725	0.885	0.515

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内数值为标准误差。

表9 三大区域静态空间杜宾模型效应分解结果

变量	长江上游地区			长江中游地区			长江下游地区		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>HSR</i>	19.440*** (1.056)	-0.108 (1.823)	19.330*** (2.248)	5.515*** (0.343)	-3.630** (0.522)	1.885* (0.597)	5.153*** (0.608)	2.681 (2.210)	7.834*** (2.466)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs</i>	390	390	390	455	455	455	533	533	533
<i>R</i> ²	0.725	0.725	0.725	0.885	0.885	0.885	0.515	0.515	0.515

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内数值为标准误差。

(六) 动态空间面板分析

静态空间面板模型难以有效反映由时间延迟或时空交互作用所产生的影响。相较于静态模型,动态空间面板模型在一定程度上能够缓解模型内生性问题,从而提供更加有力的解释效果。因此,本文借鉴芦婷婷和祝志勇^[35]的做法,构建包含被解释变量滞后一期的动态空间杜宾模型(DSDM)进行扩展性讨论,模型设定如下:

$$EGQ_{it} = \beta_0 + \rho_1 \times EGQ_{it-1} + \rho_2 W \times EGQ_{it} + \beta_1 HSR_{it} + \beta_2 CONTROLS_{it} + \alpha_1 W \times HSR_{it} + \alpha_2 W \times CONTROLS_{it} + \alpha_3 W \times EGQ_{it-1} + \varepsilon_{it} + \mu_i + \gamma_i \quad (5)$$

式(5)同时考虑了被解释变量滞后一期、空间因素以及内生性问题,从而能够更有效地解释高铁网络与城市经济高质量发展之间的关系,其回归结果如表10所示。从回归结果来看,被解释变量滞后一期(EGQ_{t-1})的系数在1%的显著性水平下显著为正,说明城市经济的高质量增长展现出时间上的连续性特征,意味着上一期的经济发展状况会对本期的发展产生积极的影响。这说明如果一个城市在前一期经济表现良好,那么它在当期继续保持良好经济表现的可能性较大,存在明显的“滚雪球”效应。这也说明经济政策和措施的效果可能不会立即显现,而是会在后续时期逐步体现出来。另外,被解释变量的空间滞后项($W \times EGQ_{t-1}$)的系数也在1%的显著性水平下显著为正。这一方面表明,城市之间的经济活动并非孤立存在,而是相互影响、相互依赖的;另一方面说明,城市经济高质量发展的空间集聚特征呈现出高-高集聚与低-低集聚的现象。结果与前文空间关联特征的分析结果一致。就解释变量而言,变量*HSR*的估计系数显著为正,空间滞后项($W \times HSR$)的系数显著为负,这与前文的结论基本一致。

表10 DSDM模型估计结果

变量	(1)	(2)短期效应			(3)长期效应		
	DSDM模型	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
EGQ_{t-1}	0.898*** (0.015)						
$W \times EGQ_{t-1}$	0.223*** (0.035)						
<i>HSR</i>	0.517** (0.248)	0.554** (0.259)	-0.512* (0.692)	0.042 (0.801)	5.456* (3.000)	5.553* (29.100)	11.010 (30.740)
$W \times HSR$	-0.323* (0.553)						
ρ	0.227*** (0.034)						
σ^2_e	202.873*** (7.481)						
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Obs</i>	1272	1272	1272	1272	1272	1272	1272
<i>R</i> ²	0.855	0.855	0.855	0.855	0.855	0.855	0.855

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内数值为标准误差。

动态空间杜宾模型可以同时报告短期效应和长期效应,为了深入了解高铁网络对城市经济高质量发展的影响,本文依据偏微分法将回归结果进行分解,如表 10 所示。就短期效应而言,高铁网络对城市经济高质量发展的直接效应显著为正,间接效应显著为负。这意味着在短期内,高铁网络的建设和完善显著提升了城市的交通条件,增强了城市的连通性,直接推动了城市经济的高质量发展。然而,高铁网络在区域经济体系中的融入仍需时间,其带动作用尚未完全显现。此外,高铁网络可能加剧资源向某些中心城市集中,进而对周边城市产生竞争和虹吸效应,短期内对周边城市的经济发展造成负面影响。就长期效应而言,高铁网络对城市经济高质量发展的直接效应和间接效应均显著为正。这说明从长期来看,高铁网络对城市经济高质量发展的积极影响会进一步显现。随着高铁网络的发展和区域经济一体化的推进,其正面效应将扩展至整个区域。周边城市能够通过高铁网络共享中心城市的经济增长,实现经济互补和共同发展。虽然短期内可能会出现一定的负面效应,但从长期来看,这种调整将有助于城市经济实现更高质量发展。

四、结论与政策建议

本文基于长江经济带 2008—2020 年 106 个地级市数据,运用熵值法构建城市经济高质量发展评价指标体系,通过社会网络分析法测算高铁网络水平,选择双向固定的静态和动态空间杜宾模型,检验高铁网络对城市经济高质量发展的空间效应,得出如下结论:(1) 高铁网络的优化促进了所在城市经济质量的提升,然而,这种提升可能对邻近城市的经济高质量发展产生一定程度的制约效应。这一结论经过一系列稳健性检验以及引入工具变量考虑内生性问题后仍然成立。(2) 高铁网络对不同区域城市经济高质量发展的空间效应存在差异,对周边城市的溢出效应因地区而异。其中,高铁网络的完善对于长江中游地区周边城市经济的高质量发展具有较为显著的抑制作用。(3) 从动态空间杜宾模型的分析结果来看,高铁网络的优化在实施初期可能会对相关城市经济造成一定程度的暂时性冲击,表现为发展速度的放缓或经济效益的下降。然而,从长远来看,这种调整实际上为城市经济的转型升级和高质量发展奠定了坚实基础,最终将促进经济结构的优化、提升城市竞争力,并实现更加可持续的增长。

基于此,提出以下政策建议:

第一,优化高铁网络布局,促进区域协调发展。建立跨区域的高铁规划协调机构,整合各地的发展需求和资源条件,加大对经济相对落后地区高铁建设的投入,促进资源和要素在区域间的流动与优化配置。同时,加强对高铁站点周边地区的综合开发,实现高铁与其他交通方式的无缝衔接,提升城市综合承载能力,推动产业升级和城市功能的完善。

第二,实施差异化政策,促进区域特色发展。经济发达的高铁沿线城市应重点提升高铁网络的运营效率和服务质量,同时推动产业升级和城市功能优化。经济欠发达的高铁沿线城市应利用高铁带来的交通便利性,吸引投资,促进产业承接和劳动力转移。制定针对高铁沿线城市的产业政策,引导产业向高铁站点周边集聚,形成高铁经济圈,支持高铁沿线城市根据自身特色发展特色产业,形成产业互补和协同发展的格局。

第三,制定长期发展规划,建立监测评估体系。加强对高铁站点周边区域的规划,提前预留发展空间,制定长远的高铁网络发展规划,充分考虑城市经济发展的阶段性和差异性,确保规划的科学性和前瞻性。在短期内,对受到抑制的相关产业提供一定的财政补贴和税收优惠;长期来看,应引导城市产业结构优化升级,培育新兴产业,提高产业的竞争力和抗风险能力。此外,建立高铁对城市经济影响的监测评估体系,及时掌握发展动态,为政策调整提供依据,定期对政策实施效果进行评估和总结,不断完善政策措施。

参考文献:

[1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗[N]. 人民日报, 2022-10-

- 26(1).
- [2]何雄浪,王梓鉴. 交通基础设施建设能否促进长江经济带高质量发展收敛? [J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版),2023,44(4):31-44.
- [3]孔冰清,王磊,张潇冉. 高铁网络化对区域城市商服用地价格的影响——以长三角为例[J]. 自然资源学报,2024,39(4):878-896.
- [4]来逢波,许冰,王彤彤. 时空视域下高速铁路网络与区域空间格局耦合研究——以山东省为例[J]. 经济问题,2024(3):121-128.
- [5]张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学,2012(3):60-77+206.
- [6]CHEN M, LIU X C, XIONG X C, et al. Has the opening of high-speed rail narrowed the inter-county economic gap? The perspective of China's state-designated poor counties[J]. International review of economics and finance,2023,88:1-13.
- [7]黄漫宇,余祖鹏,赵曜. 高铁开通对城市绿色创新的影响研究——基于多期双重差分法的实证检验[J]. 工业技术经济,2022,41(6):52-61.
- [8]诸竹君,黄先海,王煌. 交通基础设施改善促进了企业创新吗? ——基于高铁开通的准自然实验[J]. 金融研究,2019(11):153-169.
- [9]MA L Y, NIU D X, SUN W Z. Transportation infrastructure and entrepreneurship: evidence from high-speed railway in China[J]. China economic review,2021,65:101577.
- [10]陈明生,郑玉璐,姚笛. 基础设施升级、劳动力流动与区域经济差距——来自高铁开通和智慧城市建设的证据[J]. 经济问题探索,2022(5):109-122.
- [11]何雄浪,王诗语. 高铁建设能促进城乡融合发展吗? ——以长江经济带为例[J]. 经济经纬,2023,40(3):3-12.
- [12]邵海雁,靳诚,陆玉麒,等. 长江经济带虚拟旅游流对高铁建设的响应格局及其驱动机理[J]. 地理研究,2024,43(3):791-808.
- [13]田坤,行伟波,黄坤. 交通基础设施升级与旅游经济高质量发展——基于高铁开通的实证研究[J]. 经济学报,2023,10(4):227-251.
- [14]WANG S B, ZHOU Y T, GUO J K, et al. Did high speed rail accelerate the development of tourism economy? Empirical analysis from northeast China[J]. Transport policy,2023,143:25-35.
- [15]LIU Z, DIAO Z Y, LU Y. Can the opening of high-speed rail boost the reduction of air pollution and carbon emissions? Quasi-experimental evidence from China[J]. Socio-economic planning sciences,2024,92:101799.
- [16]张般若,李自杰. 高铁能促进低碳经济吗? ——高铁开通对城市碳排放强度的影响及机制研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版),2021,35(1):131-140.
- [17]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[J]. 世界地理研究,2020,29(4):773-780.
- [18]李强,杨怡曼. 高铁开通与长江经济带资源错配:影响机制与实证检验[J]. 南京财经大学学报,2023(1):23-32.
- [19]韦胜,王磊,袁锦富. 站-城视角下长三角高铁网络“流”空间结构特征研究[J]. 长江流域资源与环境,2023,32(9):1898-1907.
- [20]柯新利,苏超,谢显壮,等. 高铁网络对城市群空间结构的影响机理——基于要素转移与共享的视角[J]. 地理科学,2024,44(3):369-378.
- [21]张雪薇,李帆,赵蓉. 高速铁路对城市群经济发展格局的影响及其作用机制[J]. 技术经济,2022,41(3):91-100.
- [22]兰秀娟,张卫国. 高铁网络影响下城市群经济联系格局与区域经济协调发展[J]. 统计与信息论坛,2023,38(10):21-34.
- [23]王雨飞,徐海东,王光辉. 快速交通网络化影响下的城市空间关联与经济溢出效应研究——以航空及高铁网络为例[J]. 中国管理科学,2023,31(6):207-220.

- [24] 方大春,孙明月. 高速铁路对长三角城市群经济发展影响评估——基于 DID 模型的实证研究[J]. 华东经济管理, 2016,30(2):42-47.
- [25] 刘佳,黄晓凤,陈俊. 高铁与城市经济高质量发展——基于地级市数据的实证研究[J]. 当代财经,2021(1):14-26.
- [26] 周文韬,杨汝岱,侯新烁. 高铁网络、区位优势与区域创新[J]. 经济评论,2021(4):75-95.
- [27] 赵昆仑,李文兴. 高铁网络对异质性城市创新的机制研究[J]. 经济问题,2024(6):99-107.
- [28] KONG Q X, LI R R, JIANG X, et al. Has transportation infrastructure development improved the quality of economic growth in China's cities? A quasi-natural experiment based on the introduction of high-speed rail[J]. Research in international business and finance,2022,62:101726.
- [29] 牛子恒,崔宝玉. 高铁开通对劳动力错配的改善效应研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版),2022,36(2):117-128.
- [30] 邹伟勇,熊云军. 中国城市人工智能发展的时空演化特征及其影响因素[J]. 地理科学,2022,42(7):1207-1217.
- [31] 郭炳南,王宇,张浩. 长江经济带数字经济时空演变、区域差异及空间收敛[J]. 华东经济管理,2023,37(4):24-34.
- [32] 蔡承智,张林. 数字经济对我国农业绿色发展影响的空间溢出效应——基于静态空间杜宾模型和动态空间杜宾模型的分析[J]. 生态经济,2024,40(6):108-116.
- [33] 吉赞,杨青. 高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究[J]. 世界经济,2020,43(2):147-166.
- [34] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020,36(10):65-76.
- [35] 芦婷婷,祝志勇. 人工智能对劳动收入份额影响的空间溢出效应——基于静态空间杜宾模型和动态空间杜宾模型的分析[J]. 经济问题探索,2022(5):65-78.

(责任编辑:孔群喜;英文校对:谈书墨)

Study on the Spatial Effect of High-Speed Railway Network on Urban Economy under the Perspective of High-Quality Development: Taking the Yangtze River Economic Belt as an Example

XU Yuping, WANG Zongyu, DONG Xiaomei

(School of Transportation Engineering, East China Jiaotong University, Nanchang 330013, China)

Abstract: The construction and improvement of high-speed railway network can greatly shorten the geographical distance between cities and help optimize the urban spatial structure. Based on the data of 106 prefecture-level cities in the Yangtze River Economic Belt from 2008 to 2020, the level of high-quality development of urban economy and the level of high-speed railway network are measured, and two-way fixed static and dynamic spatial Durbin models are chosen to test the spatial effect of high-speed railway network on urban economic development. The study shows the following. (1) The improvement of the high-speed railway network helps to improve the quality of economic development in the city, but it may have a certain inhibiting effect on the economic development of the neighbouring cities. (2) The spillover effect of HSR network on neighbouring cities varies from region to region. Among them, it has a more significant inhibitory effect on the high-quality development of neighbouring cities' economy in the middle reaches of the Yangtze River. (3) The improvement of high-speed railway network may bring some inhibition to the development of city economy in the short term, but in the long term, this adjustment helps the city economy to achieve high-quality development.

Key words: Yangtze River Economic Belt; high-speed railway network; high-quality development of urban economy; dynamic spatial Durbin model