

高铁网络的技术创新效应与空间作用特征

——基于“本地—邻地”视角

赵 星 董直庆

【摘 要】前沿研究集中关注高铁网络对属地技术创新水平的促进作用,却普遍忽视高铁网络对技术创新水平的作用是否存在邻地效应,以及邻地效应的空间作用特征。基于此,本文采用2006-2017年中国286个地级市面板数据,结合空间计量模型,检验高铁网络的本地—邻地技术创新效应及空间作用特征,并进一步考察高铁网络对邻地技术创新水平影响的传导机制,以及城市群高铁网络邻地技术创新效应的差异影响。结果发现:(1)城市高铁网络的本地和邻地技术创新效应均表现出显著正向作用,而邻地效应传导机制在于高铁网络通过促进城市间技术溢出进而推动邻地技术创新水平提升。邻地效应有效空间半径为500千米,且最优半径为400千米。(2)城市群高铁网络的本地和邻地技术创新效应表现出显著差异,邻地效应在京津冀、珠三角和长三角城市群最为明显,空间作用特征具有一致性但最优半径不同,京津冀、长三角和珠三角城市群最优半径分别为175千米、200千米和125千米。

【关键词】高铁网络;技术创新;本地—邻地效应

【作者简介】赵星(1991-),华东师范大学经济与管理学部博士生,196900858@qq.com;董直庆(1974-),华东师范大学经济与管理学部教授,dongzhiqing@sina.com。

【原文出处】《财经科学》(成都),2020.7.106~119

【基金项目】国家社会科学基金重点项目“供给侧结构性改革下东北老工业基地创新要素流动集聚与空间结构优化研究”(17AZD009)。

一、引言

2008年,中国首条高铁通车,随后全国各地涌现出高铁建设的热潮,推动中国高铁网络持续扩张。截至2019年年底,中国高铁里程全球占比超七成,成为全球高铁网络运营规模和运输密度最大的国家。伴随近年来中国高铁网络建设的迅猛发展,出现大量关于高铁开通与创新水平之间关系的研究,大多采用地级市面板数据并结合双重差分模型,考察高铁开通对城市创新水平的影响,得出的结论较为一致,即高铁开通有助于提升城市技术创新水平,且不同地区和城市作用程度存在差异。卞元超等(2019)认为,高铁开通有助于促进区域创新水平的提升,主

要依赖于高铁开通后导致的创新要素流动效应,且高铁开通能够进一步扩大地区间创新差距。^[1]王春杨等(2020)发现,高铁开通有助于提高东部和西部地区高铁沿线城市创新产出,对中部地区作用不显著,且有利于缩小地区间创新差距。^[2]杨思莹和李政(2019)研究发现,高铁开通有助于提升城市创新水平,且这种作用表现出空间差异性,对科教发展水平较低和一般地级城市作用显著。^[3]郭立宏和冯婷(2019)认为,高铁开通有助于提升地区技术创新水平,且对人口规模中等及较低城市、产品市场化程度中等及较高城市和要素市场化程度中等及以下城市的作用较为显著。^[4]徐旭等(2019)研究发现,高铁开通有助于

提升城市创新能力,对大城市创新能力的的作用程度要高于小城市。^[5]

部分研究基于中国上市公司和城市高铁数据开展研究,同样结合双重差分模型,考察高铁开通对企业技术创新的影响,得出的结论基本一致,认为城市高铁开通有利于提升企业技术创新水平,且对不同类型企业的作用存在差异。陈婧等(2019)研究交通发展对企业创新的作用,结果表明高铁开通有助于提升企业创新投资,主要依赖于技术人员流动、信息环境优化和融资约束宽松等方式,且对高融资约束、高技术行业和民营企业的作用较为显著。^[6]谭建华等(2019)结合多时点双重差分模型,实证检验高铁开通对企业创新的影响,结果表明高铁开通有利于提升企业创新水平,且对非国有企业、高新技术企业、融资约束较低企业和竞争激烈行业企业的作用较为明显。^[7]吉赞和杨青(2020)考察高铁开通对企业创新产出的作用,研究发现高铁开通有助于提高企业高学历和高技术人才比例,进而促进沿线企业创新水平提升,且对大中型城市企业和高创新强度行业企业作用较为明显。^[8]郭进和白俊红(2019)研究高铁对企业创新发展的影响,结果表明高铁建设有助于提升企业专利产出水平和创新产出对全要素生产率的边际贡献,且对大企业创新发展的促进作用更为显著。^[9]

随着中国高铁网络的快速发展,国内外仅有少量文献关注高铁对经济增长和产业集聚的空间溢出效应。李新光和黄安民(2018)基于福建省58个县级市面板数据,研究高铁开通对经济增长的空间溢出效应,结果表明高铁对县域经济增长表现出显著的空间溢出效应,且在时间距离权重矩阵下的经济增长空间溢出效应高于邻接矩阵下的溢出效应。^[10]陈俐锦和欧国立(2019)利用2006–2015年101个县级面板数据,结合空间杜宾模型,考察高铁、空间溢出与经济增长之间的关系,研究表明横向高铁线路空间溢出效应比纵向高铁空间溢出效应显著,且发展中的县级市空间溢出效应较明显。^[11]孙学涛等(2020)采用2002–2016年285个地级城市面板数据,研究高

铁开通对城市经济增长的空间溢出效应,结果表明高铁开通对城市经济增长存在显著空间溢出效应,高铁开通、车站等级提升和停车时间延长均能促进城市经济发展,且作用程度依次降低。^[12]Ahlfeldt等(2017)基于1992–2009年德国县级数据,考察高铁对产业集聚的影响,研究表明高铁有助于邻近区域产业集聚,主要依赖于知识溢出和劳动力流动,且影响程度伴随距离增加呈减小趋势。^[13]

现有研究关注高铁网络对本地技术创新水平的影响,以及对经济增长和产业集聚的空间溢出效应,缺乏高铁网络对邻地技术创新水平的作用及空间作用特征的相关研究。基于此,本文采用2006–2017年中国286个地级市面板数据,结合空间计量模型,检验高铁网络的本地—邻地技术创新效应及空间作用特征,并进一步考察高铁网络对邻地技术创新水平影响的传导机制,以及城市群高铁网络邻地技术创新效应的差异影响。本文主要贡献包括:一是区别于现有研究仅关注高铁网络的本地技术创新效应,通过构造不同类型空间权重矩阵,考察高铁网络的邻地技术创新效应,并在此基础上检验邻地技术创新效应的空间作用特征,丰富了高铁网络对技术创新影响的相关研究;二是聚焦技术溢出视角,检验高铁网络对邻地技术创新水平作用的传导机制,这有助于深入揭示高铁网络邻地技术创新效应的内在机理。

二、理论分析与研究假说

新经济地理学认为,交通基础设施有助于促进地区间的劳动力流动,对城市经济活动和创新水平具有重要影响。近年来随着中国经济的飞速发展,城市交通网络不断扩张,交通网络密度的提高为城市间劳动力流动提供了更加便捷的方式,加速了劳动力在城市间的流动。汪三贵和王彩玲(2015)研究发现,农村公路基础设施有助于贫困村劳动力迁移,且对西部地区、公路可获得性较差以及通信状况良好的贫困村作用更为显著。^[14]然而,伴随中国高铁建设的迅猛发展,高铁表现出运行速度快、承载旅客数量大和准点率高的特点,为地区间人员流动提供

了更加优化的途径,因此,高铁网络的发展将进一步加速劳动力尤其是技术人员在城市间的自由流动。杜兴强和彭妙薇(2017)研究表明,高铁开通有助于吸引高技术人才流入,进而提高上市公司高级人才数量,主要依赖于高铁开通带来的市场规模效应,且对不同类型企业、城市和地区的作用程度存在显著差异。^[15]因此,对于那些时间敏感性较高的技术性人才,高铁的速度快和准点率高等特殊优势引致其成为重要的交通出行方式。

高铁网络建设有助于高技术人员在城市间的快速流动,带动知识和技术的传递和扩散,加快创新主体间相互沟通交流的频率,从而有利于产生技术溢出。现有研究表明,技术人员作为知识和技术的载体,其在城市间快速流动将引发技术溢出。^{[16][17]}那些具有高技术和高知识的人才在城市间流动的同时,有助于不同个体之间相互共享和学习知识、技术,进而引发知识和技术在不同地区间的传递。主要体现为以下三个方面:首先,技术人员流动过程中伴随技术溢出的发生,高铁网络的不断延伸,加快了技术和知识在更加广阔的空间领域内扩散和传播,技术溢出有利于技术人员之间知识技术的共享和交流,因此,高铁网络引发的技术溢出有助于技术人员间的共享交流效应,进而促进邻近城市技术创新水平的提升。其次,技术人员在城市间自由流动有利于地区间技术人员相互沟通和学习。知识和技术领域处于弱势的个体具有充分的意愿去获得相对优势技术人员的知识技术,所以高铁网络激发的技术溢出有助于强化技术人员间的相互仿照效应,从而提升邻近地区技术创新水平。最后,在不同技术人员相互交流和学习的过程中,人员之间获得对方的知识技术,精准把握双方之间的知识和技术势差,将进一步强化双方对已有技术和手艺的完善和优化,突破已有技术瓶颈,以期在双方相互交流过程中处于优势地位,实现技术创新的赶超。因此,高铁网络带来的技术溢出有利于加强技术人员间的追赶效应,并推动邻近地区技术创新水平的提升。

现有研究认为,技术溢出效应具有空间地理衰

减特征,随着城市间地理距离的增加,技术学习和交流成本上升,大幅降低技术溢出的可能性。对于相对距离较近的城市来说,高铁网络的建设给技术人员流动提供方便的渠道,技术人员在地区间流动能够实现帕累托最优,加快技术人员之间知识和技术的共享频率,推动城市间技术溢出,促进城市技术创新水平的提升;但对那些距离较远的城市来说,技术人员借助高铁网络在地区间流动,其成本伴随距离增加大幅提高,降低城市间技术溢出的可能性,导致高铁网络对邻近地区技术创新水平的作用出现下降趋势。金刚和沈坤荣(2016)研究认为,工业企业技术效率和技术进步空间扩散效应表现出距离衰减趋势,技术效率扩散效应在1250千米减半,技术进步扩散效应在1750千米减半,技术效率空间扩散效应明显高于技术进步空间扩散效应。^[18]符淼(2009)研究显示,技术溢出最强作用范围为800公里,距离过大或过小技术溢出效应将减弱。^[19]因此,高铁网络有助于促进地区间技术人员流动引致技术溢出效应,且高铁网络技术溢出效应存在最优空间半径,在最优半径下高铁网络对邻地技术创新水平的作用最为显著。

近年来,中国高铁网络建设飞速发展,但城市群高铁网络却表现出显著差异。京津冀、珠三角和长三角城市群高铁车站和通车线路较多,且通车频次较高,高铁网络密度较大,城市间技术人员流动频率较快,有助于技术人员相互交流和学,加快知识和技术在城市间溢出,进而推动邻地技术创新水平的提升。对于成渝和东北城市群来说,城市间通车线路较少,通车频次较低,高铁网络密度较小,不利于劳动力尤其是技术人员在城市间的快速流动,大幅降低技术人员流动频率,技术溢出效应相对较弱,从而导致对邻地技术创新水平的作用相对较低。文婧和韩旭(2017)在研究高铁对地区经济发展空间格局的作用后发现,高铁开通引致的扩散效应不断改变中国经济发展格局,长三角城市群区位优势较明显,京津冀和珠三角城市群次之。^[20]王姣娥等(2014)研究高铁与中国城市空间相互作用强度的关系后发

现,高铁网络有助于增强城市对外经济联系,但提高幅度却表现出显著差异,幅度较大城市大多位于长三角、珠三角和京津冀城市群。^[21]因此,城市群高铁网络对本地和邻地技术创新水平的作用具有显著差异,邻地效应空间作用特征具有一致性但最优半径不同。

基于以上理论分析,本文提出如下研究假说。

假说1:城市高铁网络的本地和邻地技术创新效应均表现出显著正向作用,邻地效应传导机制在于高铁网络通过促进城市间技术溢出进而推动邻地技术创新水平提升,并且邻地效应存在有效及最优空间半径。

假说2:城市群高铁网络的本地和邻地技术创新效应表现出显著差异,邻地效应空间作用特征具有一致性但最优半径不同。

三、模型选取、指标设计与数据说明

本文选择空间杜宾模型(SDM)检验高铁网络的本地—邻地技术创新效应。空间杜宾模型不仅能够衡量高铁网络对本地技术创新水平的影响,也能捕获高铁网络对邻近地区技术创新水平的作用。空间杜宾模型设计如下:

$$TI_{it} = \delta_1 + \rho WTI_{it} + \alpha_1 HSR_{it} + \alpha_2 X_{it} + \beta_1 WHSR_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, TI_{it} 表示*i*城市*t*时期的技术创新水平; HSR_{it} 为高铁网络变量,采用城市高铁开通和高铁线路变量表示; WTI 表示*W*与*TI*变量的乘积, $WHSR$ 表示*W*与*HSR*变量的乘积。 ρ 表示技术创新水平的空间自相关系数, α_1 为高铁网络对本地技术创新水平的回归系数,表征高铁网络的本地技术创新效应, β_1 代表高铁网络对邻地技术创新水平的回归系数,即高铁网络的邻地技术创新效应。 X_{it} 为控制变量, α_2 表示控制变量回归系数。*W*表示空间权重矩阵,采用地理距离、经济距离、经济地理和技术关联空间权重矩阵。 μ_i 表示城市固定效应, δ_t 表示时间固定效应, ε_{it} 为模型的随机误差项。

被解释变量:采用发明专利授权数衡量城市技术创新水平,发明专利授权数来自国家知识产权局专利检索数据库。解释变量:采用城市高铁开通表

征高铁网络变量,当*i*城市在*t*时期开通高铁, $HSR_{it}=1$,若未开通,则 $HSR_{it}=0$;高铁线路变量由城市高铁线路数量表示。控制变量:一是研发资本(RDK)。新经济增长理论表明,研发资本和研发人员投入是影响技术创新水平的关键原因。本文采用地级市科学事业费用支出表征研发资本投入。二是研发人员(RDP)。本文采用城市科学研究、技术服务从业人员表征研发人员投入。三是互联网发展水平(NET)。随着互联网时代的飞速发展,城市借助互联网获得先进的技术,进而影响城市技术创新水平。本文采用城市互联网宽带用户数占人口比重衡量互联网发展水平。四是城镇化率(CZH)。城镇化推动农村人口流动到城市,城市资源和技术共享有助于提升人力资本水平,进而促进技术创新水平的提高。本文选择城市建设用地面积占市区面积比重表征城镇化率。五是教育水平(EDU)。城市教育经费投入可能影响技术创新水平,本文采用教育支出占GDP比重衡量教育水平。六是政府干预(GOV)。政府干预是影响技术创新水平的外在因素,本文选择财政支出占GDP比重衡量政府干预。

本文采用四类空间权重矩阵来检验高铁网络的本地—邻地技术创新效应。第一类是地理距离权重矩阵(W_1),矩阵内元素 w_{ij} 表示*i*城市和*j*城市之间地理距离的倒数。考虑到城市经济活动具有空间相关性,第二类为经济距离权重矩阵(W_2),矩阵内元素 w_{ij} 为*i*城市和*j*城市GDP绝对值差的倒数。第三类为经济地理权重矩阵(W_3),根据李婧等人(2010)的方法,^[22]矩阵内元素 w_{ij} 采用城市间地理距离倒数与城市人均GDP占所有城市人均GDP比重的乘积表征。第四类权重矩阵为技术关联权重矩阵(W_4)。借鉴马静等人(2018)的方法,^[23]矩阵内元素 w_{ij} 采用城市间地理距离平方倒数与两城市创新水平之积的乘积表示,创新水平采用人均发明专利授权数表征。

本文选择2006–2017年中国286个地级城市为研究样本,原始数据来源于2007–2018年《中国城市统计年鉴》,发明专利授权数来自国家知识产权局专利检索数据库,高铁数据通过中国铁路集团公司、铁

路局、新闻报道和百度公开资料整理得到。

四、高铁网络的本地—邻地技术创新效应检验

城市技术创新水平之间存在空间关联效应,在运用空间计量模型进行实证检验之前,首先对城市技术创新水平进行空间自相关检验,测算城市技术创新水平全局 Moran's I 指数。其计算公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (2)$$

其中, y_i 和 y_j 分别为 i 城市和 j 城市的技术创新水平, \bar{y} 为均值; n 为城市样本个数; S^2 为样本方差, $S^2 = \frac{1}{n}$

$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$; w_{ij} 为空间权重矩阵元素。表 1 为 2006—2017 年中国城市技术创新水平的全局 Moran's I 指数。

从表 1 中的结果可以得到,2006—2017 年中国城市技术创新水平全局 Moran's I 指数均在 1% 的显著性水平上为正,表明中国城市技术创新水平存在正向空间相关性。进一步验证本文实证检验采用空间杜宾模型的合理性。

基于(1)式实证检验高铁网络的本地—邻地技术创新效应,同时选择高铁线路变量作为稳健性检验,结果如表 2 所示。模型(1)至模型(4)、模型(5)至模型(8)分别为四类空间权重矩阵下高铁开通和高铁线路

表 1 2006—2017 年城市技术创新水平全局 Moran's I 指数

年份	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Moran's I P 值	0.059*** 0.000	0.068*** 0.000	0.072*** 0.000	0.081*** 0.000	0.083*** 0.000	0.097*** 0.000
年份	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran's I P 值	0.104*** 0.000	0.110*** 0.000	0.110*** 0.000	0.111*** 0.000	0.120*** 0.000	0.120*** 0.000

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 2 高铁网络的本地—邻地技术创新效应检验

	高铁开通				高铁线路			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	W1	W2	W3	W4	W1	W2	W3	W4
HSR	0.109** (0.043)	0.141*** (0.042)	0.107** (0.044)	0.099** (0.039)	0.311*** (0.022)	0.258*** (0.023)	0.306*** (0.023)	0.185*** (0.022)
W×HSR	0.958*** (0.328)	0.357*** (0.124)	0.978*** (0.295)	0.296*** (0.106)	0.426*** (0.158)	0.689*** (0.069)	0.593*** (0.135)	0.701*** (0.065)
RDK	0.043* (0.025)	0.087*** (0.025)	0.045* (0.026)	0.074*** (0.023)	0.012 (0.024)	0.059** (0.024)	0.006 (0.025)	0.034 (0.023)
RDP	0.320*** (0.036)	0.327*** (0.037)	0.339*** (0.038)	0.296*** (0.034)	0.277*** (0.035)	0.268*** (0.036)	0.289*** (0.037)	0.232*** (0.034)
NET	0.306** (0.124)	0.431*** (0.126)	0.322** (0.129)	0.520*** (0.116)	0.177 (0.120)	0.240** (0.121)	0.195 (0.124)	0.340*** (0.115)
CZH	0.009*** (0.003)	0.009*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.009*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.008*** (0.002)
EDU	2.897*** (0.904)	2.514*** (0.927)	3.070*** (0.939)	1.971** (0.855)	3.078*** (0.876)	2.778*** (0.886)	3.274*** (0.905)	2.426*** (0.842)
GOV	-0.105*** (0.020)	-0.093*** (0.021)	-0.114*** (0.021)	-0.080*** (0.019)	-0.080*** (0.020)	-0.062*** (0.020)	-0.089*** (0.021)	-0.052*** (0.019)
rho	0.889*** (0.030)	0.428*** (0.040)	0.360*** (0.049)	0.725*** (0.029)	0.869*** (0.035)	0.198*** (0.046)	0.300*** (0.055)	0.623*** (0.034)
sigma2	0.441*** (0.011)	0.462*** (0.011)	0.473*** (0.012)	0.395*** (0.010)	0.414*** (0.010)	0.424*** (0.010)	0.440*** (0.011)	0.383*** (0.010)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432
R ²	0.650	0.681	0.679	0.653	0.658	0.698	0.669	0.658

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

的本地—邻地技术创新效应回归结果。

表2 高铁网络的本地—邻地技术创新效应检验结果显示:第一,城市高铁网络对本地技术创新水平表现出显著促进作用。根据模型(1)至模型(8)的回归结果,城市高铁开通对本地技术创新水平回归系数均在5%的水平上显著,分别为0.109、0.141、0.107和0.099,表明城市高铁开通对本地技术创新水平存在显著促进作用,且在不同空间权重下均表现为正向作用;城市高铁线路对本地技术创新水平估计系数均在1%的水平上显著,分别为0.311、0.258、0.306和0.185,说明城市新增高铁线路对本地技术创新水平也存在显著正向作用,不同矩阵下皆为正向影响,但回归系数显著程度明显高于城市高铁开通系数显著度,说明城市高铁线路增加对本地技术创新水平的作用更为显著,进一步说明城市高铁网络的本地技术创新效应表现出显著正向作用,与大多数现有研究得出的结论吻合。第二,城市高铁网络的邻地技术创新效应与本地效应具有一致性,即城市高铁网络有助于邻地技术创新水平的提升。根据模型(1)至模型(8)的回归结果,城市高铁开通对邻地技术创新水平回归系数均在1%的水平上显著,分别为0.958、0.357、0.978和0.296,表明城市高铁开通对邻地技术创新水平存在显著促进作用,且不同空间权重矩阵下均表现为正向作用;城市高铁线路对邻地技术创新水平估计系数均在1%的水平上显著,分别为0.426、0.689、0.593和0.701,说明城市新增高铁线路对邻地

技术创新水平也存在显著正向作用,不同矩阵下皆为正向影响,表明城市高铁网络对邻地技术创新水平表现出促进作用。从控制变量估计结果看,研发人员、城镇化率和教育水平估计系数均在5%的水平上显著为正;研发资本和互联网发展水平皆为正向影响,但部分系数不显著;政府干预回归系数均在1%的水平上显著为负。

从上述回归结果可知,城市高铁网络的邻地技术创新效应与本地效应具有一致性,即城市高铁网络有助于邻地技术创新水平的提升。那么,不禁产生疑问,这种邻地技术创新效应的有效空间半径是多大?高铁网络为多大半径对邻地技术创新水平作用最优?为回答这些问题,分别以100千米~700千米为阈值,构造不同距离阈值空间权重矩阵,考察高铁网络本地—邻地技术创新效应的空间作用特征,结果如表3所示。表3中的模型(1)至模型(7)分别为100千米~700千米半径下高铁网络的本地—邻地技术创新效应回归结果。

表3 高铁网络本地—邻地技术创新效应空间作用特征检验结果显示:第一,在不同距离空间权重矩阵下,高铁网络的本地技术创新效应皆为正向作用。根据模型(1)至模型(7)的回归结果,在100千米~700千米空间权重矩阵下,高铁网络对本地技术创新水平估计系数分别为0.112、0.101、0.098、0.137、0.102、0.122和0.118,表明城市高铁网络对本地技术创新水平存在显著促进作用,且不同半径空间权重矩阵下

表3 高铁网络本地—邻地技术创新效应空间作用特征检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	100千米	200千米	300千米	400千米	500千米	600千米	700千米
W×HSR	0.123** (0.063)	0.172** (0.075)	0.195** (0.085)	0.317*** (0.049)	0.202** (0.094)	0.128 (0.108)	0.131 (0.118)
HSR	0.112** (0.044)	0.101** (0.044)	0.098** (0.043)	0.137*** (0.041)	0.102** (0.044)	0.122*** (0.043)	0.118*** (0.043)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
N	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432
R ²	0.666	0.674	0.668	0.637	0.662	0.674	0.663

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

均表现为正向作用。第二,高铁网络的邻地技术创新效应有效空间半径为500千米,且最优半径为400千米。根据模型(1)至模型(7)的回归结果,在100千米~500千米空间权重矩阵下,高铁网络对邻地技术创新水平估计系数均在5%的水平上显著,分别为0.123、0.172、0.195、0.317和0.202,在600千米和700千米空间权重矩阵下,回归系数分别为0.128和0.131,未通过显著性检验,表明城市高铁网络邻地技术创新效应的有效空间半径为500千米。进一步对比不同半径下估计系数大小后发现,在有效空间半径内,回归系数表现出先增大后减小的特征,说明城市高铁网络邻地技术创新效应在有效半径内,作用程度呈现倒U型趋势,在400千米半径作用程度达到最优。

五、传导机制检验

上述实证检验结果发现,城市高铁网络有助于邻地技术创新水平的提升,高铁网络的扩张有助于城市间人员自由流动。然而,技术人员作为一种特殊的劳动力群体,承载着大量知识和技术,在城市间的自由流动,可能带动知识和技术的扩散和传递,从而对邻近地区技术创新水平产生影响。为检验高铁网络是否会通过促进城市间技术溢出进而推动邻地技术创新水平提升,在模型(1)的基础上,构建高铁网络与技术溢出的空间交乘项($W \times HTE$),检验高铁网络对邻地技术创新水平影响的传导机制,技术溢出

变量采用城市技术人员流动表征,借鉴白俊红等人(2017)的方法进行测算,^[24]同时选择高铁线路变量作为稳健性检验,回归结果如表4所示。模型(1)至模型(4)、模型(5)至模型(8)分别为四类空间权重矩阵下高铁开通和高铁线路对邻地技术创新水平影响的传导机制检验结果。

表4 高铁网络对邻地技术创新水平影响的传导机制检验结果显示,高铁网络通过促进城市间技术溢出进而推动邻地技术创新水平提升。根据模型(1)至模型(8)的回归结果,高铁开通与技术溢出空间交乘项回归系数均在1%的水平上显著,分别为1.833、1.019、1.254和1.405,表明城市高铁开通有助于技术溢出进而推动邻地技术创新水平提升,且在不同空间权重矩阵下均表现为正向作用;城市高铁线路与技术溢出空间交乘项回归系数均在1%的水平上显著,分别为0.821、0.481、0.472和0.729,表明城市新增高铁线路通过技术溢出提升邻地技术创新水平。检验结果表明高铁网络通过促进城市间技术溢出提升邻地技术创新水平,主要体现在三个方面:一是高铁网络建设有助于高技术人员在城市间的快速流动,技术人员流动的过程伴随技术溢出的发生,高铁网络的不断延伸,加快了技术溢出在更加广阔的空间领域内扩散和传播,技术溢出有助于不同技术人员之间知识技术的共享和交流,增强技术人员间的

表4 高铁网络对邻地技术创新水平影响的传导机制检验

	高铁开通				高铁线路			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	W1	W2	W3	W4	W1	W2	W3	W4
W×HSR	1.477*** (0.199)	0.860*** (0.068)	1.060*** (0.156)	1.186*** (0.065)	0.754*** (0.091)	0.407*** (0.038)	0.450*** (0.071)	0.619*** (0.035)
W×HTE	1.833*** (0.228)	1.019*** (0.077)	1.254*** (0.171)	1.405*** (0.074)	0.821*** (0.093)	0.481*** (0.038)	0.472*** (0.068)	0.729*** (0.036)
HSR	0.115*** (0.043)	0.148*** (0.041)	0.125*** (0.044)	0.130*** (0.039)	0.330*** (0.022)	0.269*** (0.023)	0.329*** (0.023)	0.332*** (0.022)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432	3432
R ²	0.649	0.605	0.681	0.623	0.698	0.642	0.609	0.688

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

共享交流效应,进而促进邻近城市技术创新水平的提升。二是技术人员在城市间自由流动,不同地区间技术人员相互沟通和学习,知识和技术领域处于弱势的个体具有充分的意愿去获得相对优势技术人员的知识技术等,所以高铁网络引发技术溢出效应有助于强化技术人员间的相互仿照效应,推动邻近地区技术创新水平的提升。三是在不同技术人员相互交流和学习的过程中,人员之间获得对方的知识技术,准确的把握双方之间的知识和技术势差,将进一步强化双方对已有技术和手艺的完善和优化,突破已有技术瓶颈,以期在双方相互交流过程中处于优势地位,实现技术创新的赶超。因此,高铁网络带来的技术溢出效应有利于加强技术人员间的追赶效应,并提升邻近地区技术创新水平。

六、进一步研究

通过检验高铁网络的本地—邻地技术创新效应及空间作用特征,发现城市高铁网络的本地和邻地技术创新效应具有一致性,即城市高铁网络有助于本地和邻地技术创新水平提升,并且在不同半径空间权重矩阵下高铁网络的本地技术创新效应皆为正向作用,邻地效应有效空间半径为500千米,最优半径为400千米。为深入揭示不同地区高铁网络本地—邻地技术创新效应以及空间作用特征的差异,本文选取具有代表性的京津冀、珠三角、长三角、成渝和东北城市群样本进行回归检验,回归结果如表5所示。模型(1)至模型(5)分别为京津冀、珠三角、长三

角、成渝和东北城市群高铁网络本地—邻地技术创新效应回归结果。

表5城市群高铁网络的本地—邻地技术创新效应检验结果显示:第一,不同城市群高铁网络对本地技术创新水平皆表现为显著正向作用但差异明显。根据模型(1)至模型(5)的回归结果,城市群高铁网络对本地技术创新水平的回归系数均在10%的水平上显著,分别为0.498、0.688、1.075、0.241和0.100,表明城市群高铁网络对本地技术创新水平存在显著促进作用,但作用程度存在显著差异,长三角城市群作用程度最大,珠三角城市群次之,京津冀再次,成渝和东北城市群作用程度最小。第二,城市群高铁网络的邻地技术创新效应与本地效应具有一致性,在京津冀、珠三角和长三角城市群最为明显。根据模型(1)至模型(5)的回归结果,京津冀、珠三角和长三角城市群高铁网络对邻地技术创新水平回归系数均在5%的水平上显著,分别为0.675、0.672和1.322;成渝和东北城市群的估计系数分别为0.303和0.068,未通过显著性检验,表明京津冀、珠三角和长三角城市群高铁网络对邻地技术创新水平存在显著促进作用,且长三角城市群作用程度最大,成渝和东北城市群高铁网络对邻地技术创新水平并未表现出显著作用。京津冀、珠三角和长三角城市群高铁网络发达,技术人员流动频率较高,有助于促进知识和技术在城市间溢出,进而推动城市群技术创新水平的提升。

从上述回归结果可知,城市群高铁网络的邻地

表5 高铁网络的本地—邻地技术创新效应检验:城市群样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	京津冀	珠三角	长三角	成渝	东北
W×HSR	0.675*** (0.338)	0.672*** (0.061)	1.322** (0.660)	0.303 (0.198)	0.068 (0.045)
HSR	0.498*** (0.051)	0.688* (0.372)	1.075*** (0.214)	0.241*** (0.024)	0.100*** (0.007)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
N	336	252	300	228	408
R ²	0.536	0.641	0.753	0.455	0.275

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

技术创新效应与本地效应具有一致性,在京津冀、珠三角和长三角城市群最为明显。那么,城市群高铁网络邻地技术创新效应的空间作用特征如何?最优半径是否存在差异?基于此,构造城市群不同距离阈值空间权重矩阵,京津冀城市群以100千米~225

千米每25千米间隔设定阈值,长三角以125千米~250千米每25千米间隔设定阈值,珠三角以75千米~200千米每25千米间隔设定阈值,考察城市群高铁网络邻地技术创新效应的空间作用特征,结果如表6所示。

表6 城市群高铁网络邻地技术创新效应空间作用特征检验

京津冀城市群						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	100千米	125千米	150千米	175千米	200千米	225千米
W×HSR	0.191* (0.115)	0.288** (0.128)	0.296** (0.141)	0.382*** (0.086)	0.263* (0.149)	0.243*** (0.063)
rho	0.166* (0.101)	0.248** (0.116)	0.268** (0.121)	0.538*** (0.067)	0.258** (0.120)	0.357*** (0.073)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	336	336	336	336	336	336
R ²	0.522	0.502	0.514	0.506	0.515	0.548
长三角城市群						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	125千米	150千米	175千米	200千米	225千米	250千米
W×HSR	0.934*** (0.221)	1.039*** (0.197)	1.162*** (0.196)	1.271*** (0.224)	1.078*** (0.213)	1.009*** (0.228)
rho	0.549*** (0.044)	0.628*** (0.050)	0.507*** (0.057)	0.639*** (0.077)	0.565*** (0.066)	0.646*** (0.068)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	300	300	300	300	300	300
R ²	0.711	0.775	0.779	0.763	0.758	0.750
珠三角城市群						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(6)	75千米	100千米	125千米	150千米	175千米	200千米
W×HSR	0.527*** (0.051)	0.572*** (0.053)	0.644*** (0.059)	0.627*** (0.059)	0.601*** (0.057)	0.576*** (0.057)
rho	0.272*** (0.022)	0.295*** (0.026)	0.349*** (0.029)	0.389*** (0.033)	0.372*** (0.032)	0.361*** (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	252	252	252	252	252	252
R ²	0.609	0.601	0.621	0.627	0.618	0.625

注:括号内为标准误,***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表6城市群高铁网络邻地技术创新效应空间作用特征检验结果显示:城市群高铁网络邻地技术创新效应空间作用特征具有一致性但最优半径不同,京津冀、长三角和珠三角城市群最优半径分别为175千米、200千米和125千米。根据京津冀城市群模型(1)至模型(6)的回归结果,在100千米~225千米空间权重矩阵下,高铁网络对邻地技术创新水平估计系数均在10%的水平上显著,分别为0.191、0.288、0.296、0.382、0.263和0.243。对比不同半径下估计系数大小,可以发现回归系数表现出先增大后减小的特征,说明京津冀城市群高铁网络邻地技术创新效应空间作用特征呈现倒U型特征,在175千米半径达到最优。根据长三角城市群模型(1)至模型(6)的回归结果,在125千米~250千米空间权重矩阵下高铁网络对邻地技术创新水平估计系数均在1%的水平上显著,分别为0.934、1.039、1.162、1.271、1.078和1.009。回归系数表现出先增大后减小的趋势,表明长三角城市群高铁网络邻地技术创新效应空间作用特征表现为倒U型特征,在200千米半径达到最优。根据珠三角城市群模型(1)至模型(6)的回归结果,在75千米~200千米空间权重矩阵下高铁网络对邻地技术创新水平估计系数均在1%的水平上显著,分别为0.527、0.572、0.644、0.627、0.601和0.576。回归系数呈先增大后减小的特征,证明珠三角城市群高铁网络邻地技术创新效应空间作用特征也呈现倒U型特征,在125千米半径达到最优。对于城市群内部距离较大的城市来说,技术人员借助高铁网络在地区间流动,其成本伴随距离增加大幅提高,技术溢出的可能性显著降低,导致高铁网络邻地技术创新效应出现下降趋势。但对于距离较近的城市来说,高铁网络的建设给技术人员流动提供方便的渠道,其在地区间流动能够实现帕累托最优,加速技术人员知识和技术的共享频率,促进城市间技术溢出,进而推动邻地技术创新水平的提升。因此,城市群内部存在技术溢出的最优空间半径,在最优半径下高铁网络对邻地技术创新水平的作用最为显著,且不同城市群最优半径存在差异。

七、基本结论

本文采用2006—2017年中国286个地级市面板数据,构造地理、经济、经济地理和技术关联空间权重矩阵,结合空间计量模型,检验高铁网络的本地—邻地技术创新效应及空间作用特征,并进一步考察高铁网络对邻地技术创新水平影响的传导机制,以及城市群高铁网络邻地技术创新效应的差异影响。研究结果表明:第一,城市高铁网络的本地和邻地技术创新效应均表现出显著正向作用,邻地效应传导机制在于高铁网络通过促进城市间技术溢出进而推动邻地技术创新水平提升,邻地效应有效空间半径为500千米,且最优半径为400千米;第二,城市群高铁网络的本地和邻地技术创新效应表现出显著差异,邻地效应在京津冀、珠三角和长三角城市群最为明显,空间作用特征具有一致性但最优半径不同,京津冀、长三角和珠三角城市群最优半径分别为175千米、200千米和125千米。

根据本文研究结论,得到以下启示:政府应充分发挥高铁网络的本地和邻地技术创新效应,提升城市自身和邻地技术创新水平,逐渐形成区域创新均衡发展态势。城市高铁网络建设给地区间技术人员流动提供便捷的渠道,有利于技术人员间的相互学习和交流,带动了知识和技术向邻地溢出,从而促进邻地技术创新水平的提升。由此,地方政府要持续推进高铁车站的修建,不但要在未开通高铁的城市建设高铁站,还要在已开通高铁的城市继续增加通车线路,强化现有高铁网络密度。与此同时,城市群内部还应破除地区间人员流动障碍,优化人员流动体制机制,设计有足够吸引力的人才引进方案促进技术人员流入,更加有效发挥高铁网络的技术溢出效应,进而推动城市群技术创新水平的提升。

参考文献:

- [1] 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.

- [2]王春杨,孟卫东,凌星元.高铁能否提升沿线城市的创新能力?——基于地级城市专利数据的分析[J/OL].研究与发展管理:1-11[2020-05-05].<https://doi.org/10.13581/j.cnki.rdm.20190550>.
- [3]杨思莹,李政.高铁开通与城市创新[J].财经科学,2019(1):87-99.
- [4]郭立宏,冯婷.高铁开通能促进区域技术创新吗——基于255个地级市面板数据的实证分析[J].现代经济探讨,2019(2):127-132.
- [5]徐旭,俞峰,钟昌标.人力资本流动视角下高铁与城市创新关系的研究[J].软科学,2019,33(5):1-5.
- [6]陈婧,方军雄,秦璇.交通发展、要素流动与企业创新——基于高铁开通准自然实验的经验证据[J].经济理论与经济管理,2019(4):20-34.
- [7]谭建华,丁红燕,谭志东.高铁开通与企业创新——基于高铁开通的准自然实验[J].山西财经大学学报,2019,41(3):60-70.
- [8]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.
- [9]郭进,白俊红.高速铁路建设如何带动企业的创新发展——基于Face-to-Face理论的实证检验[J].经济理论与经济管理,2019(5):60-74.
- [10]李新光,黄安民.高铁对县域经济增长溢出效应的影响研究——以福建省为例[J].地理科学,2018,38(2):233-241.
- [11]陈俐锦,欧国立.高速铁路、空间溢出与区域经济增长——基于101个县级高铁站的城市空间面板数据分析[J].郑州大学学报(哲学社会科学版),2019,52(1):65-70.
- [12]孙学涛,李岩,王振华.高铁建设与城市经济发展:产业异质性与空间溢出效应[J].山西财经大学学报,2020,42(2):58-71.
- [13]Ahlfeldt G M, Feddersen A. From Periphery to Core: Measuring Agglomeration Effects Using High-Speed Rail[J]. Journal of Economic Geography, 2017, 18(2): 355-390.
- [14]汪三贵,王彩玲.交通基础设施的可获得性与贫困村劳动力迁移——来自贫困村农户的证据[J].劳动经济研究,2015,3(6):22-37.
- [15]杜兴强,彭妙薇.高铁开通会促进企业高级人才的流动吗? [J].经济管理,2017,39(12):89-107.
- [16]Los B, Verspagen B. R&D Spillovers and Productivity: Evidence from US Manufacturing Microdata[J]. Empirical Economics, 2000, 25(1): 127-148.
- [17]Almeida P, Kogut B. Localization of Knowledge and the Mobility of Engineers in Regional Networks[J]. Management Science, 1999, 45(7): 905-917.
- [18]金刚,沈坤荣.中国工业技术创新空间扩散效应的时空演化[J].经济地理,2016,36(5):121-127.
- [19]符森.地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释[J].经济学(季刊),2009,8(4):1549-1566.
- [20]文嫣,韩旭.高铁对中国城市可达性和区域经济空间格局的影响[J].人文地理,2017,32(1):99-108.
- [21]王姣娥,焦敬娟,金凤君.高速铁路对中国城市空间相互作用强度的影响[J].地理学报,2014,69(12):1833-1846.
- [22]李婧,谭清美,白俊红.中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,2010(7):43-55.
- [23]马静,邓宏兵,张红.空间知识溢出视角下中国城市创新产出空间格局[J].经济地理,2018,38(9):96-104.
- [24]白俊红,王钺,蒋伏心,等.研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J].经济研究,2017,52(7):109-123.