

中国高铁建设与城市减霾绩效： 基于空间双重差分模型的经验考察

贾锐宁¹, 邵 帅², 郑英杰³, 范美婷⁴, 余燕团⁵

(1. 西安电子科技大学经济与管理学院, 陕西 西安 710126;

2. 华东理工大学商学院, 上海 200237; 3. 长安大学经济与管理学院, 陕西 西安 710064;

4. 上海财经大学城市与区域科学学院/财经研究所, 上海 200433;

5. 广东外语外贸大学经济贸易学院, 广东 广州 510006)

摘 要: 基于2004—2016年中国248个城市的面板数据样本, 在准确测算城市减霾绩效的基础上, 采用连续型多期空间双重差分(SDID)模型, 实证考察高铁服务强度对减霾绩效的影响及传导机制。研究发现: 高铁服务强度的提升有利于改善本地的减霾绩效, 但同时也会恶化邻近地区的减霾绩效, 且这种负向空间溢出效应主要存在于500 km以内; 高铁服务强度的提升主要通过产业结构效应、技术创新效应和人力资本集聚效应三种传导途径促进本地减霾绩效的改善, 并可以通过减霾绩效的空间关联效应及人力资本虹吸效应对邻近地区的减霾绩效产生影响; 高铁服务强度的提升对中西部地区减霾绩效的改善作用较东部地区更为明显, 对资源型城市减霾绩效的影响并不显著, 并且其负向空间溢出效应仅体现于中西部地区。

关键词: 高铁服务强度; 雾霾污染; 减霾绩效; 空间溢出效应; 空间双重差分模型

中图分类号: F205

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2023)11-0109-13

High-speed railway and haze-governing performance in China: An empirical investigation based on the spatial difference in differences model

JIA Ruining¹, SHAO Shuai², ZHENG Yingjie³, FAN Meiting⁴, YU Yantuan⁵

(1. School of Economics and Management, Xidian University, Xi'an 710126, China;

2. School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China;

3. School of Economics and Management, Chang'an University, Xi'an 710064, China;

4. School of Urban and Regional Science, Institute of Finance and Economics,

Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

5. School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies, Guangzhou 510006, China)

Abstract: Based on the panel data of 248 prefecture-level and above cities in China from 2004 to 2016, we measure the haze-governing performance and adopt the spatial difference in differences (SDID) model to empirically investigate the effect and its mechanism of high-speed rail service intensity on the haze-governing performance. The results are as

收稿日期: 2023-08-08 修回日期: 2023-10-21

基金项目: 国家自然科学基金项目(72243004, 72203164, 72103125, 71773075); 中央高校基本科研业务费专项资金项目(XJSJ23111); 陕西省哲学社会科学专项青年项目(2023QN0052); 陕西省社会科学基金项目(2023D028); 上海市哲学社会科学规划课题(2019BJB001); 上海市软科学研究项目(22692103400)。

作者简介: 贾锐宁(1990—), 男, 山西运城人, 西安电子科技大学讲师, 博士, 研究方向为能源与环境经济学。通信作者: 邵帅。

follows. The enhancement of high-speed rail service intensity is conducive to the improvement of local haze-governing performance, but it worsens the haze-governing performance in neighboring regions with a spatial attenuation boundary of 500 km. The enhancement of high-speed railway service intensity improves local haze-governing performance through three transmission channels: industrial structure, technological innovation, and human capital agglomeration effects. However, its enhancement can affect the haze-governing performance in neighboring regions through the spatial correlation effect of the haze-governing performance and the siphon effect of human capital. The improvement of high-speed railway service intensity has a more evident effect on the haze-governing performance in the central and western regions than that in the eastern regions, but its improvement has no significant effect on the haze-governing performance in resource-based cities. Meanwhile, the improvement only has negative spatial spillover effects on the haze-governing performance in the central and western regions.

Key words: high-speed railway service intensity; haze pollution; haze-governing performance; spatial spillover effect; spatial difference in differences model

随着城镇化与工业化的高歌猛进,中国的环境污染日益严重,特别是雾霾污染,自 2013 年以来已经成为秋冬季节的“常客”。针对日益严峻的环境污染问题,党的十八大以来把生态文明建设作为统筹推进“五位一体”总体布局和协调推进“四个全面”战略布局的重要内容,而党的二十大进一步将持续深入打好蓝天、碧水、净土保卫战视为促进人与自然和谐共生的关键手段。在一系列政策的作用下,虽然我国的平均雾霾日数在持续下降,但“十面霾伏”并未完全离我们远去。据世界卫生组织于 2022 年发布的环境空气质量数据库数据显示,中国主要城市的 $\text{PM}_{2.5}$ 平均浓度为 $38.5 \mu\text{g}/\text{m}^3$,仍然是世界卫生组织建议的空气质量准则值的 3.85 倍^①。可见,探寻雾霾污染的防治策略,依然具有重要的社会意义和政策价值。

现有研究表明,机动车的大量使用是中国城市空气污染的主要来源之一^[1]。北京生态环境局公布的数据显示,机动车排放是北京市本地 $\text{PM}_{2.5}$ 的第一大来源,占比高达 45%^②。基于这一事实,现有文献对交通运输与空气污染的关系开展了大量研究。如部分文献从交通替代角度为轨道交通的空气净化治理效应提供了经验证据^[2]。与地铁等城市内部的轨道交通相比,高速铁路(简称“高铁”)是一种跨城市、跨区域的新型轨道交通,其对空气污染的影响机制可能更为复杂。一方面,高铁本身属于清洁高效的交通运输方式,其完成相

同客运量所消耗的能源不足公路和航空运输的一半^[3],因而可以通过交通替代效应对空气污染产生直接影响;另一方面,高铁具有高机动性、高可靠性及高安全性等特点,其运行速度及密度均高于普通铁路,因而可以通过时空压缩效应重塑区域经济格局^[4],进而对空气质量产生间接影响。近年来,中国迎来了大规模的高铁修建浪潮,由此高铁与空气污染的关系激发了很多学者的研究兴趣。其中,张华等^[5]采用双重差分(DID)模型研究发现,高铁开通使本地 $\text{PM}_{2.5}$ 的平均浓度降低了 1.81%。但是,他们同时也发现,高铁抑制雾霾污染的主要机制之一是降低经济发展水平。如果事实如此,那么高铁在空气净化治理上的作用就会大打折扣,因为这显然不利于中国经济的高质量发展。

上述背景引发本文思考如下问题:如果高铁确实可以降低雾霾污染,那么这种减霾效应是否仅是一种“因噎废食”的结果?换言之,高铁能否有助于实现经济增长和雾霾治理的“双赢”?为了解答这一问题,有必要对高铁和减霾绩效(即雾霾污染约束下的全要素生产率增长)的关系开展专门考察。显然,将雾霾这一非期望产出和能源要素投入同时纳入全要素生产率(TFP)增长测算框架而得到的减霾绩效,可以有效反映经济增长和雾霾治理的协调程度^[6],因而适用于研究高铁对高质量发展的影响。然而,尽管很多研究已经探

① 资料来源:世界卫生组织网站 <https://www.who.int/airpollution/data/cities/en/>。

② 资料来源:北京市生态环境局网站 <http://sthjj.beijing.gov.cn/bjhrb/xxgk/jgzn/jgsz/jjgsgszjzz/xcyj/c/xfbf/832588/index.html>。

讨论了高铁建设对常规环境绩效的影响^[7],但是他们在环境绩效测算中并未考虑雾霾污染这一非期望产出,因此难以回答上述问题。更重要的是,高铁具有很强的网络属性,其不仅会对本地的环境质量造成影响,还会通过交通网络对周边地区产生跨区域影响。因此,一个地区高铁的快速发展可能会通过重塑区域人口、资源与环境的空间布局而影响周边地区的减霾绩效,忽视这种空间溢出效应显然难以准确评价高铁建设的综合效应。虽然一些研究在考察高铁的环境效应时已经对空间溢出效应予以关注,但是他们未能就空间溢出效应的发生机制予以严谨的理论分析和实证检验^[8]。事实上,相关研究考虑上述空间溢出效应的目的通常仅是为了提高计量经济模型的稳健性,即满足 DID 模型所要求的个体处理效应稳定性假设(SUTVA),但是对该效应本身的形成机制缺乏深入思考。同时,对空间溢出效应形成机制的忽视,也使得这些研究所采用的实证框架难以对上述机制予以有效的经验识别。因此,十分有必要拓展当前普遍采用的机制检验模型,以考察高铁对邻近地区减霾绩效的影响机理。

基于此,本文将在空间溢出效应的视角下,就高铁建设对减霾绩效的影响进行系统考察。与既有文献相比,本文的边际贡献主要体现在以下3个方面。第一,在研究内容上,本文采用改进的数据包络分析(DEA)方法准确测算了中国城市层面的减霾绩效,进而首次考察了高铁建设对城市减霾绩效的影响方向和传导机制,对“高铁经济学”的研究内容进行了重要的拓展与深化。第二,在研究视角上,本文不仅阐释和考察了高铁对本地减霾绩效的影响,还对高铁如何影响邻近地区的减霾绩效进行了机制分析和实证检验,无疑弥补了既有文献忽视高铁空间溢出效应形成机制的研究缺陷。第三,在识别策略上,本文使用空间双重差分(SDID)对减霾绩效和高铁的空间溢出效应同时进行了控制,在满足 DID 模型要求的 SUTVA 这一更为稳健的条件下为提出的理论假说提供了可靠的经验支持。同时,通过将空间计量模型与中介效应模型予以结合,本文提出了一个考虑空间溢

出效应的机制检验模型,该模型允许我们在逻辑一致的框架下对高铁影响本地和邻近地区减霾绩效的作用机制予以同时识别。

一、传导机制与研究假说

尽管目前尚缺乏就高铁建设对减霾绩效的影响所开展的系统考察,但结合高铁建设对经济增长和环境污染的相关研究,本文仍然可以尝试对其影响机制进行讨论(见图1)。

(一)高铁建设影响本地减霾绩效的传导机制

(1)产业结构效应。高铁缩短了城市之间的时空距离,削弱了生产要素的流动壁垒,从而可以促进劳动力、信息及资本等生产要素在沿线城市之间进行优化再配置^[9]。高铁主要以客运为主,对服务业和知识密集型行业等高度依赖劳动力和信息要素的行业影响更加明显,因而可以通过促进服务业发展而优化升级高铁城市的产业结构。

与此同时,生产要素在产业之间的优化配置可以实现提高资源利用效率和减少污染排放的“双重红利”,因此第三产业对第二产业的合理替代可能对减霾绩效产生改善作用。一方面,第三产业往往较第二产业的投入产出效率更高而污染排放水平更低^[10],从而可以在既定的投入产出条件下实现更低的雾霾污染。另一方面,在中国环境规制日益趋紧的背景下,高污染、低效率的工业企业将面临更高的生产(环境)成本,市场竞争机制会促使这部分企业的生产要素优先向第三产业转移^[11],从而助推工业内部结构的“去污染化”。因此,高铁建设可以通过优化产业结构而改善本地的减霾绩效。

(2)技术创新效应。高铁作为技术溢出的载体,至少可以从两方面促进沿线城市的技术创新。一方面,在区域可达性限制下,知识溢出会随着空间距离的扩大而不断衰减,从而表现出高度的本地化特征^[12]。虽然现代通信技术的发展可以在一定程度上降低沟通成本,但是由于默会知识的存在,面对面的直接交流并不能被完全取代。因此,高铁建设可以通过提升区域可达性而促进人与人之间的直接交流,进而产生明显的知识溢出效应。另一方面,高铁建设引起了第三产业尤其是生产性服务业在高铁沿线城市集聚^[13],这不仅可以通

过合作创新与技术贸易等途径促进产业内不同企业之间的技术学习,从而推动技术在产业内部扩散^[14],还可以借助生产性服务业集聚的技术扩散效应促使产业链整体的技术水平得到提升。

同时,作为获得技术进步的基本途径,技术创新对于实现经济增长与雾霾治理“双赢”的作用是不言而喻的。在经济增长方面,无论是新古典增长理论还是内生增长理论,都强调了技术进步在提高生产效率从而维持长期经济增长中的关键作用。而在环境保护方面,技术进步也被普遍视为节能减排的重要驱动因素。由此可见,高铁建设可以通过促进技术创新而改善本地的减霾绩效。

(3)人力资本集聚效应。劳动力流动决策本质上是个体权衡成本和预期收益的结果,高铁建设可以通过改变劳动力的成本和收益而对劳动力流动产生影响。在成本方面,高铁建设带来的“时空压缩效应”可以同时提高劳动力流动的效率和广度^[15],使其可以在更广阔的空间范围内以更短的时间搜寻到合适的工作,从而降低个体在劳动力市场的搜寻成本。在收益方面,高铁建设带来的技术进步效应使得高铁沿线城市的知识溢出水平更高,这为个体提供了良好的学习及交流环境,

从而有助于个体的人力资本积累。因此,在降低工作搜寻成本和增加个体学习机会的双重影响下,劳动力会逐渐向高铁沿线城市集聚。同时,在劳动力流动过程中,高技能劳动力往往比低技能劳动力的流动更加频繁,也更容易被思想交流的机会所吸引^[16],从而进一步强化了高铁城市对人力资本的吸引作用。

与高铁建设和人力资本集聚的关系相比,人力资本集聚对减霾绩效的作用机制更为明显。一方面,高学历人才不仅拥有更高的劳动生产率,其节能减排意识也往往更强,从而有助于减霾绩效提升。另一方面,人力资本集聚可以极大地降低知识的传播成本,从而有利于技术溢出^[17],进而可以通过强化高铁建设引致的技术创新效应而改善减霾绩效。因此,高铁建设可以通过促进人力资本在高铁沿线城市的集聚而改善其减霾绩效。

基于上述机制分析,本文可以提出如下两个假说:

假说 1: 高铁建设有助于改善本地的减霾绩效。

假说2:高铁建设可以通过产业结构效应、技术创新效应及人力资本集聚效应三种传导途径,对本地的减霾绩效产生积极影响。

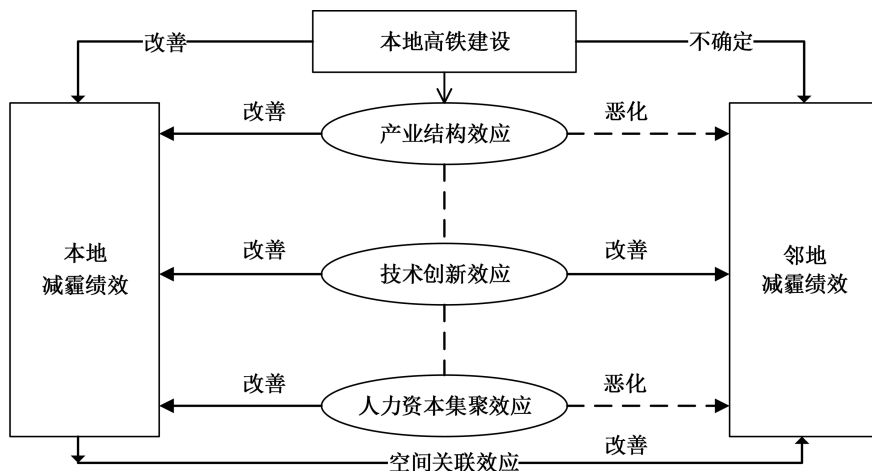


图 1 传导机制

(二) 高铁建设影响邻近地区减霾绩效的传导机制

高铁建设可以通过减霾绩效本身的空间关联效应对邻近地区的减霾绩效产生影响。一方面, 区域经济系统内存在广泛的商品贸易、技术扩散

及要素流动,从而使得不同区域间的经济发展水平表现出空间相关性^[18]。另一方面,雾霾污染也会通过大气环流等自然因素,以及产业转移、污染泄漏及交通流动等经济机制扩散到邻近地区。因此,以减霾绩效为代表的综合经济和环境双重因

素的环境绩效指标也会在一定程度上表现出“一荣俱荣、一损俱损”的空间关联效应。当高铁建设改善本地的减霾绩效后,这种影响会随之向邻近地区传递,从而提升邻近地区的减霾绩效。

此外,高铁还可能通过上述产业结构效应、技术创新效应和人力资本集聚效应三种传导机制而反作用于邻近地区的减霾绩效:首先,从产业结构效应来看,由于高铁的快速发展会推高本地的房地产价格,这可能将对运营成本更为敏感的工业企业“挤出”至邻近地区,从而通过“恶化”邻近地区的产业结构而不利其减霾绩效的提升;其次,从技术创新效应来看,由于技术进步具有空间扩散效应,邻近城市同样会从高铁城市的技术水平提升中获益,从而有助于其减霾绩效的提升;最后,从人力资本集聚效应来看,高铁城市的人力资本流入显然会伴随着周边城市的人力资本流出,从而不利于邻近地区的减霾绩效改善。基于上述分析,本文可以进一步提出如下假说:

假说3:高铁建设可以通过减霾绩效的空间关联效应、产业结构效应、技术创新效应及人力资本集聚效应四种传导途径,对邻近地区的减霾绩效产生空间溢出效应。

从上述四种传导途径的作用方向来看,虽然高铁建设可以通过减霾绩效的空间关联效应及技术创新效应促进邻近地区的减霾绩效提升,但也可能通过产业结构效应及人力资本集聚效应而不利邻近地区的减霾绩效改善,从而使其对减霾绩效的空间溢出效应的最终作用方向存在不确定性。据此,本文提出如下竞争性假说:

假说4A(B):如果高铁建设改善(恶化)了邻近地区的减霾绩效,那么说明高铁建设对减霾绩效表现出正(负)向的空间溢出效应。

二、实证策略与数据说明

(一)基准模型及参数估计方法

交通基础设施与经济因素之间通常存在着双向因果关系^[5],因此相关研究在对交通基础设施的经济增长效应和环境效应进行因果识别时往往受困于潜在的内生性问题,而基于准自然实验的DID模型可以在很大程度上缓解这一问题。然而,

对本文而言,传统DID模型依然面临着如下两方面问题。第一,截至2016年年底,在248个样本城市中有169个城市开通了高铁,其中有10个城市的高铁日出行频次超过了500次,但仍有27个城市不足50次。由于高铁日出行频次直接反映了高铁的服务强度,这使得高铁建设可能对减霾绩效存在异质性影响,而基于0-1政策虚拟变量的传统DID模型难以对上述影响予以反映。第二,由于高铁存在广泛的空间溢出效应,从而使得传统DID模型违背SUTVA假设而难以得到一致性估计量。

为解决上述问题,本文结合Moser等^[19]与Dubé等^[20]的做法对传统DID模型予以改进:首先采用高铁日出行频次这一连续变量替换政策虚拟变量,从而准确刻画高铁服务强度的异质性影响;然后,进一步在模型中嵌入空间交互项来构造SDID模型,以此对空间溢出效应予以有效控制。考虑到空间杜宾模型(SDM)通常更具一般性,因此本文最终采用了如下基于SDM的多期连续型SDID模型作为基准回归模型:

$$TFHP_{it} = \alpha + \rho \sum_j w_{ij} TFHP_{jt} + \beta HSRSI_{it} + \gamma Z_{it} + \theta \sum_j w_{ij} HSRSI_{jt} + \psi \sum_j w_{ij} Z_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 代表城市, t 代表年份; w_{ij} 为描述城市之间空间邻近关系的空间权重矩阵的元素; $TFHP$ 为减霾绩效; $HSRSI$ 为高铁服务强度; Z 为一组控制变量向量; μ 和 λ 分别为城市和年份固定效应; ε 为随机扰动项;其余为待估参数。由于式(1)引入了被解释变量的空间滞后项,此时最小二乘法(OLS)和极大似然法(MLE)估计均可能不一致,而Lee等^[21]提出的偏误修正的准极大似然法(BC-QMLE)可以有效解决上述问题,因此本文将采用BC-QMLE对式(1)进行估计。

(二)变量选取及数据来源

1. 被解释变量与核心解释变量

(1)减霾绩效($TFHP$):为得到准确的减霾绩效测算结果,本文参考邵帅等^[22]对传统DEA模型予以改进。首先,参考Afsharian等^[23]构建包含环境非期望产出的总体环境技术,从而对基准技术前沿进行精确的设定。其次,采用Zhou等(2012)^[24]

定义的非角度、非径向方向性距离函数,在考虑投入产出变量松弛问题的基础上,以 $PM_{2.5}$ 为非期望产出,对各城市的生产效率进行准确测算。最后,采用 Luenberger 生产率指标计算得到样本城市的减霾绩效。

在减霾绩效测算中,本文以实际 GDP 为期望产出,以 $PM_{2.5}$ 为非期望产出,以资本存量、劳动力和能源消费为投入变量。其中, $PM_{2.5}$ 来源于哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心公布的全球 $PM_{2.5}$ 的浓度年均值的栅格数据;劳动力采用城市就业人员数予以度量;资本存量参考单豪杰^[25] 采用永续盘存法测算而得;鉴于城市能源消费数据尚未公开发布,本文参照 Huang 等^[26],基于城市能源强度和 GDP 数据对其进行反演。

(2) 高铁服务强度 (HSRSI) :本文以高铁日出行频次度量高铁服务强度。该数据通过中国铁路总公司公布的《全国铁路旅客列车时刻表》及 12306.com 网站手动查找并整理而得。

2. 机制变量

(1) 产业结构 (IS) :为对产业结构效应进行检验,本文选取由第三产业与第二产业产值之比度量的产业结构变量作为对应的机制变量^[5]。

(2) 技术创新水平 (TI) :为对技术创新效应进行检验,本文参照 Yang 等^[3] 的做法,采用人均专利授权数量对技术创新水平进行度量,专利授权数量数据来源于国家知识产权局网站。

(3) 人力资本集聚水平 (HC) :为对人力资本集聚效应进行检验,本文采用高等学校在校学生人数来衡量人力资本水平,并借鉴 Ciccone 等^[27] 提出的经济密度概念构建了人力资本密度,即单位面积的高等学校在校学生人数对人力资本集聚水平予以度量。

3. 控制变量

(1) 人口密度 (PD) :采用单位面积的人口数予以度量。

(2) 对外开放程度 (OP) :采用外商直接投资 (FDI) 占 GDP 的比重予以度量。

(3) 政府干预程度 (GI) :采用剔除教育和科学事业支出后的财政支出占 GDP 的比重予以度量。

(4) 要素结构 (KL) :采用劳均资本存量,即资本深化程度予以度量。

(5) 科技支出水平 (RD) :采用地方财政科学事业支出占财政支出的比重予以度量。

本文剔除了考察期内行政区划发生改变,以及个别变量缺失严重的城市。经过筛选,本文最终采用了 2004—2016 年中国 248 个城市的面板数据样本。除前文已经说明数据来源的 $PM_{2.5}$ 、能源消费、高铁日出行频次及专利授权数量外,本文使用的其他数据均来源于《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》及各省市历年统计年鉴,部分缺失值采用插值法进行补齐。为了保证数据的可比性,本文将其按 2003 年不变价进行了平减。上述各变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
TFHP	-9.166	23.523	-113.287	70.978
HSRSI	0.362	0.905	0.000	8.05
IS	82.449	41.869	9.432	416.563
TI	5.963	14.989	0.011	197.132
HC	9.66	18.245	0.000	142.191
PD	0.458	0.336	0.005	2.662
OP	2.112	2.182	0.000	18.189
GI	12.154	6.762	3.203	145.559
KL	0.634	0.442	0.025	3.745
RD	1.267	1.331	0.033	20.683

(三) 空间权重矩阵

为了保证分析结果的稳健性,本文从空间距离、时间距离及经济距离 3 个维度构建了如下 3 种空间权重矩阵:

$$\begin{aligned}
 w_{ij}^1 &= \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases}, \\
 w_{ij}^2 &= \begin{cases} \frac{1}{t_{ij}}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases}, \\
 w_{ij}^3 &= \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} \frac{perGDP_j}{perGDP_i}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases}
 \end{aligned} \tag{2}$$

首先,本文构建了常见的地理距离权重矩阵 (W_1),其元素为 w_{ij}^1 ,其中 d_{ij} 为使用经纬度计算的城市 i 和 j 之间的地理距离。

其次,由于高铁主要是通过缩短城市之间的

通行时间而影响空间溢出效应,即在地理距离一定的条件下,城市之间的邻近关系会随着列车通行时间的缩短而增加。据此,本文构建了高铁时间距离权重矩阵(W_2)对上述关系予以反映,其元素为 w_{ij}^2 ,其中 t_{ij} 为城市*i*和*j*之间最短高铁通行时间,相应的数据主要通过 12306.com 网站手动查找得到。对于没有开通高铁的城市,本文则参考乔彬等^[28]的做法对其进行估算。

最后,考虑到经济发达地区较欠发达地区对周边产生的空间溢出效应可能更强的事实,本文还参考 Parent 等^[29]构建了非对称经济地理距离权重矩阵(W_3),其元素为 w_{ij}^3 ,其中 $perGDP_k$ ($k = i, j$) 为样本期内 *k* 城市的人均 GDP 均值。

三、基准结果讨论与稳健性检验

(一)平行趋势假设检验

为检验 DID 模型所要求的平行趋势假设,本文采用事件研究法对高铁的动态效应予以考察^[8]。考虑到各城市的高铁服务强度存在差异,本文将刻画高铁开通“事件”的虚拟变量与各城市的平均高铁服务强度进行交乘,从而对高铁的异质性影响予以反映,具体模型如下:

$$TFHP_{it} = \alpha_0 + \rho_0 \sum_j w_{ij} TFHP_{jt} + \sum_{k=-9, k \neq -1}^9 \beta_k D_{it}^k \overline{HSRSI}_i + \gamma_0 Z_{it} + \psi_0 \sum_j w_{ij} Z_{jt} + \bar{\mu}_i + \bar{\lambda}_t + \bar{\varepsilon}_{it} \quad (3)$$

式(3)中, $\overline{HSRSI}_i$ 为城市*i*的平均高铁服务强度。 D_{it}^k 为表征高铁开通前后时期的虚拟变量,由于最早开通高铁的年份为 2007 年,本文的样本最多仅包括开通后第 9 期的数据,因此我们以前后 9 期为界对 D_{it}^k 进行赋值。假设 s_i 表示城市*i*开通高铁的具体年份,如果 $t - s_i = k$,则定义 $D_{it}^k = 1$,否则为 0,其中 $k \in [-9, 9]$ 。同时,本文将高铁开通前一年作为基准年份,即剔除了式(3)中 $k = -1$ 的虚拟变量。由于本文采用的是空间计量模型,解释变量的系数估计值并不等于其边际效应,因此这里主要考察式(3)中交互项的直接效应。

图 2 展示了基于 W_1 权重矩阵估计得到的上述交互项的直接效应及其置信区间。结果显示,高铁城市和非高铁城市减霾绩效的时变趋势在高铁开通前基本一致,即符合平行趋势假设。同时,还

可以发现,在高铁开通当年,高铁建设就显著提高了高铁城市的减霾绩效,而且这种促增效应在随后几年呈现出逐年递增的趋势。

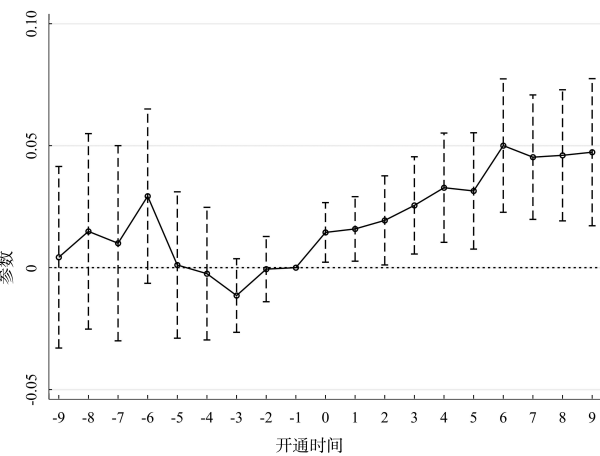


图 2 平行趋势检验结果

(二)基准回归结果

表 2 汇报了基准模型的回归结果,其中模型(1)~模型(3)依次为基于 W_1 、 W_2 、 W_3 权重矩阵得到的估计结果。由表 2 可知,无论采用何种权重矩阵设定,对应变量的估计系数的符号方向、大小及显著性水平均十分接近,表明本文的实证结果较为稳健。其中,减霾绩效的空间滞后项系数均在 1% 的水平上显著为正,说明中国城市层面的减霾绩效存在明显的空间集聚特征。如前文所述,由于考虑了空间溢出效应,模型(1)~模型(3)的估计系数不再能够准确地反映解释变量对减霾绩效的边际影响。因此,有必要进一步计算 SDID 模型的直接效应和间接效应。

表 2 基准回归的估计结果

模型	(1) 空间面板(W_1)	(2) 空间面板(W_2)	(3) 空间面板(W_3)
<i>HSRSI</i>	0.033 *** (0.007)	0.034 *** (0.008)	0.032 *** (0.007)
<i>WHSRSI</i>	-0.168 *** (0.057)	-0.178 *** (0.068)	-0.102 *** (0.036)
ρ	0.648 *** (0.075)	0.666 *** (0.069)	0.625 *** (0.073)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是
对数似然值	1 416.662	1 419.056	1 403.227
R^2	0.236	0.236	0.214
<i>N</i>	3 224	3 224	3 224

注:***、**、* 分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 有统计学意义;括号中的数值为聚类到城市层面的稳健型标准误; ρ 为被解释变量的空间滞后项系数。下同。

表 3 汇报了基于表 2 中模型(1)~模型(3)的结果计算而得的直接效应和间接效应。通过比较 3 种权重矩阵的结果可以发现,高铁服务强度的间接效应在 W_1 和 W_3 权重矩阵下均在 5% 的水平上显著,但在 W_2 权重矩阵下仅在 10% 的水平上显著,说明 W_1 和 W_3 权重矩阵对于空间溢出效应的捕捉效果更为理想。同时,由表 2 可知, W_3 权重矩阵下的对数似然值及拟合优度(R^2)均小于 W_1 权重矩阵,说明 W_1 权重矩阵对模型的拟合效果更优。以上结果共同表明, W_1 权重矩阵具有更为优良的综合计量技术表现,这可能是因为减霾绩效具有明显的自然气象特征,因而其空间相关性更多地体现于地理关联而非高铁时间及经济关联特征上。因此,本文主要以 W_1 权重矩阵的结果为例对表 3 中的直接效应和间接效应进行讨论,并且在下文剩余的研究中,也将采用 W_1 权重矩阵开展进一步的实证考察。

表 3 基准回归的直接效应和间接效应

效应 矩阵	直接效应			间接效应		
	W_1	W_2	W_3	W_1	W_2	W_3
<i>HSRSI</i>	0.031 *** (0.007)	0.032 *** (0.008)	0.031 *** (0.007)	-0.431 ** (0.197)	-0.493 * (0.264)	-0.217 ** (0.103)

由表 3 中基于 W_1 权重矩阵的估计结果可以看出,高铁服务强度的直接效应为 0.031,且在 1% 的水平上显著,表明高铁日出行频次每增加 100 次,本地的减霾绩效将提高 3.1%,该结果验证了本文提出的假说 1。同时,高铁服务强度的直接效应和减霾绩效的空间溢出效应均显著为正,也部分验证了本文提出的假说 3,即高铁服务强度的提升可以通过减霾绩效的空间关联效应促进邻近地区的减霾绩效。此外,高铁服务强度的间接效应(空间溢出效应)为 -0.431,且在 5% 的水平上显著,表明一个城市的高铁日出行频次每增加 100 次,将使得其他 247 个城市的减霾绩效平均降低 0.17%,

即高铁服务强度对减霾绩效表现出了负向的空间溢出效应,该结果验证了本文提出的假说 4B 而证伪了假说 4A。

(三)稳健性检验

1. 基于 PSM-SDID 方法的稳健性检验

本文参考 Heyman 等^[30]的做法,基于逐年匹配的 PSM-SDID 方法,依据一组可观测变量为高铁城市挑选出与其特征相似的非高铁城市,从而最大程度地排除样本自选择偏误。其中,除了前文所述的机制变量及控制变量外,本文还额外添加了人均 GDP(PG)作为匹配变量^③。表 4 汇报了基于 PSM-SDID 方法的参数估计结果、直接效应及间接效应^④,其中 X 表示解释变量的估计系数, WX 表示解释变量的空间滞后项系数。结果显示,高铁服务强度的直接效应为 0.033 且在 1% 的水平上显著,间接效应为 -0.413 且在 10% 的水平上显著,表明基准回归结论在考虑样本自选择偏误问题后依然保持稳健。

表 4 基于 PSM-SDID 方法的估计结果

变量	X	WX	直接效应	间接效应
<i>HSRSI</i>	0.035 *** (0.008)	-0.153 ** (0.061)	0.033 *** (0.008)	-0.413 * (0.217)
城市/年份 固定效应	控制变量	对数似然值	R^2	N
是	是	1 445.957	0.230	2 964

2. 安慰剂检验

本文还通过为样本随机分配 *HSRSI* 的方式进行安慰剂检验。在 200 次安慰剂检验后,本文获得了 200 个“虚假”的 *HSRSI* 的直接效应和间接效应,并在图 3 中绘制了相应的频数分布状况。可以发现,基准回归得到的实际的直接效应 0.031 和间接效应 -0.431 均位于频数分布图的范围之外。结果表明,基准回归结果并非“偶然发现”,本文的核心结论对遗漏变量问题也保持着较高的稳健性。

③ 以人均 GDP 度量的经济发展水平是影响高铁开通的重要因素之一,因此有必要将其视作匹配变量。但如引言所述,高铁的减霾效应有可能是降低经济发展水平的结果,为了研究高铁建设能否实现经济发展和雾霾治理的“双赢”,不宜将经济发展水平作为控制变量引入基准回归模型。

④ 各城市的匹配变量在匹配后非常接近,样本自选择偏误显著降低(结果备索)。限于篇幅,这里未汇报详细的匹配结果。

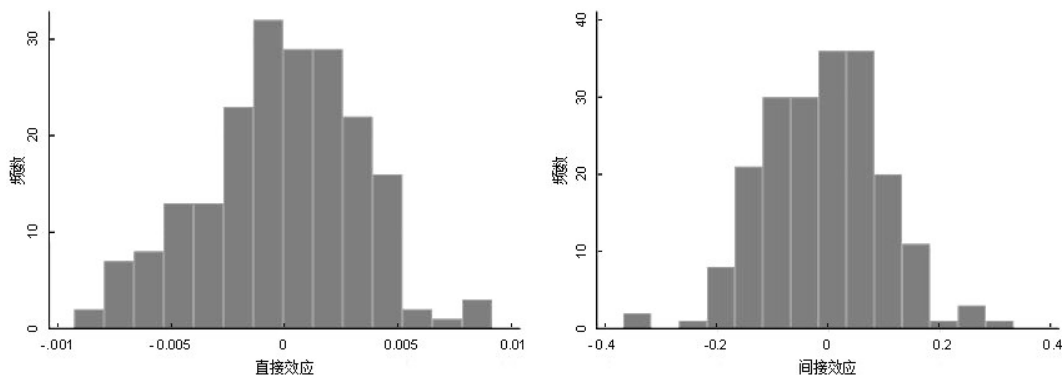


图3 安慰剂检验结果

四、传导机制识别、空间衰减边界估计与异质性分析

(一) 传导机制识别

为对传导机制予以检验,本文采用中介效应模型并基于空间计量技术开展实证考察:

$$TFHP_{it} = \alpha + \rho \sum_j w_{ij} TFHP_{jt} + \beta HRSR_{it} + \gamma Z_{it} + \theta \sum_j w_{ij} HRSR_{jt} + \psi \sum_j w_{ij} Z_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

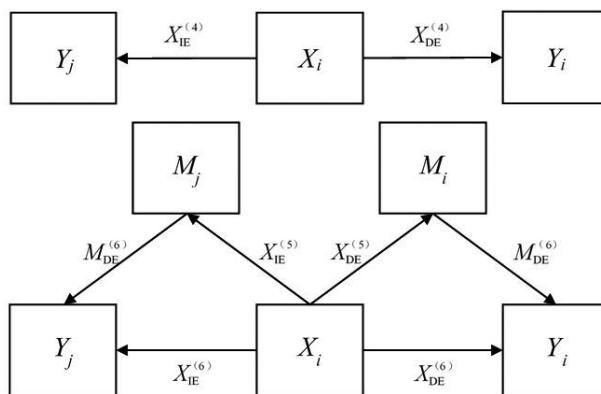
$$M_{it} = \alpha_1 + \rho_1 \sum_j w_{ij} M_{jt} + \beta_1 HRSR_{it} + \gamma_1 Z_{it} + \theta_1 \sum_j w_{ij} HRSR_{jt} + \psi_1 \sum_j w_{ij} Z_{jt} + \tilde{\mu}_i + \tilde{\lambda}_t + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (5)$$

$$TFHP_{it} = \alpha_2 + \rho_2 \sum_j w_{ij} TFHP_{jt} + \beta_2 HRSR_{it} + \nu M_{it} + \gamma_2 Z_{it} + \theta_2 \sum_j w_{ij} HRSR_{jt} + \pi \sum_j w_{ij} M_{jt} + \psi_2 \sum_j w_{ij} Z_{jt} + \hat{\mu}_i + \hat{\lambda}_t + \hat{\varepsilon}_{it} \quad (6)$$

式中,中介变量 M 为潜在的机制变量,包括 IS 、 TI 和 HC 。为在空间溢出效应视角下对中介效应予以逐步检验,本文将式(1) ($l=4,5,6$) 中解释变量 X 的直接效应和间接效应分别记为 $X_{DE}^{(l)}$ 和 $X_{IE}^{(l)}$ 。基于此,本文绘制了基于逐步法的中介效应检验示意图,见图4。

按照图4的思路,对直接效应进行检验的步骤如下:首先,检验 $HRSR_{DE}^{(4)}$ 是否显著,如果显著则按存在中介效应立论;其次,检验 $HRSR_{DE}^{(5)}$ 和 $M_{DE}^{(6)}$ 是否显著,如果二者均显著,则表明存在中介效应;再次,检验 $HRSR_{DE}^{(6)}$ 是否显著,如果显著则说明存在部分中介效应,如果不显著则说明存在完全中介效应。类似地,检验高铁服务强度的间接效应即空间溢出效应的中介效应的具体步骤如下:首先,检验 $HRSR_{IE}^{(4)}$ 是否显著,如果显著则按

存在中介效应立论;其次,检验 $HRSR_{IE}^{(5)}$ 和 $M_{DE}^{(6)}$ 是否显著,如果二者均显著,则表明存在中介效应;最后,检验 $HRSR_{IE}^{(6)}$ 是否显著,如果显著则说明存在部分中介效应,如果不显著则说明存在完全中介效应。



$Y=TFHP, X=HRSR, M=IS/TI/HC$

图4 空间溢出效应视角下的中介效应检验

表5汇报了基于 W_1 权重矩阵的中介效应模型的检验结果。结合图4的检验思路和表5的估计结果容易发现,就直接效应而言,产业结构、技术创新水平和人力资本集聚水平均符合部分中介效应的判别标准。就间接效应(空间溢出效应)而言,三个机制变量的检验结果则存在差异。首先,产业结构并非高铁服务强度影响邻近地区减霾绩效的中介变量。其原因可能在于,中国的工业用地市场属于买方市场,高铁在促进区域市场一体化的过程中会因为加剧地方政府的工业引资竞争而降低工业用地价格^[31],因而不会明显因土地价格上升而将工业企业挤出至周边地区。其次,人力资本集聚水平符合完全中介效应的判别标准。

最后,技术创新水平也不符合中介效应的标准。这可能是因为,技术的消化和吸收往往面临着一定的人力资本门槛,而高铁建设会造成邻近地区的人力资本流失,从而使得技术溢出效应难以有效发挥。

综上所述,高铁服务强度的提升可以通过产业结构效应、技术创新效应和人力资本集聚效应三种传导途径改善本地的减霾绩效,从而证明假说2是完全成立的。同时,高铁服务强度的提升仅会通过减霾绩效的空间关联效应及人力资本集聚效应两种传导途径影响邻近地区的减霾绩效,从而证明假说3仅部分成立。

表5 机制检验的直接效应和间接效应

机制变量 模型	$M=IS$			$M=TI$		$M=HC$	
	式(4)	式(5)	式(6)	式(5)	式(6)	式(5)	式(6)
直接效应							
<i>HSRSI</i>	0.031 *** (0.007)	0.050 *** (0.017)	0.025 *** (0.008)	5.431 *** (1.030)	0.021 *** (0.007)	2.727 *** (0.618)	0.024 *** (0.008)
<i>IS</i>	—	—	0.109 *** (0.042)	—	—	—	—
<i>TI</i>	—	—	—	—	0.002 *** (0.001)	—	—
<i>HC</i>	—	—	—	—	—	—	0.002 * (0.001)
间接效应							
<i>HSRSI</i>	-0.431 ** (0.197)	-1.137 (0.883)	-0.397 * (0.212)	12.157 (39.436)	-0.560 ** (0.245)	-10.605 *** (3.227)	-0.357 (0.234)
<i>IS</i>	—	—	-0.064 (0.573)	—	—	—	—
<i>TI</i>	—	—	—	—	0.020 (0.015)	—	—
<i>HC</i>	—	—	—	—	—	—	-0.040 (0.035)

(二)空间衰减边界估计

一般而言,空间相关性会随着城市间距离的增加而逐渐降低,从而导致高铁建设对减霾绩效的空间溢出效应产生区域边界。为此,我们对 W_1 权重矩阵的元素设定了距离阈值,从而实现对空间衰减边界的估计:

$$w_{ij}^1 = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & \text{if } d_{ij} > d_i \\ 0, & \text{if } d_{ij} \leq d_i \end{cases} \quad (7)$$

式(7)中, d_i 为距离阈值。我们将 d_i 的初始值设定为 50 km,然后按 50 km 的步长逐步增加,直至增加至 1 500 km 为止。图 5 汇报了不同阈值下 *HSRSI* 的间接效应,可以发现,高铁建设对邻近地区减霾绩效的负面影响主要存在于 500 km 以内,这意味着高铁城市主要对周边 500 km 范围内的城市产生人力资本虹吸效应。由于存在较大的迁移成本,500 km 以外的劳动力可能并不会被高铁城

市条件优渥的工作机会和良好的思想交流环境所吸引。在 500 km 以外,*HSRSI* 的间接效应逐渐趋于 0,说明高铁的空间溢出效应逐渐消失。

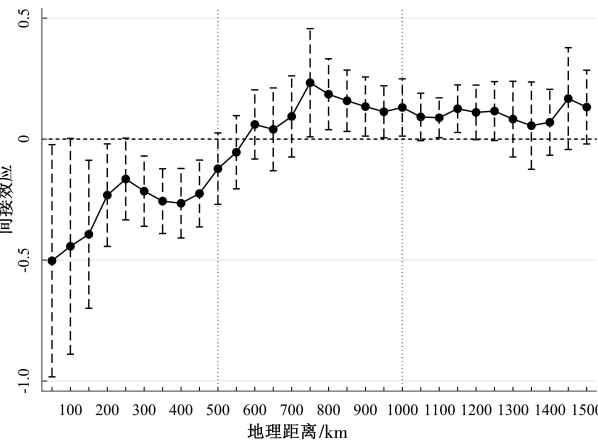


图5 空间衰减边界估计结果

(三)异质性分析

中国幅员辽阔,各城市在资源禀赋、区位条件、经济发展和制度安排等方面均存在明显的差异,因而前文基于总体样本得到的实证结果可能会掩盖区域差异。因此,有必要基于分区域子样本进行实证考察。同时,从中国的现实情况来看,以自然资源开采、加工为主导产业的资源型城市往往面临着经济和环境的三重资源诅咒效应^[32]。更重要的是,资源产业部门通常还具有地理“锁定”效应,从而难以像一般的制造业那样通过直接压缩产业规模或产业转移而推动自身产业结构的绿色升级,且丰裕的资源禀赋还易于弱化政府和民众的创新动力,甚至可能通过提高教育的机会成本而减缓人力资本积累^[33]。换言之,资源型城市的特点可能会切断本文提出的高铁建设改善本地减霾绩效的三种传导机制。据此推测,高铁建设可能不会有效改善资源型城市的减霾绩效。因此,还有必要针对资源型城市和非资源型城市子样本开展异质性考察。

表6汇报了基于空间权重矩阵 W_1 的异质性分析结果。从高铁服务强度的直接效应来看,东部地区与中西部地区的直接效应均显著为正,但东部地区的估计系数明显较小,表明高铁对东部地区减霾绩效的改善效果弱于中西部地区。其原因在于,东部地区具有更高的经济发展水平和社会

发展程度,其产业结构更加优化、技术创新能力更强、人力资本水平更高,公众对改善环境质量的诉求也更高,这些因素均会在很大程度上削弱高铁建设对东部地区减霾绩效的边际改善效果。同时,高铁服务强度在非资源型城市的直接效应显著为正,但在资源型城市的直接效应并不显著,这与前文的理论预期一致。

表 6 异质性分析的直接效应和间接效应

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
子样本	东部	中西部	资源型城市	非资源型城市
直接效应				
HSRSI	0.015 ** (0.006)	0.043 *** (0.015)	0.011 (0.028)	0.023 *** (0.007)
间接效应				
HSRSI	-0.008 (0.055)	-0.638 ** (0.249)	-0.299 (0.353)	-0.062 (0.123)

从高铁服务强度的间接效应来看,其在中西部地区的间接效应显著为负,而在东部地区的间接效应为负但并不显著,表明高铁城市对邻近地区减霾绩效的恶化主要表现于中西部地区。从人力资本集聚效应来看,中西部地区中心城市的首位度较东部地区更高,从而使得高铁网络的完善更倾向于增强中西部地区中心城市对边缘城市人力资本的虹吸效应。高铁服务强度在资源型城市和非资源型城市的间接效应均为负但均不显著,表明高铁建设在两类子样本中均未对减霾绩效表现出显著的空间溢出效应。与非资源型城市相比,资源型城市的人力资本预期回报率普遍较低,这使得人力资本流动现象通常发生于两类城市之间。因此,仅基于两类城市子样本的估计结果难以反映这种人力资本虹吸效应,因而使得二者的间接效应均不显著。

五、总结性评论

(一) 结论

本文基于 2004—2016 年中国 248 个城市的面板数据样本,在空间溢出效应的视角下,采用多期连续型 SDID 模型就高铁服务强度对减霾绩效的影响及传导机制开展了系统研究,得到了如下主要研究结论:第一,高铁服务强度的提升虽然可以显著改善本地的减霾绩效,但同时也会恶化邻近地区的减霾绩效,且负向空间溢出效应主要存在

于 500 km 以内;第二,高铁服务强度的提升会通过促进第三产业发展而优化本地的产业结构,通过促进面对面的信息交流而加强本地的技术创新能力,还会通过吸引人力资本流入而提高本地的人力资本集聚水平,从而改善本地的减霾绩效;第三,高铁服务强度的提升主要通过减霾绩效的空间关联效应以及对周边地区人力资本的虹吸效应而影响邻近地区减霾绩效的提升;第四,高铁服务强度对减霾绩效存在异质性影响,对中西部地区的改善作用强于东部地区,对资源型城市的影响并不显著,其负向空间溢出效应仅体现于中西部地区。

(二) 启示

第一,应在统筹优化高铁网络布局的基础上,进一步加大对高铁的投资力度。近年来中国高铁的连年亏损引发社会各界对高铁“账本”的广泛争议。然而,高铁是政府提供的具有准公共产品属性的基础设施,忽略其正外部性而仅关注其财务效益显然有失偏颇。本文发现,高铁建设有助于高铁城市实现经济增长和雾霾治理的“双赢”,这从经济和环境协调发展的角度为中国高铁扩建的合理性提供了经验支持。因此,中国仍需稳步推进高铁建设,助力实现区域经济高质量发展。

第二,应在加强高铁布局顶层设计的同时,构建基于跨区域联盟的协商机制。高铁建设在改善本地减霾绩效的同时,也会恶化邻近地区的减霾绩效,这就要求中央政府在制定高铁规划时要注重这种负向的空间溢出效应,通过合理布局高铁线路而实现减霾绩效的均等化。同时,还应通过跨区域联盟的模式建立区域协商机制,优化城市间的多维利益分配机制,促进产业资本、技术及劳动力的跨区域合理流动,将高铁建设产生的负向空间溢出效应内化于联盟之内,从而更好地实现城市群在区域协调发展中的带动引领作用。

第三,地方政府应因地制宜,建立符合自身特点的高铁发展模式。高铁建设对城市减霾绩效的影响呈现出显著的区域异质性,这意味着地方政府不应寄希望于高铁建设可以自发实现经济和环

境的协调发展,从而盲目跟风上马高铁项目,而应结合自身发展现状出台相关配套政策,在最大程度地实现高铁建设对本地减霾绩效改善作用的同时,也尽可能地弱化空间溢出效应对自身的负面影响。尤其是对于中西部地区和资源型城市而言,一方面应通过制度优化带动营商环境改善,抓住高铁网络驱动生产要素在空间上重新分配的机遇,积极承接其他地区的优质产业;另一方面应创新人才政策,构筑软硬兼备的人才环境,在避免人力资本流失的同时,也使得技术溢出效应得以有效发挥。

参考文献:

- [1] 邵帅,李欣,曹建华,等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择:基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究,2016,51(9):73-88.
- [2] LI S, LIU Y, PUREVJAV A O, et al. Does subway expansion improve air quality? [J]. Journal of environmental economics and management,2019(96):213-235.
- [3] YANG X, LIN S, LI Y, et al. Can high-speed rail reduce environmental pollution? evidence from China[J]. Journal of cleaner production,2019(239):118135.
- [4] 孙伟增,牛冬晓,万广华. 交通基础设施建设与产业结构升级:以高铁建设为例的实证分析[J]. 管理世界,2022,38(3):19-34,58.
- [5] 张华,冯烽. 绿色高铁:高铁开通能降低雾霾污染吗?[J]. 经济学报,2019,6(3):114-147.
- [6] FAN M, SHAO S, YANG L. Combining global malmquist-luenberger index and generalized method of moments to investigate industrial total factor CO₂ emission performance: a case of Shanghai (China)[J]. Energy policy,2015(79):189-201.
- [7] SUN X, YAN S, LIU T, et al. High-speed rail development and urban environmental efficiency in China: a city-level examination[J]. Transportation research part D: transport and environment,2020(86):102456.
- [8] JIA R N, SHAO S, YANG L. High-speed rail and CO₂ emissions in urban China: a spatial difference-in-differences approach[J]. Energy economy,2021(99):105271.
- [9] 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[J]. 中国工业经济,2016(2):21-36.
- [10] MUHAMMAD S, PAN Y C, AGHA M H, et al. Industrial structure, energy intensity and environmental efficiency across developed and developing economies: the intermediary role of primary, secondary and tertiary industry [J]. Energy, 2022(247):123576.
- [11] CAO W, WANG H, YING H. The effect of environmental regulation on employment in resource-based areas of China: an empirical research based on the mediating effect model [J]. International journal of environmental research and public health, 2017, 14(12):1598.
- [12] GLAESER E L, MARÉ D C. Cities and skills [J]. Journal of labor economics, 2001, 19(2):316-342.
- [13] 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.
- [14] 王靖宇, 琚涛, 陈海涛. 区位可达性与产学研合作创新质量:基于中国民航业价格改革的准自然实验[J]. 宏观经济研究, 2023(3):87-103.
- [15] 杨金玉, 罗勇根. 高铁开通的人力资本配置效应:基于专利发明人流动的视角[J]. 经济科学, 2019(6):92-103.
- [16] DAVIS D R, DINGEL J I. A spatial knowledge economy [J]. American economic review, 2019, 109(1):153-170.
- [17] MORETTI E. Workers' education, spillovers, and productivity: evidence from plant-level production functions [J]. American economic review, 2004, 94(3):656-690.
- [18] BAI C E, MA H, PAN W. Spatial spillover and regional economic growth in China [J]. China economic review, 2012, 23(4):982-990.
- [19] MOSER P, VOENA A. Compulsory licensing: evidence from the trading with the enemy act [J]. American economic review, 2012, 102(1):396-427.
- [20] DUBÉ J, LEGROS D, THÉRIAULT M, et al. A spatial difference-in-differences estimator to evaluate the effect of change in public mass transit systems on house prices [J]. Transportation research part B: methodological, 2014(64):24-40.
- [21] LEE L F, YU J. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects [J]. Journal of econometrics, 2010, 154(2):165-185.
- [22] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展:基于总体技术前沿和空间溢出效应

- 视角的经验考察[J]. 管理世界,2022,38(2):46-69,4-10.
- [23]AFSHARIAN M, AHN H. The overall malmquist index: a new approach for measuring productivity changes over time [J]. Annals of operations research,2015(226):1-27.
- [24]ZHOU P, ANG B W, WANG H. Energy and CO₂ emission performance in electricity generation: a non-radial directional distance function approach[J]. European journal of operational research,2012(221):625-635.
- [25]单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算:1952—2006 年 [J]. 数量经济技术经济研究,2008,25(10):17-31.
- [26]HUANG J, YU Y, MA C. Energy efficiency convergence in China: catch-up, lock-in and regulatory uniformity [J]. Environmental and resource economics,2018,70(1):107-130.
- [27]CICCONI A, HALL R E. Productivity and the density of economic activity [J]. American economic review, 1996, 86(1):54-70.
- [28]乔彬,张蕊,雷春. 高铁效应、生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 经济评论,2019(6):80-96.
- [29]PARENT O, LESAGE J P. Using the variance structure of the conditional autoregressive spatial specification to model knowledge spillovers [J]. Journal of applied econometrics, 2008,23(2):235-256.
- [30]HEYMAN F, SJÖHOLM F, TINGVALL P G. Is there really a foreign ownership wage premium? evidence from matched employer-employee data [J]. Journal of international economics,2007,73(2):355-376.
- [31]周玉龙,杨继东,黄阳华,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[J]. 中国工业经济,2018(5):118-136.
- [32]李江龙,徐斌. “诅咒”还是“福音”:资源丰裕程度如何影响中国绿色经济增长? [J]. 经济研究,2018,53(9):151-167.
- [33]SHAO S, YANG L. Natural resource dependence, human capital accumulation, and economic growth: a combined explanation for the resource curse and the resource blessing [J]. Energy policy,2014(74):632-642.

(本文责编:润 泽)