

高铁开通改善了城市空气污染水平吗?

李建明 罗能生*

摘要 本文创新性地将社会网络分析与连续双重差分和空间计量回归模型相结合,实证检验高铁开通及城市在高铁网络中的角色和地位如何影响雾霾污染水平及其空间溢出效应。研究发现开通高铁可以显著降低城市雾霾污染水平,且表现出随开通线路、开通年份和城市规模收益递增的特征;机制检验表明高铁开通的雾霾减缓效应主要是通过对公路客运量进行替代和促进产业结构调整实现的;高铁对城市雾霾区域传输影响基于网络地位的不同而表现出差异性。

关键词 高铁网络, 雾霾污染, 双重差分

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.03.09

一、问题的提出

近年来,中国城市的雾霾污染问题日益严重。雾霾污染不仅严重危害了人类的身心健康,而且对于城市经济的可持续发展产生不良影响。根据2014年北京市PM2.5来源解析可以知道,在本地污染贡献中,机动车、工业生产成为污染的主要来源,贡献占比分别达到了31.1%和18.1%,而区域传输贡献占比约28%—36%。尽管政府和学术界对雾霾污染的来源及影响因素等方面进行了许多有益的分析和讨论,但雾霾污染治理仍面临诸多的问题和挑战。

总体来看,雾霾污染与经济发展表现出极大的关联性,此外,交通运输作为联系区域内和区域间经济关系的纽带,不仅是企业生产和经济发展的重要条件及推动机制,而且公路交通运输过程中的尾气排放和交通拥堵也显著地加剧了区域雾霾污染现象。目前,应对气候变化和潜在石油短缺的挑战日益被视为重大的政策问题。为了减少运输排放和对石油的依赖性,一系列的系统变化必须逐步实施并共同发挥对气候的改善作用。例如更多的节能汽车、低碳燃料、支持自行车和公共交通的城市规划等。自2008年中国开通第一条

* 湖南大学经济与贸易学院。通信作者及地址:罗能生,湖南省长沙市岳麓区石佳冲路109号湖南大学经济与贸易学院,410079;电话:13787068992;E-mail:lns1122@163.com。本文为国家社会科学基金重大项目(17ZDA081)阶段性成果,感谢国家社会科学基金重大项目(11&ZD012)的资助。感谢复旦大学章元教授、湖南大学徐航天副教授以及匿名审稿专家给出的宝贵意见,当然文责自负。

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。当前，快速的高速铁路发展不仅极大程度地降低了地域间的时空距离，对传统道路运输方式产生有效替代；而且对劳动力、资源和技术等生产要素在城市间空间再分配产生影响，提高了服务业的空间集聚水平（Shao *et al.*, 2017），并改变了区域经济空间的分布格局（张克中和陶东杰，2016）。那么相对公路交通而言，更为环保清洁的高速铁路是否改善了城市发展水平、发展环境和出行方式选择上具有的重要影响，深入探究高铁开通的经济环境效益具有重要的理论价值和现实意义。

具体来说，高速铁路建设与城市雾霾污染治理之间是否存在因果关系？如果有，那么具体的影响机制如何？进一步地，高铁网络建设如何影响了雾霾污染空间分布效应？是促进了污染在本地区的空间聚集？还是加剧了污染的空间溢出呢？基于上述问题，本文将高铁开通视作一项准自然实验，利用2006—2016年地级及以上城市气溶胶光学厚度（AOD）数据，采用社会网络分析（SNA）和双重差分法（DID），在通过倾向得分匹配（PSM）处理选择性偏误问题基础上，实证检验了高铁开通及城市在高铁网络中的角色和地位如何影响了雾霾污染水平，并进一步基于空间杜宾模型（SDM）探讨了高铁对雾霾污染的空间溢出效应，据此分析高铁网络对城市雾霾污染及其区域传输的影响。

二、理论机理

以往研究大多停留在定性或描述性地分析高速铁路对经济发展的影响（Elhorst and Oosterhaven, 2008；张俊，2017；施震凯等，2018），而关于高铁发展对环境污染的影响研究并不多见。高铁开通对雾霾污染的直接影响主要表现在是否降低了节点城市的雾霾污染水平，而随着高铁网络建设的不断完善，城市节点的地位和角色不断发生变化，开通高铁城市和未开通高铁城市之间、开通高铁城市之间的交通联系与经济的吸引互动，不仅对城市间的经济发展空间格局产生影响，而且改变了雾霾污染的区域传输路径，加剧或缓解了雾霾污染在本地区的空间聚集及其对临近地区的空间溢出效应¹。相应的机理分析流程如图1所示：

¹ 区域间雾霾污染的空间溢出，直接而言，是相近区域大气流动造成PM2.5的漂移；间接而言，主要是产业的关联性，产业生产经营过程中潜在的污染物的交互传递，产生污染的关联性。而本文关注的主要是间接效应，即产业布局及关联如何引致雾霾污染的空间溢出。

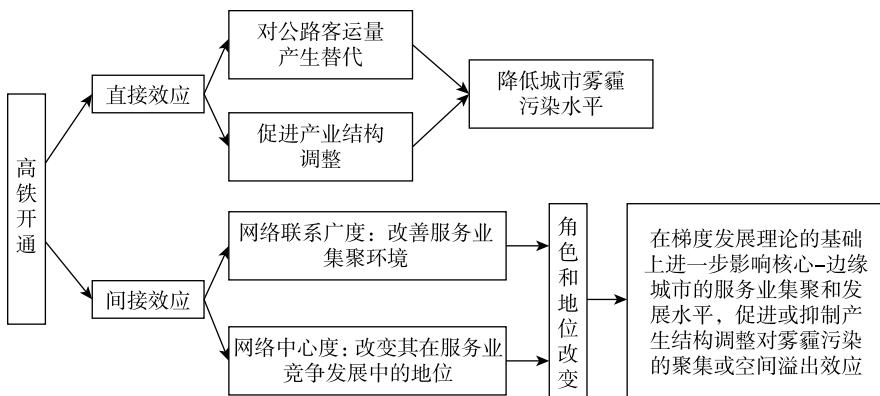


图1 高铁开通影响雾霾污染的作用机理

(一) 直接效应：高铁开通是否直接降低了城市雾霾污染水平

一般而言，若铁路轨道交通具有直接的雾霾减缓效应，较为符合逻辑的途径应该是对公路交通运输产生了有效的替代²，通过改变私人出行方式的选择而减少汽车尾气排放，并缓解公路交通拥堵现象（Anderson, 2014）。相比普通铁路和道路交通运输，高速铁路不仅能耗最低，污染最小，在准时率、安全舒适性和运输效率等方面也均具有不可替代的比较优势。自开通以来，高速铁路就极大地改变了人们的日常出行选择，从而产生交通替代效应或Mohring效应（Mohring, 1972），优化了本地区整体的交通运输结构，降低了城市雾霾污染水平。与以往通过庇古税（Li et al., 2009）和行政管制（曹静等，2014）治理雾霾污染的手段相比，交通替代的优点主要体现在：企业和居民主动选择更为清洁的交通出行方式，这一过程伴随的是高效用而非高交易成本，因而交通替代并不会导致效用的下降或效率的损失，从而实现了帕累托改进和社会福利总量的增进（梁若冰和席鹏辉，2016）。例如 Parry and Small (2009) 通过推导客运高峰和非高峰铁路票价调整的福利效应发现，降低票价将推动福利的改善，其相应机理在于，降低票价会阻碍汽车的使用，从而减少交通拥堵，降低当地和全球的空气污染水平。此外，许多学者从生命周期角度分析了高铁开通替代效应对气候变化的积极作用。例如 Chester and Horvath (2012) 以加利福尼亚走廊为对象评估了高速铁路系统对环境污染的影响，研究发现在考虑新兴汽车以及基础设施和供应链生命周期影响的基础上，高速铁路对公路出行的替代效应将对温室气体排放产生改善作用。

² 高铁的运行线路通常是城市与城市之间的，高铁对公路客运的替代更多存在于与本地城市往来的其他城市交通。故在后续交通客运量的数据选取方面，我们采取全市层面的客运指标及雾霾污染水平进行衡量，以期在实证回归分析中检验高铁开通对以地级市为单位衡量的公路客运量的替代作用，及其对城市雾霾污染水平的整体影响。

从产业空间布局角度分析，高铁开通也可能通过促进产业结构调整，从而降低雾霾污染水平。高铁开通重要的是削弱了要素流动壁垒，具有促进生产要素在更广阔范围内进行资源优化配置的作用。由于高铁主要以客运为主，因此对生产要素流动性强的服务业具有更为重要的影响，促进了服务业的空间集聚和发展 (Shao *et al.*, 2017)。而服务业集聚和发展与产业结构调整之间存在着密切的关联性，服务业集聚和发展是产业结构调整的重要内容 (Zhao *et al.*, 2015)，有助于提高第三产业比重，降低重工业比重，加强产业间良性互动。以往文献研究同样发现，高铁开通所带来的资源流动在一定程度上带动了第三产业特别是服务业的发展，同时可能导致第二产业比重的相对下降 (刘勇政和李岩, 2017)。与此同时，产业结构升级具有显著的减排效应 (余泳泽, 2011)，是雾霾污染治理的关键一环。首先，从产业间良性互动和规模经济角度来看，一方面，服务业的空间集聚和发展会发挥中间产品的规模经济，将生产性服务业从制造业中剥离出来，并以更专业、更低成本、更低耗环保的生产技术和服务嵌入制造业价值链中，使制造业内部结构得以优化升级 (宣烨和余泳泽, 2017)，促使制造业向低污染和高附加值两端延伸，达到节能减排的目的 (韩峰和谢锐, 2017)。另一方面，服务业集聚和发展的规模效应可以促使制造业将治污减排业务外包出去，深化劳动分工，提升环境污染治理的效果，尤其是公共性服务业中环境治理和公共设施管理业的空间集聚和发展将使相同属性污染排放物的集中治理成为可能，有利于降低城市整体的污染排放水平 (陆铭, 2017)。其次，从产业结构布局上来分析，与工业相比，服务业具有更强的减排效应和技术密集性特征，在工业结构性矛盾突出和节能减排的双重压力下，服务业集聚和发展可成为优化产业结构、降低环境污染，进而突破“稳增长、促减排”困境的有效路径。

(二) 间接效应：高铁开通对城市雾霾污染的空间聚集及溢出效应

考虑在高速铁路快速发展的过程中城市间经济、交通和环境联系所具有的错综复杂性，本文基于一城市与其他城市的高速铁路网络视角，从网络联系广度和网络中心性两个方面，考察一个城市在高速铁路网络中的角色和地位如何影响了城市的雾霾污染聚集水平及空间溢出效应。

具体来看，首先，城市网络联系广度根据与节点城市直接相连的其他节点的数量来衡量该节点在网络中所处的地位，较高的网络联系广度意味着一城市的交通脉络和线路沟通能力更强。在高速铁路网络中，高铁开通极大程度地缩短了城市间的时空距离，网络联系广度越高的城市就可以更加容易地在与周围城市的服务业外包活动中，采用培训交流、“干中学”、人才流动等方式获取技术外溢，带动其技术水平、管理经验和人力资本的提高 (Pack and Saggi, 2001)，从而改变服务业的空间集聚环境。其次，网络中心性则通过测度每一个节点城市到网络中其他节点的平均距离，刻画单个城市在高铁

网络中对整体要素流通和观察视野的掌控能力。具有较高网络中心性的城市可以在众多城市地区中选出最能优化自身服务业发展水平的经济往来伙伴，通过寻求技术创新和服务升级，促进服务业增加值的提升并改变其在服务业竞争发展中的地位（许和连等，2018）。最后，从区域产业空间布局角度分析，在高铁网络中角色和地位越高的城市，往往具有更高的市场准入水平（张梦婷等，2018），在放松“均质化企业”假定的条件下（Baldwin and Okubo, 2005），高铁网络建设将显著地促进资源和要素根据生产率进行再分配选择，区域要素资源向中心城市转移，增强中心城市对边缘城市的经济集聚作用，而抑制了相邻区域的经济发展水平，产生“极化效应”（Faber, 2014）。考虑到高速铁路客运运输的特殊性，高铁建设更有可能会加剧第三产业特别是生产性服务业，这种对人力资本、知识和信息需求更大的产业在中心城市的空间集聚水平（Hall, 2009），而对周边地区服务业的发展水平形成阻碍（邓涛涛等，2017）。同时，在这一过程中，为了减少运营成本，许多制造业企业将生产从核心城市转移到附近的中小城市，而只将总部设在核心城市，形成“产销分离分工体制”（Zheng and Kahn, 2013）。以上两点中服务业集聚与发展的“极化效应”和制造业的“产销分离分工体制”均容易引致产业布局的雾霾污染空间溢出效应。此外，从绿色技术进步和人口要素流动的角度来分析，创新是一项高投入高风险的活动，要素在中心城市集聚会激发其科技创新引领效应，推动绿色全要素生产率的提高，降低污染排放。而边缘城市人力资本向中心城市集聚的同时，将导致自身人力资本总量不足，高层次优秀人才紧缺的客观现实，加剧产业结构和人力资本结构的不匹配问题，产生梯度发展理论中的“回程效应”，形成外围城市的产业结构升级拖累，从而引致产业关联的雾霾污染空间溢出效应。

本文的边际贡献主要表现在以下三个方面：第一，与以往研究高铁开通对经济、金融和土地等方面的影响不同，本文基于雾霾污染空间分布的视角，实证检验了高铁开通及城市在高铁网络中的角色和地位如何影响了雾霾污染水平及其空间溢出效应。重点分析高铁开通对空气污染的影响，丰富了以往文献和高铁经济学的研究内容。第二，在删除重点城市的基础上，本文采用倾向得分构建匹配样本，通过严格的平行趋势检验，有效地处理了高铁开通本身存在的选择性偏误问题，进而稳健地验证了高铁建设如何通过对公路交通替代和促进产业结构调整两种机制显著地影响了地区雾霾污染水平。第三，创新性地将网络联系广度和网络中心性指标纳入计量模型，不仅有效地解决双重差分模型中处理效应大小的识别问题，更通过空间杜宾模型探讨了高铁网络建设对雾霾空间溢出的影响，揭示了高铁网络建设影响雾霾污染区域传输的具体路径。

三、计量模型设定与数据分析

(一) 模型选择及稳健性分析

截止到 2016 年年底，中国已先后有 177 个地级市开通高铁，这为双重差分法提供了一个良好的“准自然实验”。在实际处理中，为最大程度上保证高铁开通这一冲击的外生性，我们最终采用倾向得分匹配双重差分模型，相应的处理逻辑为：一些城市和各省会城市的重要地位会影响高铁线路的布局，难以满足自然实验的条件³；另外，除高铁带来的雾霾污染影响外，这些城市自身特征也可能是影响雾霾污染变化的重要原因。为此，本文剔除了雾霾污染、服务业水平和交通客运均高度聚集的中心城市，如北京、上海和广州以及其余省会、副省会和直辖市城市，并利用双重差分模型，对高铁开通所在地的实验组样本城市和经倾向得分匹配的对照组样本城市进行检验。以便在基准回归模型中，在加入控制变量的基础上，尽量确保雾霾污染的影响来自高铁开通这一事件的发生。此外，本文还以最小生成树为基础构建工具变量，采用二阶段最小二乘（2SLS）的方法对高铁开通影响雾霾污染的结果进行稳健性讨论。

本文的双重差分模型如式（1）所示：

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{i,t} + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中，被解释变量 $Y_{i,t}$ 为雾霾污染浓度值。本文最关心的主要解释变量为 $R_{i,t}$ ⁴，当城市 i 在 t 年开通高铁则取值为 1，否则取 0。 γ_t 为时间固定效应， μ_i 为地区固定效应， $X_{i,t}$ 为人均 GDP、人口密度、外商直接投资、研发投入和环境规制等控制变量。在式（1）中 α_1 是核心的估计参数，表征地级市高铁开通对雾霾污染的净效应。

同时，参考 Moser and Voena (2012) 构建连续双重差分的研究经验，本文创新性地采用社会网络分析方法，通过计算节点城市连续型变量度数中心度（DC）和接近中心性（CC）来测算节点城市在网络中的角色和地位，以此来有效识别高铁开通对城市雾霾污染的差异性处理效应。具体如式（2）、（3）所示：

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 After_{i,t} \times DC_{i,t} + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 After_{i,t} \times CC_{i,t} + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

其中， $After_{i,t}$ 为时间虚拟变量，开通高铁之前的年份取值为 0，之后的年份

³ 其中，中心城市在经济发展水平中的战略地位会影响高铁网络规划本身，而剩余的沿途地级市本身的经济发展水平并不是决定高铁是否经过的直接原因（张克中和陶东杰，2016）。

⁴ 上述 $R_{i,t}$ 变量实质上可以用 $After_{i,t} \times HSR_i$ 来进行衡量，为避免歧义，我们在后续分析中仍然用 $R_{i,t}$ 来表示。

取值为1。

在倾向得分匹配处理中，本文采用1:3放回抽样最近距离的配对方法来构建每一个高铁开通城市的控制组。⁵在具体实现过程中，参照龙玉等（2017）的研究方法，通过比较高铁开通前一年处理组和控制组的人均GDP、外商直接投资、人口规模、城市平均坡度、环境规制水平等城市特征，建立参数估计模型来计算倾向得分。具体模型如式（4）：

$$p_i(X) = \text{Prob}(HSR_i = 1 | X_i) = f[h(X_i)], \quad (4)$$

其中，被解释变量为是否开通高铁， f 为Logit函数， $h(X_i)$ 表示城市特征协变量的线性函数。

（二）变量说明和数据来源

被解释变量、核心解释变量、协变量及其他控制变量的具体选取说明如下：

（1）被解释变量：雾霾污染（PM2.5）。雾霾污染浓度的数据来自哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心（SEDAC）在2018年公布的全球PM2.5浓度均值栅格数据（Van Donkelaar *et al.*, 2018）。

（2）核心解释变量1：高铁开通（ R ）。本文首先从中国铁路总公司网站、国家铁路管理局等新闻报道或公告中，搜集获得关于高铁线路开通的时间及规划修建时间等信息。然后将上半年开通高铁的城市定义为当年开通，下半年开通高铁的城市则定义为下一年开通，据此构建高铁开通变量。

（3）核心解释变量2：高铁网络（ G ）。在高铁网络的构建中，本文根据高铁线路开通年份依次构建历年社会网络结构。同时，借鉴Deng and Xu（2015）的研究，主要从网络联系广度和网络中心性两个维度，从网络的角度考察一城市与其他城市在高铁网络中的身份地位及其变化。根据铁路网拓扑性质的相关研究，将地级城市定义为节点（ V ），如果至少有一条车次线路（ R ）停靠两个城市节点，则这两个城市之间连接一条边（ E ）。城市节点 V 、线路 R 和连接的边 E 构成了高铁网络，记作 $G = (V, E, R)$ 。其中，网络联系广度采用度数中心度（Degree Centrality）来衡量，用记号DC来表示。而网络中心性采用接近中心性（Closeness Centrality）来衡量，用记号CC来表示。相应计算公式为：

$$DC_{i,t} = \frac{k_{i,t}}{N-1}, \quad (5)$$

$$CC_{i,t} = \frac{1}{d_{i,t}} = \frac{N}{\sum_{j=1}^N d_{i,j,t}}, \quad (6)$$

⁵此外，我们同样采取核匹配的方法进行配对处理，相应的结论依然保持稳健。

其中, $k_{i,t}$ 代表 i 城市 t 年时与其直接相连的城市数量, $d_{i,t}$ 代表 i 节点城市 t 年时到网络中其他节点的平均距离, $N-1$ 为节点最大可能的度值。

(4) 协变量及其他控制变量: 人口密度采用单位行政区域面积内的人口数来表示; 研发投入用地方财政预算支出中科学技术支出的比重来表示; 外商直接投资采用各城市实际利用外资额占 GDP 比重来表示; 产业结构利用产业结构指数来表示, 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 产业在生产总值产值中的占比; 地理坡度数据来自中国地理空间数据云 DEM 数字高程数据 SRTM3。此外, 考虑到城市层面环境规制数据的可得性, 借鉴沈坤荣等 (2017) 的做法, 以地区排放强度占全国排放强度比例对去硫率进行加权来衡量。上述变量主要来源于《中国城市统计年鉴》, 相应描述性统计结果如表 1 所示:

表 1 变量描述性统计结果

变量名	单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
雾霾污染	微克/立方米 ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	3 069	37.538	16.630	4.673	90.794
人均 GDP	元 (yuan)	3 069	13 161.100	9 410.050	1 597.270	144 846.000
外商直接投资 百分比 (%)		3 069	0.020	0.019	0.001	0.132
人口密度	人/平方米 (person/ m^2)	3 069	0.044	0.033	0.001	0.265
坡度地形	坡角正切值 (—)	3 069	7.556	5.380	0.397	24.702
研发投入	百分比 (%)	3 069	0.014	0.015	0.001	0.207
产业结构	—	3 069	2.237	0.138	1.890	2.797
环境规制	—	3 069	0.776	1.048	0.001	9.691

四、高铁开通对雾霾污染直接效应的影响分析

(一) 平行趋势假设检验与高铁开通动态效果的初步分析

在基准回归分析之前, 借鉴 Alder (2013) 的做法, 本文分别加入高铁开通前和高铁开通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, 同时分析高铁开通对雾霾污染处理效应的动态演变特征。具体回归模型如下:

$$\begin{aligned} Y_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 before_{i,t}^{-1} \times HSR_i + \beta_2 before_{i,t}^{-2} \times HSR_i + \beta_3 before_{i,t}^{-3} \times HSR_i \\ & + \alpha_1 After_{i,t}^1 \times HSR_i + \alpha_2 After_{i,t}^2 \times HSR_i + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (7)$$

模型中, $before_{i,t}^{-1}$ 、 $before_{i,t}^{-2}$ 和 $before_{i,t}^{-3}$ 分别代表高铁开通前一年、前两

年和前三年的时间虚拟变量，而 $After_{i,t}^1$ 和 $After_{i,t}^2$ 分别代表高铁开通后一年和后两年及以上时间虚拟变量， HSR_i 为政策虚拟变量。如果平行趋势得到满足，且高铁开通确实缓解了城市雾霾污染水平，本文预期 $before \times HSR$ 的系数估计值不显著或显著为正，而 $After \times HSR$ 的系数估计值则显著为负且表现出差异性，相应结果报告在表 2 中。从回归结果来看，仅倾向得分匹配样本满足平行趋势假定，且随着时间的推移，高铁开通对雾霾污染的减缓作用不断加强，表现出长期的减排效应。

表 2 平行趋势假设检验与高铁开通的动态效果初步分析

	全体城市样本	删除重点城市样本	倾向得分匹配样本
	(1)	(2)	(3)
开通前第 3 年	0.5704 *	0.1756	0.1317
	(1.75)	(0.51)	(0.36)
开通前第 2 年	-0.2356	-0.3215	-0.2927
	(-0.64)	(-0.83)	(-0.71)
开通前 1 年	-0.9694 **	-0.9219 *	-0.6476
	(-2.07)	(-1.70)	(-1.10)
开通后 1 年	-1.3331 ***	-1.3734 ***	-1.2094 **
	(-3.24)	(-3.06)	(-2.51)
开通后 2 年及以上	-1.4584 ***	-1.7534 ***	-1.4813 ***
	(-3.09)	(-3.69)	(-2.88)
控制变量	是	是	是
时间效应	是	是	是
地区效应	是	是	是
N	3 069	2 684	2 321
R-squared	0.2711	0.2762	0.2674

注：全体城市样本中包含了省会城市、直辖市和副省级城市；括号中的数值为 t 统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

（二）高铁开通对雾霾污染影响的基准回归分析

在基准回归结果分析中，本文采用倾向得分匹配双重差分模型检验高铁开通对雾霾污染的影响效应。此外，为了便于进一步的比较分析及稳健性讨论，我们还将全体城市样本、删除重点城市样本及以最小生成树为基础构建工具变量的 2SLS 回归结果罗列在表 3 中：

表 3 基准回归模型

解释变量	被解释变量：PM2.5			
	双重差分 DID		稳健性 2SLS	
	全体城市	删除重点	倾向得分	最小生成树
	样本	城市样本	匹配样本	为基础 IV
	(1)	(2)	(3)	(4)
高铁开通	-1.2448*** (-4.31)	-1.3387*** (-4.40)	-1.1698*** (-3.46)	-2.3865** (-2.12)
人均 GDP	26.4898*** (2.91)	26.3648** (2.56)	29.3663*** (2.66)	34.5278*** (3.06)
人均 GDP 二次项	-3.4868*** (-2.80)	-3.4531** (-2.43)	-3.8482** (-2.53)	-4.5872*** (-3.07)
人均 GDP 三次项	0.1359*** (2.60)	0.1336** (2.22)	0.1487** (2.31)	0.1812*** (2.89)
控制变量	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
N	3 069	2 684	2 321	3 069
R-squared	0.2702	0.2769	0.2706	0.2470
Kleibergen-Paap rk Wald F 检验				17.180

注：在上述回归分析中，除人均 GDP 以外，本文还包括人口密度、外商直接投资、研发投入和环境规制等控制变量，限于篇幅，实证结果未罗列于文中。括号中的数值为 t 统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

1. 双重差分

从表 3 的回归结果来看，无论是第（1）列中的全体城市样本，还是第（2）列中删除重点城市样本，高铁开通对雾霾污染影响的系数估计值均在 1% 水平上显著为负，这说明相对于没有开通高铁的城市，开通高铁更倾向于降低雾霾污染水平。进一步地，通过比较两组样本双重差分回归的系数估计值大小可知，重点城市的战略地位低估了高铁开通对雾霾污染的减缓作用。此外，人均 GDP 及其二次项和三次项的系数估计值均显著呈现出正、负、正的相关性，这表明我国城市经济发展水平和雾霾污染之间表现为“N 形”的发展关系。

2. 倾向得分匹配双重差分

在删除重点城市样本的基础上，本文进一步根据倾向得分进行配对分析，

在满足平行趋势假设的前提下，稳健地确定高铁开通与雾霾污染之间的因果关系。从平衡性检验结果来看，配对样本后大多数 t 检验的结果均不能拒绝处理组和控制组无系统差异的原假设，这表明处理组与控制组的主要城市特征如人均 GDP、人口规模、外商直接投资、城市平均坡度、环境规制水平均无显著差异。因此无论高铁开通与否，两组城市之间不存在显著差异，平衡性检验得到满足。⁶ 在表 3 的第（3）列中，本文报告了倾向得分匹配样本双重差分分析的结果。与仅采用双重差分的回归结果一致，高铁开通显著降低了城市雾霾污染水平。进而我们在排除经济发展水平等因素的影响下，进一步确保雾霾污染的影响来自高铁开通这一事件的发生。

3. 工具变量 2SLS 的稳健性讨论

在参考 Faber (2014) 和张梦婷等 (2018) 的研究基础上，本文根据坡度、水文和起伏度等相关地理信息，在地理开放成本最小原则下构建最小生成树⁷，并以此为基础生成地级城市高铁开通的工具变量。相应处理的逻辑在于：一方面，地理开发成本的高低是影响高速公路及铁路网络走向的重要依据，满足相关性要求；另一方面，对地理开发成本产生决定因素的地形和地貌等特征属于既定的客观现实，从而满足外生性的前提条件。此外，由于地理信息并不会随时间的更替而发生变动，我们借鉴刘勇政和李岩 (2017) 的处理办法，将其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，采用二阶段最小二乘的方法对高铁开通减缓雾霾污染的结论进行稳健性讨论。从表 3 第（4）列的回归结果来看，工具变量的回归结果与基准回归保持一致，高铁开通表现出显著的雾霾减缓效应。同时 Kleibergen-Paap rk Wald F 值为 17.180，大于 Staiger and Stock (1997) 提出的相关工具变量 10 的经验值，拒绝弱工具变量的原假设，表明了工具变量的有效性。⁸

（三）高铁网络对雾霾污染的影响分析

为了进一步对高铁减缓雾霾污染处理效应的大小进行测度，本文采用社会网络分析方法中的度数中心度 (DC) 和接近中心性 (CC) 两个指标，通过构建连续双重差分模型来检验高铁网络中城市角色和地位如何影响了城市雾霾污染水平，相应结果报告在表 4 中。

⁶ 限于篇幅，平衡性检验的回归结果未汇报于文中，备索。

⁷ 最小生成树的相关数据来自张梦婷等 (2018)，参见在《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org/Magazine/show/?id=53846>)，访问日期：2019 年 5 月 1 日) 附件下载。

⁸ 限于篇幅，工具变量第一阶段的回归结果未汇报于文中，备索。同时，非常感谢主编老师针对多期工具变量构建方面给出的建设性修改意见。

表 4 高铁网络对雾霾污染的回归分析

解释变量	被解释变量：PM2.5			
	连续双重差分		倾向得分匹配连续双重差分	
	(1)	(2)	(3)	(4)
开通前后×度数中心度	-0.2168*** (-4.22)		-0.1874*** (-3.14)	
开通前后×接近中心性		-1.5411*** (-6.68)		-1.5206*** (-6.07)
控制变量	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
N	2 684	2 684	2 321	2 321
R-squared	0.2763	0.2917	0.2695	0.2860

注：括号中的数值为 t 统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

本文首先用度数中心度 (DC) 对高铁开通影响雾霾污染的处理效应进行识别。根据表 4 的回归结果可以发现：无论是采用双重差分还是倾向得分匹配双重差分模型，度数中心度与开通高铁前后虚拟变量交互项对雾霾污染影响的系数估计值均在 1% 水平上显著为负，这表明随着高铁开通线路的不断增加，网络联系广度越高的城市，其降低雾霾污染的效果更为显著。此外，本文进一步测算了网络中心性指标，用接近中心性 (CC) 来研究整体网络关联性对雾霾污染的影响，结果发现接近中心性与开通高铁前后虚拟变量交互项同样显著地降低了雾霾污染的影响。这表明在高铁网络关联性分析中，相比接近中心性较低的城市，对要素流动观察视野更佳的城市则具有更为显著的雾霾减缓作用。

(四) 高铁开通影响雾霾污染的机制检验

以上研究结果表明，高铁开通显著地降低了节点城市的雾霾污染水平。那么是什么原因导致了这一现象的产生呢？换言之，高铁开通对节点城市雾霾污染产生减缓作用的传导机制是什么？根据前文，本节将从公路客运量替代和产业结构升级两个渠道来分析高铁开通影响雾霾污染的传导机制。

1. 高铁开通与公路客运量的联动效应对雾霾污染的影响分析

高铁和公路均属于交通选择上的两种不同方式，两者之间存在相互竞争与合作的替代演进关系。为了对高铁开通与公路客运量联动如何影响雾霾污染进行检验，首先，我们检验高铁开通对公路客运量的影响；其次，进一步以交互项的形式检验高铁开通与公路客运量联动对雾霾污染的影响。相应回归方程及偏效应分析如下所示：

$$HPV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{i,t} + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (8)$$

$$Y_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 R_{i,t} + \eta_2 R_{i,t} \times HPV_{i,t} + \eta_3 HPV_{i,t} + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (9)$$

其中， η_2 是机制的核心估计参数，如果高铁开通确实通过与公路客运量的联动效应降低了城市雾霾污染水平，那么 η_2 的系数估计值应该为负。公路客运量替代效应采用公路客运量占公路、铁路、水运和航空总客运量的比值 $HPV_{i,t}$ 来衡量。⁹ 相对应地，高铁开通对雾霾污染的偏效应可以通过式（10）来表示：

$$\frac{\partial (Y_{i,t})}{\partial (R_{i,t})} = \eta_1 + \eta_2 HPV_{i,t}, \quad (10)$$

其中，若 $\eta_2 < 0$ ，则式（10）意味着，在公路客运量占比越高的城市中，高铁开通将具有更为显著的雾霾减缓作用。同时，考虑到高铁开通对不同规模城市影响上表现出的显著差异性，本小节还进一步以子样本回归的形式对传导机制展开异质性讨论。相应的回归结果报告在表 5 中。

表 5 高铁开通与公路客运量联动对雾霾污染的影响

	倾向得分匹配样本					
	被解释变量：公路客运量替代 HPV			被解释变量：雾霾污染水平 PM2.5		
	样本总体	大中城市	小城市	样本总体	大中城市	小城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高铁开通	-0.1386** (-2.31)	-0.1491*** (-2.60)	-0.0376 (-0.15)	0.1101* (1.74)	0.1589** (2.47)	-0.2959 (-0.38)
高铁开通 × 公路客运量				-0.1181* (-1.70)	-0.1717** (-2.45)	0.3313 (0.38)
公路客运量				0.0743* (1.79)	0.1300*** (3.02)	-0.0364 (-0.62)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
N	1 899	1 530	369	1 899	1 530	369
R-squared	0.3133	0.4587	0.4627	0.2965	0.3035	0.3270

注：样本总体为删除重点城市并经倾向得分匹配以后得到的全部有效样本；在高铁开通对交通客运量的回归分析中，控制变量包括：经济发展水平，人口规模，财政支出，以及水运、铁路和航空客运量。而在高铁开通与交通客运量交互对雾霾污染的影响分析中，控制变量与基准模型保持一致。括号中的数值为 t 统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

⁹ 由于《中国城市统计年鉴》中公路客运量的数据仅公布到 2014 年，因此我们仅采用 2006—2014 年的数据进行拟合分析。

首先, 表 5 中第 (1) 列验证了高铁开通对公路客运量的替代效应, 其中高铁开通的回归系数在 5% 的显著性水平上显著为负, 表明高铁开通显著地降低了公路客运量在总客运量中的比重, 对公路客运产生明显的替代作用; 其次, 第 (4) 列中, 高铁开通与公路客运量交互项的系数估计值显著为负, 这说明随着高铁开通与公路客运量联动效应的不断增强, 城市雾霾污染水平逐渐下降, 两者之间表现出显著的负相关性, 符合理论预期; 最后, 在异质性城市规模分析中, 高铁开通对公路客运量替代效应的传导机制在大中城市表现出对雾霾污染显著的减缓作用, 而在小城市中并不存在显著相关性。

2. 高铁开通、产业结构升级与雾霾减缓作用的关系检验

为了有效识别高速铁路开通促进产业结构升级与雾霾减缓作用的关系, 借鉴陈诗一和陈登科 (2018) 的研究经验, 我们构建如下传递效应模型:

第一步: 检验高铁开通对产业结构升级的影响。

$$ST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{i,t} + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}. \quad (11)$$

第二步: 考察产业结构升级与雾霾污染的关系。

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ST_{i,t} + \theta X_{i,t} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}. \quad (12)$$

其中, 产业结构升级以产业结构指数 ST 进行衡量。相应回归结果报告在表 6 中:

表 6 高铁开通促进产业结构升级的传递效应对雾霾污染的影响

	倾向得分匹配样本					
	被解释变量: 产业结构升级指数 ST			被解释变量: 雾霾污染水平 PM2.5		
	样本总体	大中城市	小城市	样本总体	大中城市	小城市
	(1)	(2)	(3)	(4)	(6)	(7)
高铁开通	0.4306*	0.7343***	-0.9806			
	(1.67)	(2.58)	(-1.41)			
产业结构				-0.7399***	-0.7057**	-0.6721
				(-2.86)	(-2.41)	(-1.12)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
N	2 321	1 888	433	2 321	1 888	433
R-squared	0.5688	0.5570	0.6206	0.2677	0.2734	0.2551

注: 在高铁开通对产业结构升级的回归分析中, 控制变量包括: 经济发展水平, 外商直接投资, 研发投入, 信息化水平和人力资本。而在考察产业结构升级与雾霾污染关系的分析中, 控制变量与基准模型保持一致。括号中的数值为 t 统计量; * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

在表 6 第 (1) 列的倾向得分匹配双重差分的回归分析中, 高铁开通对产业结构升级影响的系数估计值显著为正, 表明高铁开通显著促进了产业结构

升级。而在第(4)列考察产业结构升级与雾霾污染关系的回归分析中，产业结构升级对雾霾污染影响的系数估计值显著为负，表明产业结构升级与雾霾污染之间存在显著的负相关关系，随着产业结构的不断优化升级，雾霾污染表现出显著的下降趋势。此外，异质性城市规模分析中，高铁开通促进产业结构升级的传递效应及产业结构与雾霾污染的负相关关系，同样更多表现在大中城市中，而在小城市中并不具有显著相关性。

五、高铁开通对雾霾污染的间接效应影响分析

为了阐述高铁开通对不同关联度城市雾霾污染水平带来差异性影响的内在机制，本文将城市之间的高铁网络关联和雾霾空间溢出效应纳入空间杜宾模型(SDM)，进一步考察度数中心度和接近中心性越高的城市是否存在显著雾霾减缓作用及区域传输效应。相应模型如下：

$$Y_{i,t} = \eta l_N + \delta W_{ij} Y_{j,t} + \alpha_1 DC_{i,t} + \sum \beta X_{it} + \theta W(\alpha_1 DC_{i,t}) + (13) \\ a_i + \gamma_t + v_{it},$$

$$Y_{i,t} = \eta l_N + \delta W_{ij} Y_{j,t} + \alpha_1 CC_{i,t} + \sum \beta X_{it} + \theta W(\alpha_1 CC_{i,t}) + (14) \\ a_i + \gamma_t + v_{it},$$

其中， a_i 、 γ_t 分别表示空间效应、时间效应； δ 和 θ 分别表示空间自回归系数和解释变量空间滞后项系数，控制变量与基准回归模型保持一致。 W_{ij} 为非负空间权重矩阵，地理权重矩阵中的元素满足：当 $i \neq j$ 时， $W_{ij} = 1/d_{ij}$ ；当 $i = j$ 时， $W_{ii} = 0$ 。 d_{ij} 表示城市 i 和城市 j 之间的地理空间距离。

接下来，在通过雾霾污染的空间自相关性检验的基础上¹⁰，根据式(13)和(14)，采用极大似然估计(MLE)函数对样本进行数据拟合，相应回归结果报告在表7中¹¹：

表7 高铁网络对雾霾污染的空间分布效应

解释变量	全体城市样本		开通高铁城市样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
度数中心度	-0.1920*** (-5.02)		-0.1271*** (-2.79)	
W×度数中心度	0.3842*** (3.5)		0.1012 (1.01)	

¹⁰ 在实证回归分析之前，本文采用全局 Moran I 指数进行空间相关性的统计检验，发现城市雾霾污染存在显著正向的空间依赖特征，由于篇幅原因结果没有列出，备索。

¹¹ 在表7的全体城市样本分析中，由于陇南市地级市层面的地理距离数据缺失，故进行删除后剩余3 058个样本。

(续表)

解释变量	全体城市样本		开通高铁城市样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
接近中心性		-1.7254*** (-10.75)		-3.4889*** (-11.52)
W×接近中心性		1.9017*** (7.02)		3.3598*** (9.48)
控制变量	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是
N	3 058	3 058	1 892	1 892
R-squared	0.1346	0.1544	0.1392	0.1937

注：全体城市样本中包含了省会城市、直辖市和副省级城市；括号中的数值为 t 统计量；* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

从表 7 中，第（1）和（2）列为全体城市样本度数中心度和接近中心性对雾霾污染的影响效应，从全体城市样本的回归结果来看，度数中心度和接近中心性的系数估计值均在 1% 水平上显著为负，外生交互效应 $W \times$ 度数中心度和 $W \times$ 接近中心性的系数估计值则在 1% 水平上显著为正，这表明在高铁网络中，度数中心度和接近中心性越高的城市对本地城市具有更为显著的雾霾减缓作用，同时也具备了较高的空间溢出效应。

既然在全样本高铁网络中，度数中心度和接近中心性高的节点城市均对临近地区具备较高的雾霾空间溢出效应，那么空间溢出到底是来自开通高铁城市之间，还是在开通高铁与未开通高铁城市之间产生的呢？为了对这一问题进行探析，作为对比，我们在第（3）和（4）列中罗列了仅开通高铁城市样本度数中心度和接近中心性对雾霾污染溢出效应的回归结果。仅从高铁开通城市样本来考察，外生交互效应 $W \times$ 度数中心度的系数估计值不再显著，而 $W \times$ 接近中心性的系数估计值仍然保持稳健的显著性，这表明度数中心度所具有的空间溢出效应仅表现在开通高铁城市和未开通高铁城市之间，在开通高铁城市之间并不具有显著区域传输效应，而接近中心性在高铁城市之间则同样具有显著的区域传输效应。其中可能的原因为，度数中心度以节点城市的个体属性表现高铁开通对雾霾污染的处理效应，侧重于衡量高铁开通以后城市雾霾污染的“质”的变化，因此其具有的空间溢出仅表现在开通高铁城市与未开通高铁城市之间。而接近中心性以网络关联特征表现的是网络属性，以节点城市与其所有节点之间的最短距离平均值表示，侧重于反映和刻画单个城市通过网络关联对要素流通和观察视野的掌控能力，因此其在开通高铁城市之间也具有显著的雾霾空间溢出效应。

六、结论和政策建议

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革命。本文根据2006—2016年地级市及以上城市雾霾污染和高铁开通数据，分析了高铁开通对城市雾霾污染及其空间分布的影响。具体研究结论总结如下：总体而言，高铁开通对雾霾污染具有显著的减排效应，且随着高铁开通线路的不断增加，网络联系广度越高的城市，其对雾霾污染的减排效应更为显著。机制检验分析中，高铁开通的雾霾减缓效应主要是通过对公路客运量进行替代和促进产业结构调整实现的。在对雾霾污染空间分布效应的影响分析中，高速铁路开通对本地城市同样表现出显著的雾霾污染减缓作用，而对未开通高铁城市产生显著的雾霾空间溢出效应。且随着高铁网络建设的形成和完善，网络中心性较高的城市最终会受益于高铁网络建设的发展，减轻自身雾霾污染并对依赖度较高的高铁开通城市产生雾霾污染区域传输或转移的溢出效应。

本文的实证结论对中国城市的高速铁路交通建设具有一定的参考意义，可以为今后相关政策的制定提供借鉴。首先，高速铁路建设具有显著的空气治理效应，能够有效地缓解城市的雾霾污染水平，这是高铁建设在环境污染方面的一个重要正外部性效应，丰富了当前热议的高铁经济学内容。尽管目前高铁的兴建及其运营成本非常昂贵，但是从人民福利增进，经济与环境协调发展的角度来看，城市高速铁路建设仍然是有益的。其次，高铁开通对产业结构和公路客运量两种路径的影响均需要在城市规模较大的大中城市才会显著，小城市地方政府在进行高速铁路建设时应谨慎对待这一基础设施投资。最后，高铁开通改变了城市节点在交通网络中的角色和地位并产生显著的空间溢出效应，造成“以邻为壑”的雾霾污染现象。这一结论提醒我们，在高铁网络节点中，网络联系广度和网络中心性越高的城市具备更为显著的雾霾空间溢出效应，各级政府应该破除行政区域垄断，统一部署，根据高铁对城市雾霾区域传输影响基于网络地位不同而表现出的差异性特征，联合优化产业的空间布局，建立跨区域环境合作治理机制，协同解决雾霾污染的外溢效应。

参 考 文 献

- [1] Alder, S., L. Shao, and F. Zilibotti, "Economic Reforms and Industrial Policy in a Panel of Chinese Cities", *Journal of Economic Growth*, 2013, 21 (4), 1-45.

- [2] Anderson, M. L., "Subways, Strikes, and Slowdowns: The Impacts of Public Transit on Traffic Congestion", *American Economic Review*, 2014, 104 (9), 2763-2796.
- [3] Baldwin, R. E., and T. Okubo, "Heterogeneous Firms, Agglomeration and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting", *Journal of Economic Geography*, 2005, 6 (3), 323-346.
- [4] 曹静、王鑫、钟笑寒, "限行政策是否改善了北京市的空气质量?",《经济学》(季刊), 2014年第13卷第3期, 第1091—1126页。
- [5] 陈诗一、陈登科, "雾霾污染、政府治理与经济高质量发展",《经济研究》, 2018年第2期, 第20—34页。
- [6] Chester, M., and A. Horvath, "High-speed Rail with Emerging Automobiles and Aircraft Can Reduce Environmental Impacts in California's Future", *Environmental Research Letters*, 2012, 7 (7), 34012-34022.
- [7] Deng, Y., and H. Xu, "International Direct Investment and Transboundary Pollution: An Empirical Analysis of Complex Networks", *Sustainability*, 2015, 7 (4), 3933-3957.
- [8] 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, 第119—132页。
- [9] Elhorst, J. P., and J. Oosterhaven, "Integral Cost-Benefit Analysis of Maglev Rail Projects under Market Imperfections", *Journal of Transport & Land Use*, 2008, 1 (1), 65-87.
- [10] Faber, B., "Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System", *Review of Economic Studies*, 2014, 81 (3), 1046-1070.
- [11] Hall, P., "Magic Carpets and Seamless Webs: Opportunities and Constraints for High-Speed Trains in Europe", *Built Environment*, 2009, 35 (1), 59-69.
- [12] 韩峰、谢锐, "生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级以上城市面板数据的空间计量分析",《数量经济技术经济研究》, 2017年第3期, 第40—58页。
- [13] 梁若冰、席鹏辉, "轨道交通对空气污染的异质性影响——基于RDID方法的经验研究",《中国工业经济》, 2016年第3期, 第83—98页。
- [14] Li, S., C. Timmins, and R. H. Von Haefen, "How Do Gasoline Prices Affect Fleet Fuel Economy?", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2009, 1 (2), 113-137.
- [15] 刘勇政、李岩, "中国的高速铁路建设与城市经济增长",《金融研究》, 2017年第11期, 第18—33页。
- [16] 龙玉、赵海龙、张新德、李曜, "时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化",《经济研究》, 2017年第4期, 第195—208页。
- [17] 陆铭, "城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来",《经济学》(季刊), 2017年第16卷第4期, 第267—300页。
- [18] Mohring, H., "Optimization and Scale Economies in Urban Bus Transportation", *American Economic Review*, 1972, 62 (4), 591-604.
- [19] Moser, P., and A. Voena, "Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act", *American Economic Review*, 2012, 102 (1), 396-427.
- [20] Pack, H., and K. Saggi, "Vertical Technology Transfer via International Outsourcing", *Journal of Development Economics*, 2001, 65 (2), 389-415.
- [21] Parry, I. W. H., and K. A. Small, "Should Urban Transit Subsidies Be Reduced?", *American Economic Review*, 2009, 99 (3), 700-724.

- [22] Shao, S., Z. Tian, and L. Yang, "High Speed Rail and Urban Service Industry Agglomeration: Evidence from China's Yangtze River Delta Region", *Journal of Transport Geography*, 2017, 64, 174-183.
- [23] 沈坤荣、金刚、方娴,“环境规制引起了污染就近转移吗?”,《经济研究》,2017年第5期,第44—59页。
- [24] 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”,《世界经济》,2018年第6期,第127—151页。
- [25] Staiger, D., and J. H. Stock, "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments", *Econometrica*, 1997, 65 (3), 557-586.
- [26] Van Donkelaar, A., R. V. Martin, M. Brauer, N. C. Hsu, R. A. Kahn, R. C. Levy, A. Lyapustin, A. M. Sayer, and D. M. Winker, "Global Annual PM_{2.5} Grids from MODIS, MISR and SeaWiFS Aerosol Optical Depth (AOD) with GWR, 1998–2016", Palisades NY: NASA Socioeconomic Data and Applications Center (SEDAC), 2018.
- [27] 宣烨、余泳泽,“生产性服务业集聚对制造业企业全要素生产率提升研究——来自230个城市微观企业的证据”,《数量经济技术经济研究》,2017年第2期,第89—104页。
- [28] 许和连、成丽红、孙天阳,“离岸服务外包网络与服务业全球价值链提升”,《世界经济》,2018年第6期,第77—101页。
- [29] 余泳泽,“我国节能减排潜力、治理效率与实施路径研究”,《中国工业经济》,2011年第5期,第58—68页。
- [30] 张俊,“高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究”,《经济学》(季刊),2017年第4期,第1533—1562页。
- [31] 张克中、陶东杰,“交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据”,《经济学动态》,2016年第6期,第62—73页。
- [32] 张梦婷、俞峰、钟昌标、林发勤,“高铁网络、市场准入与企业生产率”,《中国工业经济》,2018年第5期,第137—156页。
- [33] Zhao, M., X. Liu, B. Derudder, *et al.*, "Mapping Producer Services Networks in Mainland Chinese Cities", *Urban Studies*, 2015, 52 (16), 3018-3034.
- [34] Zheng, S., and M. E. Kahn, "China's Bullet Trains Facilitate Market Integration and Mitigate the Cost of Mega City Growth", *Science Foundation in China*, 2013, 110 (1), 1248-1253.

Has the Opening of High-speed Rail Improved the Level of Urban Air Pollution?

JIANMING LI NENGSHENG LUO*

(*Hunan University*)

Abstract Our study tests how the opening of high-speed railway or the role and status of cities in the high-speed railway network affect the level of haze pollution and its spatial spillover effect. We find that the opening of high-speed railway can reduce the level of urban haze pollution. The mechanism test shows that the haze mitigation effect of the high-speed railway is achieved by substituting the passenger volume of the road and promoting the adjustment of the industrial structure. The influence of high-speed railway on the transmission of urban haze is different based on the status of the network.

Key Words high speed rail network, haze pollution, Difference in Difference

JEL Classification H54, R11, L92

* Corresponding Author: Nengsheng Luo, School of Economics and Trade, Hunan University, No. 109 Shijiachong Road, Yuelu District, Changsha, Hunan, 410079, China; Tel: 86-13787068992; E-mail: lns1122@163.com.