

绿色高铁： 高铁开通能降低雾霾污染吗？

张华² 冯烽³

摘 要 近年来中国高铁迅猛发展,对经济、结构、技术等方面产生日益显著的影响,这进一步影响到雾霾污染,因此亟待检验高铁开通的雾霾污染效应。基于2003—2016年中国285个城市的面板数据,本文利用高铁在不同城市、开通时间上的变异,使用渐进性的双重差分方法估计了高铁开通对雾霾污染的影响。研究发现,相比于未开通城市,高铁开通城市的 $PM_{2.5}$ 地表浓度平均降低1.81%,意味着高铁开通带来了环境红利;从动态效应上看,高铁开通的减霾效应出现在开通后的第一年和第二年。同时,高铁开通对雾霾污染的影响存在异质性,减霾效应在东中部城市、沿海城市、非资源型城市以及高创新水平城市、高人力资本水平城市更加显著。机制分析表明,高铁开通通过规模效应、结构效应和技术效应三条途径影响雾霾污染水平。本文丰富了高铁与雾霾污染的相关文献,从雾霾污染的视角为高铁建设的经济社会效益评估提供了环境方面的证据。

关键词 高铁开通;雾霾污染;双重差分法

0 引言

近年来,中国十面“霾”伏现象呈常态化趋势,多个城市的颗粒污染物指数频频爆表,谈霾色变已经成为广大社会公众的普遍心态。NASA卫星的雾霾污染数据显示,2000年以来中国城市 $PM_{2.5}$ 年平均浓度一直高于 $35\mu g/m^3$,远远超过世界卫生组织《空气质量准则值》 $10\mu g/m^3$ 的标准。2018年中国生态环境

1 本文受国家自然科学基金青年项目(批准号:71703073)、中国博士后科学基金项目(批准号:2017M610218)、江苏省社会科学基金青年项目(批准号:16GLC005)和南京审计大学青年教师科研培育项目(批准号:18QNPY009)资助。作者感谢匿名审稿人的有益意见。文责自负。

2 张华,南京审计大学商学院副教授,复旦大学经济学院理论经济学流动站博士后,E-mail:nau_zhanghua@126.com。

3 冯烽,中国社会科学院数量经济与技术经济研究所副研究员,E-mail:fengfeng@cass.org.cn。

部第三次修订的《环境空气质量标准》规定,PM_{2.5}年平均浓度不得超过 35 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 。这一浓度标准是参照世界卫生组织最宽松的过渡期标准制定的,远远高于发达国家,如美国为 12 $\mu\text{g}/\text{m}^3$,日本为 15 $\mu\text{g}/\text{m}^3$,欧盟为 20 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 。严重的雾霾污染不仅显著降低人均 GDP,损害经济发展质量(陈诗一和陈登科,2018),更是直接影响到个体生理健康,降低劳动生产率(Chang et al.,2016),减少居民预期寿命(Ebenstein et al.,2017)。《全球疾病负担评估报告》显示,2010 年中国室外空气污染导致 123.4 万人的过早死亡和 2500 万健康生命年损失,2015 年每 10 万死者中就有 163.1 人死于空气污染,成为世界上疾病负担最高的国家之一。

鉴于雾霾污染的严重危害性,治理雾霾污染成为一项重大的民生工程,社会各界高度关注并积极探寻雾霾污染的形成根源与防治途径。经济学既有文献中,关于雾霾污染的研究沿袭经典的环境污染文献,致力于考察雾霾污染的影响因素。Grossman and Krueger(1991)开创性地指出环境污染受到经济发展的影响,发现污染物(SO₂和烟尘)与人均收入之间存在显著的“倒 U 型”关系,即所谓的环境库兹涅茨曲线,并且将这一非线性关系归因于规模效应(scale effect)、结构效应(composition effect)和技术效应(technology effect)。由此,大多数雾霾污染的文献主要从规模、结构和技术等方面寻求雾霾污染的促增因素与促降因素,如马丽梅和张晓(2014)、邵帅等(2016)等。然而,这类文献并没有关注交通基础设施和交通运输工具对雾霾污染的影响。

从成因上看,雾霾污染主要来源于工业生产、机动车尾气、冬季取暖烧煤等导致的大气中的颗粒物;而在 PM_{2.5} 的污染源中,机动车贡献超过 20%,成为最大来源(梁若冰和席鹏辉,2016)。基于上述考虑,一些学者关注了交通因素对雾霾污染的影响。Luo et al.(2018)利用中国城市的面板数据发现,道路密度越高,PM₁₀ 浓度越低,这一作用主要是由于道路宽度缓解了交通拥堵,提高了机动车的移动速度和能源使用效率。交通工具方面,Chen and Whalley(2012)发现台北市轨道交通的开通显著降低与汽车尾气直接相关的 CO 排放水平;梁若冰和席鹏辉(2016)以中国大陆 14 个城市新开通的 45 条线路为研究对象,同样发现轨道交通的开通具有显著的污染减排效应;Li et al.(2016)利用台北市的数据,发现电动汽车的使用可以使城市空气污染降低 60%;高明等(2018)以中国大陆 40 条轨道交通线路与 24 条 BRT(快速公交系统)线路为研究对象,证实轨道交通和 BRT 的开通能够显著改善空气质量。相比城市内部的轨道交通、电动汽车、BRT 等短途交通工具,高速铁路(下文简称“高铁”)主要是一种跨城市、跨省份的长途出行交通工具,亦属于一种新型轨道交通工具。那么,一个自然而然的问题是,高铁能否与地铁、电动汽车、BRT 等交通工具一样,具有改善空气质量的作用?目前罕有文献对这一问题进行解答。

自 2008 年中国第一条京津城际高铁开通以来,高铁迅猛发展。截至 2018 年底,中国高铁营业里程达 2.86 万公里,超过世界其他国家高铁营业里程的总

和。无疑,中国是世界上高铁网运输能力最强的国家,也是世界上高铁在建规模最大、拥有动车组列车最多、运营最繁忙的国家(周玉龙等,2018)。理论上,高铁开通降低了固定区间的通行时间,缩短了两地间的实际空间距离,改善了城市间可达性水平,从而加快了劳动力、资本、技术、信息等生产要素的流动速度,产生“时空压缩”和“边界突破”效应(施震凯等,2018)。因此,不断增强的高铁网路对经济、结构、技术等方面产生日益显著的影响,从而进一步影响到雾霾污染。本文旨在回答以下问题:高铁开通是否会影响雾霾污染?如果答案是肯定的,那么这种影响是否存在时空差异?以及导致这种影响的可能机制是什么?厘清上述问题,有利于深层次理解高铁开通与雾霾污染之间的关系与影响机制,这对于评估高铁大规模投资的经济社会效应具有重要的理论和现实意义。

相比于以往文献,本文可能的边际贡献主要体现在:第一,研究议题上,本文是国内较早关注高铁对雾霾污染影响的文献,拓展了交通运输工具与环境污染的相关研究。虽然已有少数文献(Chen and Whalley,2012;Li et al.,2016;梁若冰和席鹏辉,2016;高明等,2018)关注了交通的环境效应,但研究对象主要集中于地铁、电动汽车、BRT等短途市内交通工具,本文将研究对象拓展至高铁这一长途市际与省际交通工具。第二,识别策略上,本文立足于双重差分法的估计框架,借助于高铁在不同城市、开通时间上的变异,通过比较高铁先开通的城市与后开通的城市、未开通的城市之间雾霾污染的差异,得到“差分中差分”的结果。相比于既有使用“道路密度”直接度量“交通基础设施”的文献(Luo et al.,2018;Wang et al.,2018),本文避免了测量误差导致的内生性问题。同时,本文从规模效应、结构效应和技术效应三个方面探求高铁开通影响雾霾污染的机制。第三,丰富了雾霾污染和高铁的相关研究。现有关于雾霾污染的文献(马丽梅和张晓,2014;邵帅等,2016;黄寿峰,2017)大多数聚焦于省份层面,本文则将研究视角深入到城市层面。同时,现有关于高铁的文献主要考察高铁对经济发展(张克中和陶东杰,2016;刘勇政和李岩,2017;Qin,2017;Gao et al.,2018;Lin et al.,2019)、劳动力市场(Lin,2017;Dong,2018)、房价与地价(Zheng and Kahn,2013;周玉龙等,2018)、产业集聚(Shao et al.,2017)、企业生产率与资源配置(李欣泽等,2017;施震凯等,2018;张梦婷等,2018)等因素的影响,而缺乏关注高铁对雾霾污染等环境要素的影响,本文则填补了这一缺憾。

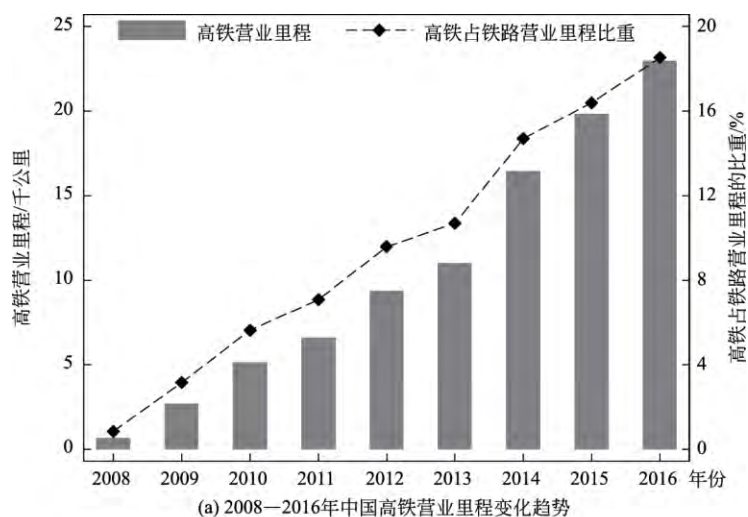
1 政策背景与理论假说

1.1 中国高铁发展情况

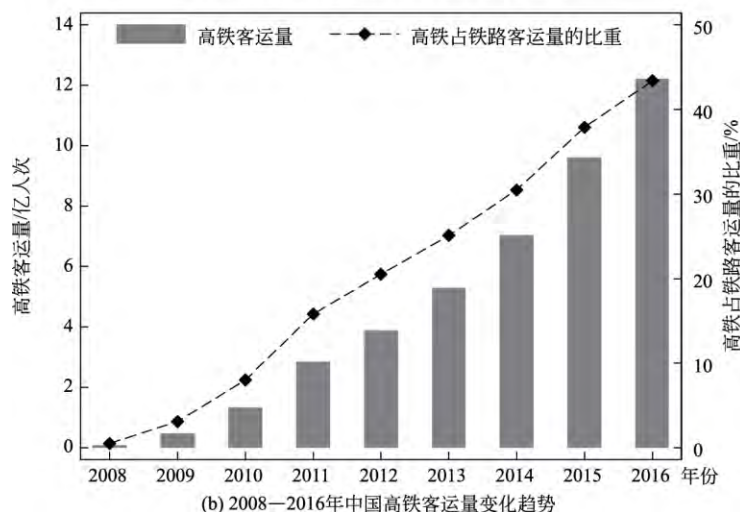
从铁路的发展历史来看,中国人均铁路网络密度远低于发达国家,货运和客运的运能不足问题一直是制约交通运输事业发展的痼疾。铁道部在1997至

2007 年共实施了六次铁路提速,使全国列车平均运行速度由每小时约 48 公里逐步提升至 70 公里(施震凯等,2018)。然而,六次铁路提速依然不能满足经济社会发展的需要。为此,2004 年国务院常务会议通过了历史上第一个《中长期铁路网规划》,以大气魄绘就了超过 1.2 万公里“四纵四横”的快速客运专线网。2008 年 8 月 1 日,中国第一条具有自主知识产权的京津城际铁路通车运营,时速 350 公里/小时,标志着中国从此迈入高铁时代。此后,中国高铁事业的发展日新月异,2016 年新版的《中长期铁路网规划》将原有的“四横四纵”铁路快速客运主干线升级为“八横八纵”,并指出 2030 年基本实现“内外互联互通、区际多路畅通、省会高铁连通、地市快速通达、县域基本覆盖”的强大高铁网络。

为了更好地描述中国高铁的发展情况,图 1(a)绘制了 2008—2016 年中国



(a) 2008—2016 年中国高铁营业里程变化趋势



(b) 2008—2016 年中国高铁客运量变化趋势

图 1 2003—2016 年中国高铁发展情况

高铁营业里程的变化趋势。该图清楚地显示出高铁营业里程呈现出稳定的上升趋势,从2008年的672公里增加到2016年的22980公里,增幅高达33倍,平均每年增加2789公里。根据中国轨道交通网的最新数据,高铁营业里程2017年新增3040公里,2018年新增2600公里,距离《中长期铁路网规划》设定的2020年3万公里的目标只差1400公里。同时,高铁占铁路营业里程的比重从2008年的0.84%提升到2016年18.53%。相应地,不断增加的高铁营业里程诱发和刺激了新的客运需求。图1(b)绘制了2008—2016年中国高铁客运量的变化趋势。容易看出,高铁客运量同样呈现出稳定的上升趋势,由2008年的734万人次增加到2016年的122128万人次,增幅高达165倍;同时,高铁占铁路客运量的比重从2008年的0.5%提升到2016年43.4%。

根据样本城市开通高铁的地理分布可知,高铁开通城市大多数位于东中部地区,彰显出中国高铁网络“东部沿海与中部相对密集,而西部相对稀疏”的特征事实(张梦婷等,2018)。具体来看,在285个样本城市中,高铁开通城市为179个,未开通城市为106个。在高铁开通城市中,东部、中部和西部城市分别为72个、68个和39个,分别占总开通城市的40%、38%和22%;同时,从高铁开通城市与未开通城市的比例来看,东部、中部和西部的开通比例分别是71%、68%和46%。之所以呈现这种区域差异,可能的原因是高铁选址的条件。根据《中长期铁路网规划》,开通高铁的目的是连接主要城市群,基本连接省会城市和其他50万人口以上大中城市,形成以特大城市为中心覆盖全国、以省会城市为支点覆盖周边的高铁网络。因此,经济越好和人口越多的城市开通高铁的概率越高,从而导致东中部城市和西部城市、沿海城市和内陆城市高铁网络密度的差距。

为了比较高铁开通城市与未开通城市的雾霾污染水平,图2绘制了2003—2016年两类城市雾霾污染的对数值($\ln PM_{2.5}$)和水平值($PM_{2.5}$)的变化趋势,数据来源参见下文(下文2.2样本与变量部分)。可以发现,两类雾霾污染指标呈现出“先上升后下降、再上升再下降”的“M”型变化趋势,2007年和2013年是两个波峰年。从处理组城市和控制组城市来看,高铁开通城市的雾霾污染水平要高于高铁未开通城市;同时,2008年之后,两类城市的雾霾污染水平整体上呈现出波动式的下降趋势。由于2008年之后处理组城市和控制组城市雾霾污染水平的下降趋势较为类似,图2尚不明证明高铁开通的减霾效应,因此下文将从实证上进行严谨的识别。

1.2 理论假说

高铁具有如下两个特点:一是,高铁动车组的运营速度通常是普通列车的三倍以上;二是,高铁采用更先进的通信信号系统和列控系统,运行密度远高于

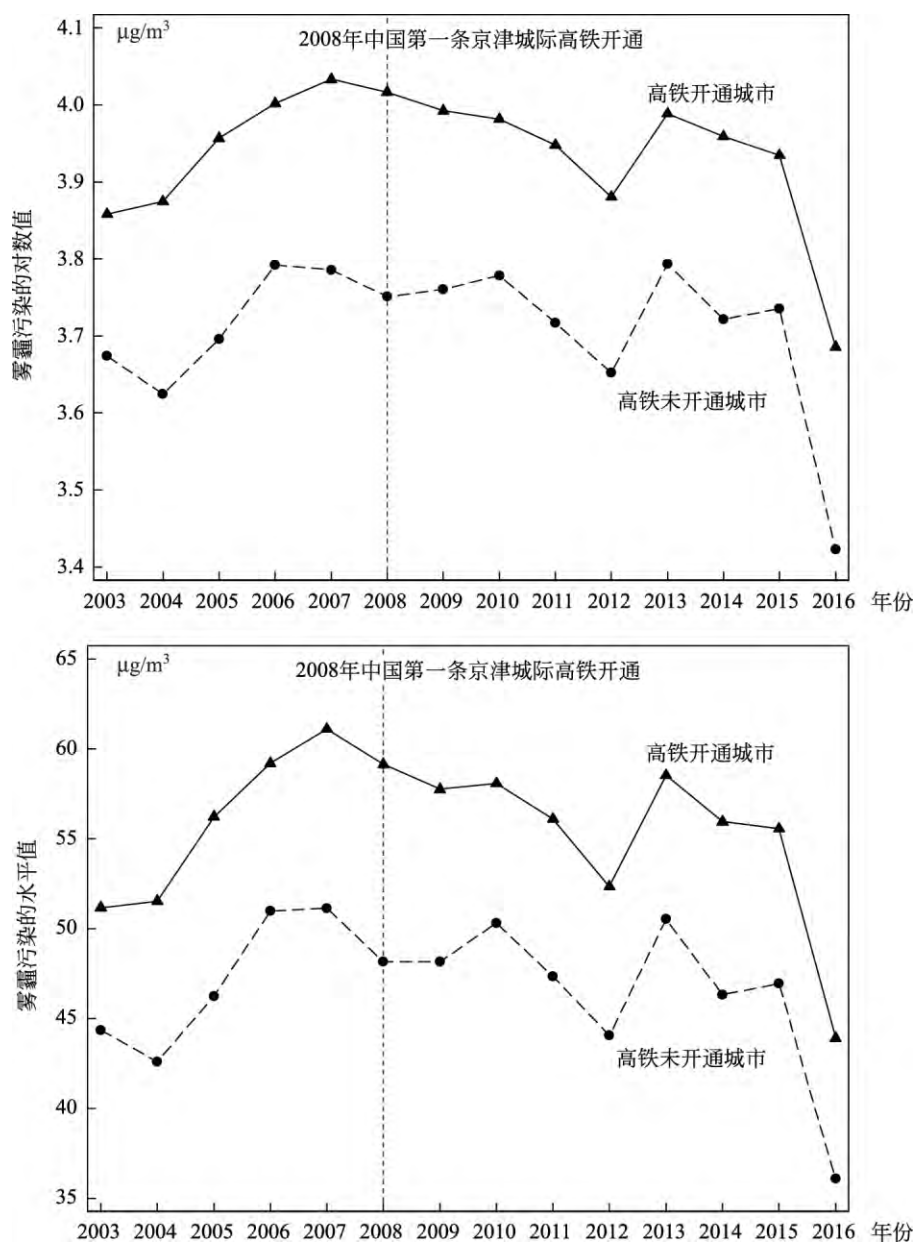


图2 2003—2016年高铁开通城市与未开通城市雾霾污染的变化趋势

普通列车(周玉龙等,2018)。基于高速度与高运行密度的优点,高铁带来显著的时空收敛与压缩效应,加快人流、物流、信息流的跨区域流动,降低信息沟通成本,提高区域通达性和市场一体化水平,有效优化资源配置。同时,虽然高铁是载人的交通工具,但也能释放铁路和公路的货运力,降低货物运输成本(张克中和陶东杰,2016)。无疑,高铁将沿线城市转化为一个个“节点”,连点成线,再

由线成面,形成庞大的高铁网络。这张网络对经济发展、产业结构、技术创新等方面产生强烈的冲击,从而进一步影响到雾霾污染。图3绘制了高铁开通对雾霾污染的影响机制。本文遵循 Grossman and Krueger(1991)的思路,将雾霾污染的影响途径分为规模效应、结构效应和技术效应,具体如下:

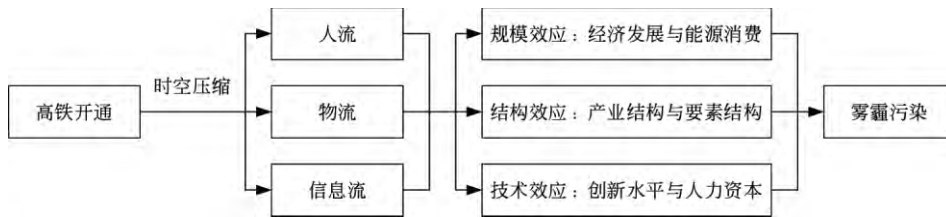


图3 高铁开通对雾霾污染的影响机制

第一,规模效应。高铁开通的规模效应主要表现在经济发展和能源消费两个方面。理论上,高铁开通对经济发展的影响既有正向的扩散效应,又有负向的虹吸效应。扩散效应指的是,高铁开通的城市与相邻城市发生联动效应,促使某一城市优质的资源、技术、经验等向相邻地区扩散,从而高铁网络中的节点城市成为最大受益者,产生“同城效应”与“节点效应”(张克中和陶东杰,2016)。虹吸效应指的是,高铁开通加速经济要素流动,促使各种投入要素、技术等向能力更强的城市集聚,体现为负向的汲取效应。上述两种截然相反的力量均存在实证文献的支撑。刘勇政和李岩(2017)提供了高铁开通促进经济增长的证据,认为高铁可以快速提升城市交通可达性,加强区域间的经济联系;与此相反,张克中和陶东杰(2016)、Qin(2017)、Gao et al.(2018)、Lin et al.(2019)则证实了高铁开通显著抑制经济增长,认为虹吸效应占据主导地位。另外,高铁开通对能源消费的影响也存在两个方面:一是替代效应,高铁替代了原有的路面交通出行方式,如公共汽车或私人汽车,由于高铁的能源利用效率更高,从而有利于节约能源消费;二是创造效应,高铁开通诱发与刺激新的出行者与出行需求,从而加剧能源消费。

就经济发展和能源消费两个渠道而言,直观上,能源消费与雾霾污染呈简单的同方向变动关系;然而,经济发展与雾霾污染可能存在非线性关系,如环境库兹涅茨曲线所反映的二次曲线关系,或者“N”型或“倒N”型所反映的三次曲线关系。因此,从规模效应所反映的“高铁开通→经济发展/能源消费→雾霾污染”这一逻辑链条上看,高铁开通对雾霾污染的影响存在不确定性。

第二,结构效应。高铁开通的结构效应主要表现在产业结构和要素结构两个方面。由于高铁是客运设施,因此相比于第一产业和第二产业,以服务业为代表的第三产业对客运交通的便利性更为敏感(Qin,2017)。Shao et al.(2017)

利用1995—2014年中国长三角地区25个城市的面板数据发现,高铁对城市服务业集聚产生显著的积极影响。同时,一些学者证实高铁开通有利于服务业的发展。例如,Dong(2018)利用2003—2015年中国城市面板数据发现,高铁开通显著促进了零售与批发、酒店与食品等第三产业的就业;Lin(2017)利用2003—2014年中国城市面板数据发现,高铁对旅游相关产业、技术相关产业等第三产业的就业促进更大,促使城市专业化模式转换至交流和技术密集型等部门。与此相应,张克中和陶东杰(2016)发现,高铁开通显著降低第二产业的增长率。可以发现,高铁开通能够显著促进服务业就业,推动要素结构由资本密集型向劳动密集型转变,从而优化产业结构。进一步,产业结构的高级化和绿色化是遏制雾霾污染的重要抓手,所以高铁开通将通过优化产业结构而降低雾霾污染水平。

第三,技术效应。高铁开通的技术效应主要表现在创新水平和人力资本两个方面。由于技术创新的载体是人,而人的流动速度被高铁加快,因此创新知识借助人的流动得以在更大的地理空间内扩散和传播。同时,高铁的时空压缩效应减少了技术传输过程中不必要的损耗,降低了扩散和传播过程中的内容失真和漏损(施震凯等,2018)。也就是说,高铁能够通过缩减时空距离促进技术知识的溢出水平和扩散速度,从而提高技术创新水平。既有文献提供了相关的实证证据:Wang et al.(2018)发现,城市道路面积密度越高,所辖地区企业的专利数量越多;施震凯等(2018)发现,铁路提速对沿途企业的技术进步和效率改进发挥了积极作用,提升了企业全要素生产率。另外,高铁开通有利于提升人力资本水平。杜兴强和彭妙薇(2017)发现,高铁开通能够通过扩大市场规模,增加企业的数量和规模,从而显著增强城市对高级人才的吸引力,促使该城市上市企业聘请的博士学历高级人才数量增加。Zheng and Kahn(2013)也指出,一旦限制劳动力自由流动的户籍制度放松,由于高铁的出现会使大城市继续保留原有的精英,而普通工作人员就会更多流向二线城市,从而明显提升整个城市的人力资本水平。总而言之,高铁开通能够提升技术创新水平和人力资本水平,促进绿色生产技术和污染治理技术,从而对雾霾污染产生抑制作用。

综上所述,从结构效应和技术效应上看,高铁开通的时空压缩效应极大地加快人、财、物、信息、技术的流动速度,有效提升市场与交通的可达性,优化资源配置和产业结构,提高技术创新水平,这有利于降低雾霾污染水平。然而,从规模效应上看,高铁开通的影响存在正反方向的不确定性,这进一步导致高铁开通对雾霾污染影响的总效应存在不确定性。由此,本文提出以下两个竞争性假说。

假说 1a: 如果相比于高铁未开通城市, 高铁开通城市的雾霾污染水平的变化是降低的, 那么高铁开通则具有减霾效应。

假说 1b: 如果相比于高铁未开通城市, 高铁开通城市的雾霾污染水平的变化是增加的, 那么高铁开通则具有增霾效应。

与此同时, 针对高铁开通对雾霾污染的影响机制, 本文提出以下假说:

假说 2: 高铁开通凭借规模效应、结构效应和技术效应三条途径影响雾霾污染水平。

2 实证设计

2.1 识别策略

本文将高铁开通视为一次准自然实验, 利用高铁在不同城市和开通时间上的变异, 使用渐进性的双重差分方法估计高铁开通对雾霾污染的影响。具体到研究设计上, 本文遵循张克中和陶东杰(2016)、Lin(2017)、刘勇政和李岩(2017)、Qin(2017)、Shao et al.(2017)、Dong(2018)等文献的思路, 设定如下计量模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta \text{HSR}_{it} + X'_{it}\gamma + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别表示城市和年份; 模型被解释变量 Y_{it} 表示城市雾霾污染水平; 核心解释变量 HSR_{it} 表示高铁开通; X_{it} 表示一组控制变量, 以控制其他因素对城市雾霾污染水平的影响。同时, 本文采用双向固定效应的方法, 即控制了城市个体效应 u_i , 以控制城市间不随时间变化的因素, 如地理因素和资源禀赋的差异等; 同时, 控制了年份效应 λ_t , 以控制特定年份对所有城市造成影响的因素, 如全国性的宏观调控政策等。 ε_{it} 表示随机误差项, 为了控制潜在的异方差、时序相关和横截面相关等问题, 本文将标准误聚类(Cluster)到城市层面。

本文最关心的主要解释变量是 HSR_{it} , 表示城市高铁开通的状态, 定义为某城市高铁开通的当年及之后各年取值 1, 否则为 0。这种定义自动产生了处理组城市和对照组城市, 以及高铁开通前和开通后的双重差异, 相当于传统双重差分法中处理对象变量和处理时间变量的交叉项。 β 为双重差分统计量, 捕捉了高铁开通影响雾霾污染水平的净效应。如果 $\beta < 0$ 且显著, 则表明高铁开通显著降低雾霾污染水平, 体现了高铁开通的减霾作用; 如果 $\beta > 0$ 且显著, 则表明高铁开通显著提升雾霾污染水平; 如果 β 不显著, 则表明高铁开通对雾霾污染的作用效果不明显。

2.2 样本与变量

本文采用的样本为2003—2016年285个城市的面板数据。所需数据来自于NASA卫星的 $PM_{2.5}$ 数据、国家铁路局网站的高铁开通时间数据以及《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》的控制变量数据等。同时,由于缺少城市层面的价格指数,因此以货币单位的名义变量均以相应省级层面的价格指数进行消胀处理,调整为以2000年为基期的不变价格。

(1) 雾霾污染。本文参考既有文献(邵帅等,2016;黄寿峰,2017;陈诗一和陈登科,2018)的一般做法,雾霾污染以 $PM_{2.5}$ 地表浓度的年平均值来衡量。数据来源于以NASA卫星搭载的中分辨率成像光谱仪(MODIS)和多角度成像光谱仪(MISR)测算得到的气溶胶光学厚度(AOD)为基础,被转化为栅格数据形式的全球 $PM_{2.5}$ 浓度的监测数据,并进一步通过ArcGIS软件提取出中国城市层面的 $PM_{2.5}$ 年平均浓度。另外,需要提及,下文实证检验部分以雾霾污染的对数值($\ln PM_{2.5}$)为主,以雾霾污染的水平值($PM_{2.5}$)为辅。

(2) 高铁开通。本文以虚拟变量来表示高铁开通变量,某城市高铁开通的当年及之后各年取值1,否则为0。由前文政策背景可知,各个城市的高铁开通时间存在先后差异,所以本文的模型(1)是一种渐进性的双重差分模型。

(3) 其他变量。为了控制其他变量对雾霾污染水平的影响,本文参照秦蒙等(2016)、邵帅等(2016)、黄寿峰(2017)、Luo et al.(2018)、Zhang et al.(2018)的研究,引入如下控制变量:人均道路面积、产业结构、FDI(外商直接投资)比重、人口密度、教育水平、科技支出、财政支出、人均收入的一次方项和平方项。具体地,人均道路面积以人均道路建设面积的对数衡量;产业结构以综合指数衡量,遵循汪伟等(2015)的做法,计算公式为产业结构综合指数=一产比重+2(二产比重)+3(三产比重),比重具体指某种产业增加值占GDP的比重,产业结构综合指数值越高,说明产业结构优化水平越高;FDI(外商直接投资)比重以实际外商直接投资占GDP的比重衡量;人口密度以各地区年末人口总数与辖区面积比值的对数衡量;教育水平以普通高校在校学生数占地区人口总数的比重衡量;科技支出以预算内科技支出占预算内财政支出的比值衡量;财政支出以一般预算财政支出占GDP的比重衡量;人均收入以各地区人均实际GDP的对数衡量。

表1报告了主要变量的变量定义和描述性统计。容易看出,相比于高铁未开通城市,高铁开通城市的 $PM_{2.5}$ 地表浓度均值更高,高出 $9.18\mu g/m^3$ 。控制变量中,除了财政支出变量,其余变量的均值在高铁开通城市的样本中更高。同时,与已有文献相比,变量分布并未发现明显差异,均在合理范围之内,从而保证研究数据的可靠性。

表 1 主要变量的定义和描述性统计分析

变量名称	观测值	高铁开通城市		高铁未开通城市	
		均值	标准差	均值	标准差
雾霾污染:PM _{2.5} 地表浓度年平均值/($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	3990	55.48	21.07	46.66	23.64
人均道路面积:人均道路建设面积的对数/($\text{m}^2/\text{人}$)	3955	2.54	0.46	2.46	0.52
产业结构:产业结构综合指数	3984	2.25	0.15	2.18	0.12
FDI 比重:FDI 占 GDP 的比重/%	3795	2.63	2.60	1.25	1.41
人口密度:单位面积人口总数的对数/($\text{人}/\text{km}^2$)	3987	6.00	0.74	5.24	0.96
教育水平:普通高校在校学生数占人口总数的比重/%	3888	1.98	2.47	0.80	1.05
科技支出:科技支出占财政支出的比重/%	3985	1.33	1.45	0.78	0.78
财政支出:财政支出占 GDP 的比重/%	3985	13.62	6.12	19.32	11.73
人均收入:实际人均 GDP 的对数/($\text{元}/\text{人}$)	3985	9.14	0.70	8.76	0.61
人均收入的平方:实际人均 GDP 平方的对数/($\text{元}/\text{人}$)	3985	84.00	13.02	77.03	11.04

3 双重差分法适用性检验

本文使用渐进性的双重差分方法评估高铁开通的雾霾污染效应,主要目的是剔除高铁之外的宏观环境、政策变化等因素的干扰。就本文而言,剔除高铁之外因素的影响需要检验两个假设:一是,确认高铁开通与当地雾霾污染水平没有直接关系;二是,高铁开通之前,处理组与控制组并不存在系统性的差异,具备共同趋势。关于第一个假设,如果存在某些不可观测的因素与本文关心的雾霾污染相关的因素同时影响到某一个城市是否开通高铁,那么高铁后开通的城市和未开通的城市就不能构成高铁先开通的城市的对照组。关于第二个假设,共同趋势或平行趋势(common trend)假设是双重差分法有效的重要的前提条件,关系到对照组是否是处理组合适的“反事实”(counterfactual)。下文分别就这两个假设进行检验。

3.1 假设前提一:高铁开通受雾霾污染影响吗?

实际上,假设前提一检验的是高铁开通和雾霾污染是否存在反向因果关系的可能性。这包括两个方面的内容:一是,某城市开通高铁的年份是否受雾霾污染影响,即检验高铁开通年份是否与高铁开通之前的雾霾污染水平相关;二是,某城市开通高铁的状态是否受雾霾污染影响。为回答上述两个问题,本文

分别参考沈坤荣和金刚(2018)、Chandra and Thompson(2000)的做法,分别设定如下两个计量模型:

$$\text{HSR_Year}_i = \alpha + \rho \ln \text{PM}_i + \varphi X_i + \epsilon_i$$

(2)

$$\text{Pr}(\text{HSR}_{it} = 1) = \alpha + \sigma \ln \text{PM}_{it} + \varphi' X_{it} + \epsilon_{it}$$

(3)

其中,HSR_Year_{*i*}表示*i*城市开通高铁的年份;Pr(HSR_{*it*}=1)表示*i*城市*t*年是否开通高铁状态的0—1变量,1表示开通高铁,0表示未开通高铁;lnPM_{*it*}表示雾霾污染水平,以PM_{2.5}地表浓度年平均值的对数值衡量;X_{*it*}表示一组控制变量,一致于方程(1)的设定。

方程(2)中,由于HSR_Year_{*i*}是不随时间而变的变量,因此本文设定横截面数据模型进行检验,具体设定了高铁开通之前的七种情形。以lnPM_{2.5}为核心解释变量,表2a第(1)至(7)列分别是根据2003年、2004年、2005年、2006年、2007年、2003—2007年平均值和高铁开通前平均值的观测数据进行回归的结果。可以发现,七类模型中,雾霾污染的估计系数均不显著,说明城市开通高铁的年份并不受当地雾霾污染水平的影响。同时,对于方程(3),本文采取probit回归,估计结果见表2a第(8)和(9)列。可以发现,无论是解释变量的当期值,还是解释变量的滞后一期值,雾霾污染的估计系数均不显著,说明城市是否开通高铁的状态并不受当地雾霾污染水平的影响。事实上,高铁的修建并没有选址在雾霾污染较高或较低的城市。与此同时,本文将方程(2)和(3)中的核心解释变量更换为PM_{2.5}的水平值,重新进行回归,结果见表2b。可以发现,与表2a的结论一致,核心解释变量的估计系数均不显著。综上,高铁开通并不受雾霾污染的影响,即不存在所担心的反向因果关系。

表 2 雾霾污染对高铁开通影响的回归结果
表 2a 雾霾污染对高铁开通影响的回归结果(以 lnPM_{2.5}为核心解释变量)

	被解释变量:高铁开通的年份							城市是否开通高铁	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2003— 2007 年 平均值	高铁 开通前 平均值	当期值	解释变 量滞后 一期
ln(雾霾污染)	-0.4616 (0.6868)	0.0141 (0.7464)	-0.4656 (0.8235)	-0.4350 (0.7617)	-0.7371 (0.7657)	-0.5482 (0.8634)	-1.2066 (0.7147)	-0.1276 (0.2739)	-0.1026 (0.2824)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	否	否	否	否	否	是	是
观测值	177	169	168	170	172	178	178	3695	3437
R ² /伪 R ²	0.2406	0.2388	0.2179	0.2385	0.2238	0.2270	0.4238	0.1866	0.1863

注:第(1)至(7)列括号内数值为聚类到省份层面的稳健标准误;第(8)至(9)列括号内数值为聚类到地市层面的稳健标准误。

续表

表 2b 雾霾污染对高铁开通影响的回归结果(以 $\ln PM_{2.5}$ 水平值为核心变量)

	被解释变量:高铁开通的年份							城市是否开通高铁	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2003— 2007 年 平均值	高铁 开通前 平均值	当期值	解释变 量滞后 一期
雾霾污染	-0.0034 (0.0124)	0.0046 (0.0141)	-0.0052 (0.0135)	-0.0054 (0.0126)	-0.0122 (0.0126)	-0.0079 (0.0152)	-0.0191 (0.0138)	-0.0091 (0.0064)	-0.0086 (0.0063)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	否	否	否	否	否	是	是
观测值	177	169	168	170	172	178	178	3695	3437
$R^2/\text{伪} R^2$	0.2373	0.2395	0.2155	0.2363	0.2214	0.2245	0.4149	0.1926	0.1917

注:第(1)至(7)列括号内数值为聚类到省份层面的稳健标准误;第(8)至(9)列括号内数值为聚类到地市层面的稳健标准误。

3.2 假设前提二:高铁开通前城市雾霾污染走势是否有相同趋势?

双重差分法的前提二要求,高铁先开通的城市与后开通的城市、未开通的城市在高铁开通之前雾霾污染的趋势不存在系统性差异,或者即使存在差异,差异也是固定的,即处理组城市与对照组城市在雾霾污染水平上具备共同趋势。如此,才可以认为高铁后开通的城市和未开通的城市是先开通城市合适的对照组。为检验这一共同趋势假设,本文参考 Li et al.(2016b)、Lin(2017)、Qin(2017)、Dong(2018)等文献的做法,利用事件分析法(event study)进行检验。具体计量模型如下:

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k \geq -7, k \neq -1}^7 \beta_k D_{it}^k + X'_{it} \gamma + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, i 和 t 分别表示城市和年份。 Y_{it} 表示城市雾霾污染水平,以 $PM_{2.5}$ 地表浓度年平均值的对数值衡量。 D_{it}^k 表示高铁开通这一“事件”,是一个虚拟变量。 D_{it}^k 的赋值如下:用 s_i 表示城市高铁开通的具体年份,如果 $t - s_i \leq -7$,则定义 $D_{it}^{-7} = 1$,否则 $D_{it}^{-7} = 0$;如果 $t - s_i = k$,则定义 $D_{it}^k = 1$,否则 $D_{it}^k = 0$ ($k \in [-7, 7]$ 且 $k \neq -1$);如果 $t - s_i \geq 7$,则定义 $D_{it}^{7+} = 1$,否则 $D_{it}^{7+} = 0$ 。关于前后7期的设置,是因为最早开通高铁的城市样本较少(最早开通高铁的城市为2008年,因此开通前有8期),所以将前8期归类到前7期。同时,本文将高铁开通的前一年作为基准年份,即方程(4)中去除了 $k = -1$ 的虚拟变量。无疑,本文主要关注参数 β_k ,其反映了高铁开通的前后对城市雾霾污染水平的影响。方程(4)中的其他变量设定一致于基本模型(1)。需要提及,方程(4)还具有另外一个优势,即可以估计高铁开通影响雾霾污染的动态变化。相比之下,前文基本

模型(1)的估计结果均为高铁开通影响雾霾污染的平均效应,从而忽视了不同时期的动态特点。因此,方程(4)可以同时检验共同趋势假设与高铁开通影响雾霾污染的动态效应。

为了更加直观地检验共同趋势的假设条件以及反映高铁开通对雾霾污染的动态影响,图4a绘制了 $\ln(\text{PM}_{2.5})$ 方程中参数 β_k 的估计值和95%的置信区间。图4(a,b)中,横轴表示高铁开通前与开通后的年份数,如-5表示城市高铁开通前的第5年,5则表示城市高铁开通后的第5年。由图4a可知,在高铁开通之前,各城市雾霾污染浓度的差异不能拒绝为零的原假设,即各城市在高铁开通之前雾霾污染浓度并不存在差异,证明了本文双重差分法满足共同趋势假设。同时,高铁开通的当年,估计系数不显著;高铁开通的第1年,城市 $\text{PM}_{2.5}$ 浓度显著降低2.18%;高铁开通的第2年,城市 $\text{PM}_{2.5}$ 浓度进一步降低到6.17%;高铁开通2年之后,高铁开通的减霾效应消失。与此同时,图4b绘制了 $(\text{PM}_{2.5})$ 方程中参数 β_k 的估计值和95%的置信区间。容易发现,图4b的结论一致于图4a的结论。总体而言,高铁开通的减霾效应出现在高铁开通后的第一年和第二年。

上述结论的产生原因是什么呢?根据前文的理论分析可知,高铁开通通过规模效应、结构效应和技术效应三条途径影响雾霾污染水平。同时,结合后文机制分析的内容(表9和图6)可知,高铁开通显著降低实际人均GDP和能源消费、调整产业结构和促进技术进步,并且高铁开通对资本劳动比和技术进步的

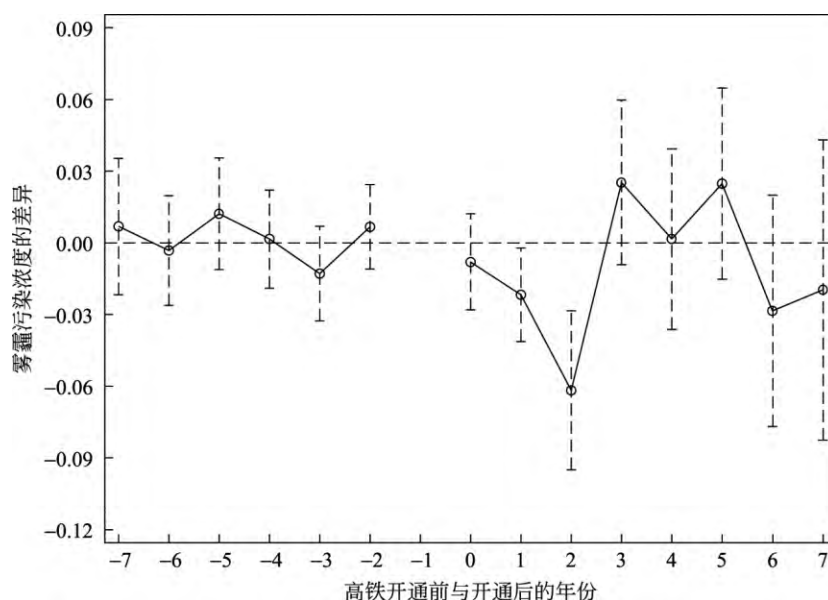
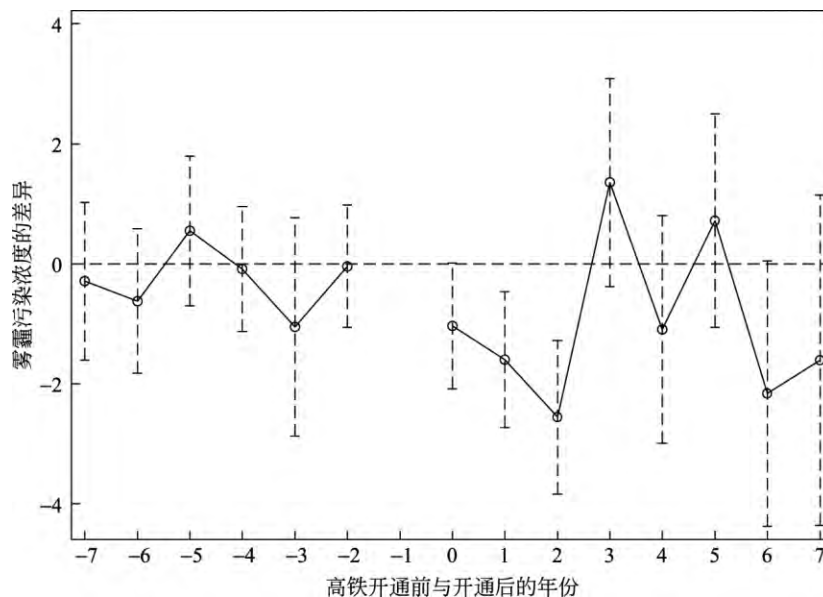


图4a $\ln(\text{PM}_{2.5})$ 在高铁开通前后的差异

注:图中小圆圈为估计系数,虚线为估计系数95%的置信区间。

图 4b PM_{2.5}在高铁开通前后的差异

注:图中小圆圈为估计系数,虚线为估计系数 95%的置信区间。

影响可能是长期性的。本文将上述三条途径分为两种力量:一是减少雾霾污染的力量;二是增加雾霾污染的力量。前者包括降低能源消费、调整产业结构和促进技术进步,这些效应均有利于减少雾霾污染。后者是指,由于经济发展与雾霾污染可能存在非线性关系,当高铁开通降低实际人均 GDP,而经济发展又与雾霾污染呈负相关关系时,高铁开通将促进雾霾污染;同时,高铁开通还具有创造效应,即高铁开通诱发与刺激新的出行者与出行需求,从而加剧能源消费,进而增加雾霾污染。图 4(a,b)表明,高铁开通后的第一年和第二年,减少雾霾污染的力量占据上风,促使高铁开通具有减霾效应;高铁开通第三年之后,两种力量相互抵消,导致高铁开通的减霾效应并不显著。同时,由于环保等技术进步的收益可能需要较长周期,这导致高铁开通对技术进步可能的长期影响尚未转变为高铁开通的减霾效应。

4 实证结果与分析

4.1 基本回归

表 3 报告了高铁开通对雾霾污染影响的基本回归结果。其中,第(1)至(3)列模型的被解释变量是 PM_{2.5}地表浓度年平均值的对数,第(4)至(6)列模型的被解释变量是 PM_{2.5}地表浓度的年平均值。可以发现,无论 PM_{2.5}地表浓度是否

取对数值,高铁开通的估计系数在六类模型中均显著小于零,表明高铁开通总体上有助于降低雾霾污染水平,意味着高铁开通具有减霾效应,带来了环境红利,证实了研究假说1a。从估计系数的经济意义上看,在给定其他条件不变的情况下,相比于未开通城市,高铁开通城市的 $PM_{2.5}$ 地表浓度平均降低1.81%。由于样本期间 $PM_{2.5}$ 地表浓度的平均值为 $52.20\mu g/m^3$,所以高铁开通可以使 $PM_{2.5}$ 地表浓度降低 $0.94\mu g/m^3$ ($52.20 \times 1.81\%$)。同时,高铁开通开始于2008年,所以样本期间双重差分法一共捕捉了9年的平均处理效应,相当于高铁开通每年促使 $PM_{2.5}$ 地表浓度降低0.20%(1.81%/9)。

表3 高铁开通对雾霾污染影响的基本回归结果

	被解释变量:雾霾污染水平的对数			被解释变量:雾霾污染水平		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
高铁开通	-0.0801*** (0.0089)	-0.0732*** (0.0102)	-0.0181* (0.0100)	-3.6841*** (0.4075)	-3.9624*** (0.4882)	-1.0058** (0.4524)
人均道路面积		0.0448*** (0.0138)	0.0142 (0.0108)		2.2251*** (0.6603)	0.9246* (0.5308)
产业结构		-0.3578*** (0.0712)	-0.0915 (0.0729)		-16.1551*** (3.1619)	-3.1091 (2.8290)
FDI比重		-0.0017 (0.0017)	-0.0002 (0.0015)		-0.1139 (0.0726)	-0.0425 (0.0659)
人口密度		0.0258 (0.0783)	-0.2357*** (0.0749)		4.8602 (3.3618)	-7.2105** (2.9602)
教育水平		0.0057 (0.0071)	-0.0059 (0.0054)		0.4505 (0.3071)	-0.0989 (0.2293)
科技支出		0.0019 (0.0076)	-0.0095 (0.0067)		0.2722 (0.2287)	-0.2194 (0.1625)
财政支出		-0.0008 (0.0011)	-0.0016 (0.0013)		-0.0493 (0.0359)	-0.0485 (0.0452)
人均收入		-0.4801 (0.3200)	-0.5180* (0.2796)		-27.9739* (14.5127)	-28.8346** (11.8444)
人均收入的平方		0.0283 (0.0176)	0.0229 (0.0153)		1.6031** (0.7948)	1.3329** (0.6469)
常数项	3.8677*** (0.0018)	6.4395*** (1.4290)	8.1348*** (1.3165)	52.9489*** (0.0832)	177.4401*** (62.6564)	246.5775*** (52.0188)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	否	否	是
观测值	3990	3695	3695	3990	3695	3695
R^2	0.0394	0.0632	0.4051	0.0399	0.0641	0.4104

注:()内数值为聚类(Cluster)到地级市层面的稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平。

关于控制变量的估计结果,本文以表2第(3)列的双固定效应模型为准。可以发现,人口密度的估计系数在1%的水平上显著为负,这表明人口集聚度的提高有利于降低雾霾污染水平,类似于陆铭和冯皓(2014)的研究结论。同时,人均收入的一次方项显著为负,平方项不显著为正,但人均收入的平方项在模型(6)中显著为正,这表明样本时间内中国并不存在雾霾污染的库兹涅茨曲线,类似于邵帅等(2016)的研究结论。他们发现,中国雾霾污染与经济增长之间存在显著的“U”型曲线关系,而不是先上升后下降的“倒U”型曲线关系。此外,其他控制变量的估计系数并没有通过显著性检验,对雾霾污染的影响尚未明晰。需要提及,产业结构、教育水平和人均收入等机制变量的估计系数的显著性可能受到高铁开通这一核心解释变量影响,即高铁开通可能捕获了这些机制变量对雾霾污染的影响效应。

4.2 异质性

4.2.1 地区异质性

上文分析了高铁开通对雾霾污染的总体影响,然而这种基于样本总体的分析可能掩盖了潜在的地区差异,即高铁开通的雾霾污染效应在不同地区可能存在差异。尤其是,中国幅员广阔,在资源禀赋、地理位置和制度安排等方面均存在的巨大差异,这导致各个城市雾霾污染水平和高铁网络密度迥异,因此本文进一步考察高铁开通影响雾霾污染的地区差异。考虑到中国高铁网络的实际情况是“东部沿海与中部相对密集,而西部相对稀疏”(张梦婷等,2018),本文将样本划分为东中部城市和西部城市、沿海城市和内陆城市。其中,对沿海城市的划分标准来自《中国海洋统计年鉴》,即具有海岸线的直辖市和地级市,在本文样本中共有53个城市属于沿海城市。

表4第(1)至(4)列报告了东中部、西部、沿海、内陆城市子样本的回归结果。不难发现,相比于西部和内陆城市,高铁开通对雾霾污染的抑制效应在东中部和沿海城市的子样本中更为显著。这可能是因为,高铁建设主要集中在东部沿海和中部地区,导致并非所有地区都能够享受到高铁带来的外部性效益(施震凯等,2018),故东中部地区较高的高铁网络密度使得高铁开通对雾霾污染的边际效应较为显著。

表4 不同地区的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东中部城市	西部城市	沿海城市	内陆城市	资源型城市	非资源型城市
高铁开通	-0.0177** (0.0088)	-0.0104 (0.0235)	-0.0274* (0.0155)	-0.0120 (0.0120)	-0.0065 (0.0185)	-0.0215* (0.0109)
控制变量	是	是	是	是	是	是

	续表					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东中部城市	西部城市	沿海城市	内陆城市	资源型城市	非资源型城市
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2762	933	727	2968	1451	2244
R ²	0.4424	0.5621	0.5467	0.3963	0.3746	0.4428

注:括号内数值为聚类到地级市层面的稳健标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著水平。

同时,考虑雾霾污染主要来源于工业生产、机动车尾气、冬季取暖烧煤等导致的大气中的颗粒物,而以自然资源开采、加工为主导产业的资源型城市,特别是中国庞大的矿产资源型城市,工业较为发达,天然区别于非资源型城市,所以有必要考察高铁开通对雾霾污染的影响是否在这两类城市中存在差别,估计结果见表 4 第(5)至(6)列。可以发现,相比于资源型城市,高铁开通对雾霾污染的抑制效应在非资源型城市的子样本中更为显著。这可能是因为,资源型城市最大禀赋优势是资源较为丰裕,地区发展主要依托于资源相关产业,产业也以工业为主,这导致地方政府对环境因素考虑不足,进而使得高铁的减霾效应在资源型城市的子样本中不显著。

4.2.2 创新异质性

高铁开通加快了人流、物流和信息流,提高了区域之间的信息、技术和知识的交流效率,产生知识溢出,并通过“时空压缩”和“边界突破”等效应加快技术进步(施震凯等,2018)。关于高铁产生的技术进步效应,不同创新水平的地区在技术吸引和转化方面存在差异,因此本文进一步考察高铁开通的雾霾污染效应在不同创新水平城市的差异性。根据城市综合创新指数(创新指数来源于《中国城市和产业创新力报告》)和普通高校在校学生数,本文将样本内的城市分成三等份(低、中和高),以反映各个城市创新水平的差异性,估计结果见表 5。可以发现,高铁开通显著降低高创新水平、高人力资本水平地区的雾霾污染水平,而对低、中创新水平以及低、中人力资本水平地区的雾霾污染水平影响并不显著。这可能的原因是,创新水平和人力资本水平越高的城市,越有可能高效地利用高铁开通所带来的技术进步效应,越有利于促进环保技术和绿色技术的进步,进而越有利于发挥高铁开通对雾霾污染的抑制效应。

表 5 不同创新水平的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低创新水平	中创新水平	高创新水平	低人力资本水平	中人力资本水平	高人力资本水平
高铁开通	-0.0261 (0.0246)	-0.0053 (0.0162)	-0.0194 ** (0.0092)	-0.0258 (0.0262)	-0.0006 (0.0161)	-0.0284 *** (0.0108)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低创新水平	中创新水平	高创新水平	低人力资本水平	中人力资本水平	高人力资本水平
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1083	1289	1323	1127	1278	1290
R ²	0.3676	0.4769	0.4631	0.3494	0.4718	0.4565

注:括号内数值为聚类到地级市层面的稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平。

4.3 稳健性检验

(1) 排除特殊样本和异常值。一方面,考虑到北京、天津、上海和重庆四个直辖市在行政级别上高于一般地级市,这可能对结果产生干扰。本文排除了这四个直辖市重新回归,估计结果见表6第(1)列。另一方面,为排除异常值的干扰,本文基于雾霾污染变量5%~95%分位点数据进行回归,结果见表6第(2)列。可以发现,两类模型中,高铁开通的估计系数显著为负,并且在数值上与基本模型的估计系数较为接近,支持前文结论。

(2) 排除样本期内一直未开通高铁的城市。本文的研究思路是比较高铁先开通的城市与后开通的城市、未开通的城市之间雾霾污染的差异。为了缓解样本异质性对估计结果可能产生的影响,本文排除样本期内一直未开通高铁的城市的观察值(占全样本的37.19%)重新回归,估计结果见表6第(3)列。可以发现,高铁开通的估计系数依然显著为负,支持前文结论。

表6 稳健性检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	排除 直辖市	排除雾霾 污染 异常值	排除样本 期内一直 未开通高 铁的城市	城市特定的 时间趋势	标准误聚类 到“城市— 年份”层面	所有解释 变量滞后 一期	控制高铁 开通前城市 GDP和人口 特征
高铁开通	-0.0174* (0.0101)	-0.0189** (0.0087)	-0.0124* (0.0070)	-0.0269*** (0.0095)	-0.0181** (0.0081)	-0.0185* (0.0110)	-0.0269*** (0.0095)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3639	3327	2420	3695	3695	3437	3695
R ²	0.4044	0.4190	0.4469	0.5597	0.9544	0.4076	0.5597

注:括号内数值为聚类到地级市层面的稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平。

(3) 城市特定的时间趋势。考虑到每个城市的雾霾污染随时间推移可能呈现不同的时间趋势,本文在基本模型中进一步控制每个城市特定的线性时间趋势,结果见表6第(4)列。可以发现,高铁开通的估计系数在1%的水平上显著为负,表明本文相关结论依然成立。

(4) 标准误聚类到“城市—年份”层面。考虑到误差项可能存在空间和时间相关性,本文将标准误聚类到“城市—年份”的联合维度,对基本模型重新回归,估计结果见表6第(5)列。可以发现,高铁开通的估计系数(-0.0181)在数值大小上与基本模型的结果保持一致,并且通过5%的显著性水平检验,一致于本文的核心结论。

(5) 所有解释变量滞后一期。考虑到高铁开通可能并非立即产生影响(刘勇政和李岩,2017),本文对高铁开通变量进行滞后一期处理;同时,为了避免联立方程偏误,本文遵循沈坤荣和金刚(2018)的做法,对所有控制变量也滞后一期,重新进行回归,结果见表6第(6)列。可以发现,本文相关结论依然成立。

(6) 控制高铁开通前城市GDP和人口特征。由于高铁的目的是连接主要城市群,旨在成为行政中心和人口密集型的目标城市(张梦婷等,2018),从而一个城市的经济发展水平高低和人口多寡可能会影响高铁选址。为了控制上述影响,本文采取Li et al.(2016)的思路,将2007年城市GDP、人口总数与时间趋势项进行交乘,纳入回归方程中,估计结果见表6第(6)列。可以发现,高铁开通的估计系数为负,并且通过1%的显著性水平检验,再次彰显前文结论的稳健性。

4.4 基于PSM-DID方法的估计结果

上文已经证实处理组城市和控制组城市满足共同趋势假设,为了增强高铁开通减霾效应的说服力,本节进一步使用倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)进行稳健性检验。在使用PSM-DID方法时,首先将城市是否为高铁开通城市作为被解释变量,对控制变量进行Logit回归,得到倾向得分值;然后将倾向得分值最接近的城市作为高铁开通城市的配对城市,即作为控制组;最后再利用双重差分法进行估计。这种方法的优势在于,依据可观测变量(控制变量)挑选高铁开通城市的配对城市,从而最大程度地降低处理组城市和控制组城市的系统性差异,有效缓解选择性偏差问题(石大千等,2018)。

表7报告了基于PSM-DID方法的高铁开通对雾霾污染影响的回归结果。本文使用的匹配变量是方程(1)的控制变量,匹配方法是卡尺内一阶近邻匹配。其中,第(1)至(7)列分别使用的匹配数据是2003年、2004年、2005年、2006年、2007年、2003—2007年的平均值和高铁开通之前年份的平均值。可以发现,七类模型中,高铁开通的估计系数介于-0.0181到-0.0229之间,并且都至少在10%的水平上显著,特别是第(6)和(7)列的结果一致于基本模型的结果,表明

“高铁开通有助于降低雾霾污染水平”这一核心结论具有较强的稳健性。

表7 高铁开通对雾霾污染影响的回归结果:PSM-DID方法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2003— 2007年 平均值	高铁 开通前 平均值
高铁开通	-0.0184* (0.0098)	-0.0199** (0.0101)	-0.0229** (0.0097)	-0.0204** (0.0101)	-0.0200** (0.0102)	-0.0181* (0.0100)	-0.0181* (0.0100)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3615	3484	3500	3540	3562	3695	3695
R ²	0.4118	0.4077	0.4074	0.4088	0.4054	0.4051	0.4051

注:(1)括号内数值为聚类到地级市层面的稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平;(2)本文使用的匹配变量是计量方程(1)的控制变量,匹配方法是卡尺内一阶近邻匹配。

4.5 安慰剂检验

为了排除高铁开通的减霾效应受到遗漏变量干扰的可能性,本文参考 Li et al.(2016)、沈坤荣和金刚(2018)的做法,通过随机选择高铁开通城市进行安慰剂检验。具体地,本文根据每年高铁开通城市的数量随机选择相同数量的处理组城市,并构造“虚拟的人为设定”的处理变量 HSR_{it}^{false} ,使用计量方程(1)的模型设定,对两类雾霾污染指标分别重复进行1000次和2000次回归,图5分别绘制了四次模拟中处理变量 HSR_{it}^{false} 的回归系数和 p 值的分布图。

在 $\ln(PM_{2.5})$ 方程中,基于随机样本估计得到的回归系数分布在0附近,进一步计算得到,两次模拟中回归系数的均值分别是-0.0003678和-0.000077,而本文的基准回归系数是-0.0181,大于绝大部分模拟值。从 p 值的角度看,在1000次模拟中,有41个估计值小于-0.0181且 p 值小于等于0.1,这意味着此次模拟中本文的回归结果在95.9%(1-41/1000)的概率上是正确的;在2000次模拟中,有64个估计值小于-0.0181且 p 值小于等于0.1,这意味着此次模拟中本文的回归结果在96.8%(1-64/2000)的概率上是正确的。

在 $PM_{2.5}$ 方程中,基于随机样本估计得到的回归系数同样分布在0附近,进一步计算得到,两次模拟中回归系数的均值分别是-0.012442和0.000967,而本文的基准回归系数是-1.0058,大于绝大部分模拟值。从 p 值的角度看,在1000次模拟中,有16个估计值小于-1.0058且 p 值小于等于0.1,这意味着此次模拟中本文的回归结果在98.4%(1-16/1000)的概率上是正确的;在2000

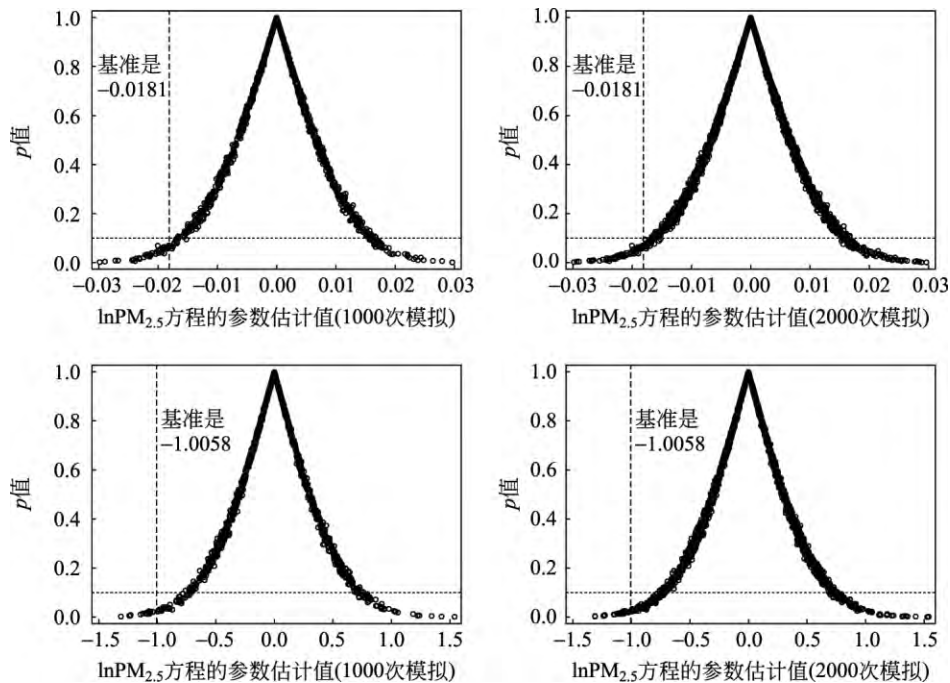


图5 随机分配高铁开通城市的模拟结果

次模拟中,有24个估计值小于 -1.0058 且 p 值小于等于0.1,这意味着此次模拟中本文的回归结果在98.8%($1-24/2000$)的概率上是正确的。综上,可以认为高铁开通的减霾效应至少在95%的概率上并未受到遗漏变量的干扰。

4.6 内生性问题

虽然上文已经排除了高铁开通和雾霾污染之间反向因果关系的可能性,但不可否认的是,高铁站的选址并非随机,而是受到某些因素影响。如果这些因素又同时影响到某地区的雾霾污染水平,那么则导致“高铁开通”这一核心解释变量的内生性,从而造成高铁开通与雾霾污染之间关系的估计不一致。为此,本文进一步采用工具变量法检验上文结论的稳健性。

关于高铁开通的工具变量,既有文献一般基于三种策略进行构造:①基于最小路径树构造潜在的高铁开通变量。这一思路源于Faber(2014)关于中国高速公路的研究,此后被一些学者(张克中和陶东杰,2016;Gao et al.,2018;张梦婷等,2018)移植到高铁的相关研究中。最小路径树是一种直线策略,通过将中心城市用直线连接,利用“是否位于连接中心城市的直线上”作为高铁开通的工具变量。②历史的铁路线。这种构造工具变量的思路能够较容易地满足工具变量相关性和外生性的两个基本要求,因为历史的铁路线会影响到现在的高铁

路线,但又不会影响现在的经济社会变量。如 Zheng and Kahn(2013)、Dong (2018)利用城市“在 1961 年是否通铁路”作为高铁开通的工具变量;Diao (2018)利用城市“在 1978 年是否有双轨(复线)铁路”作为高铁开通的工具变量。③坡度。从外生性来说,坡度作为外生的地理变量,一般与经济社会变量不相关;从相关性来说,城市坡度越高,修建高铁等基础设施的难度就越大,这与“地理开发成本最低”(Faber,2014)原则相违背,从而越不可能修建高铁等基础设施。如 Duflo and Pande(2007)利用坡度作为“水坝”这一基础设施的工具变量;刘冲和周黎安(2014)利用县的平均坡度作为高速公路建设的工具变量;李欣泽等(2017)利用县的平均坡度作为高铁开通的工具变量;Wang et al. (2018)利用城市平均坡度作为道路面积密度的工具变量。

本文遵循第三种工具变量策略的思路,以每个城市的平均坡度构造高铁开通的工具变量。由于坡度是一个不随时间变化的变量,本文遵循刘冲和周黎安(2014)、李欣泽等(2017)的做法,将坡度与年份虚拟变量的乘积作为高铁开通的工具变量,估计结果见表 8。可以发现,在 IV 第一阶段回归中,坡度与年份虚拟变量的交叉项的估计系数绝大多数为负,在第一种和第二种设定中分别有 12 个和 2 个系数显著为负,但两种设定中交叉项估计系数的联合 F 检验都在 1% 的置信水平上显著。这说明一个城市的平均坡度越大,则该城市的地形起伏越大,修建高铁的难度和成本就越高,从而越不容易有高铁修建,符合于经济直觉,也一致于李欣泽等(2017)的研究结论。在 IV 第二阶段回归中,高铁开通的估计系数为负,并通过 1% 的显著性水平检验,表明高铁开通显著降低雾霾污染水平,一致于前文的结论。同时,两种设定的第一阶段 F 值分别为 10.250 和 4.082,后者小于 10,表明第二种设定存在弱工具变量的可能。但结合前文一系列的稳健性检验,可以认为“高铁开通具有减霾效应”这一核心结论是可靠的。

表 8 工具变量的回归结果

	第一种设定		第二种设定	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
高铁开通		-0.6129 *** (0.0648)		-0.2328 *** (0.0563)
坡度×2003 年虚拟变量	-0.0479 *** (0.0168)		-0.0159 (0.0165)	
坡度×2004 年虚拟变量	-0.0506 *** (0.0166)		-0.0122 (0.0164)	
坡度×2005 年虚拟变量	-0.0652 *** (0.0160)		-0.0087 (0.0161)	

续表				
	第一种设定		第二种设定	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
坡度×2006 年虚拟变量	−0.0720 *** (0.0157)		−0.0067 (0.0159)	
坡度×2007 年虚拟变量	−0.0901 *** (0.0157)		−0.0032 (0.0157)	
坡度×2008 年虚拟变量	−0.0951 *** (0.0155)		0.0046 (0.0154)	
坡度×2009 年虚拟变量	−0.0882 *** (0.0138)		0.0160 (0.0148)	
坡度×2010 年虚拟变量	−0.0730 *** (0.0129)		0.0148 (0.0150)	
坡度×2011 年虚拟变量	−0.0683 *** (0.0126)		−0.0119 (0.0159)	
坡度×2012 年虚拟变量	−0.0655 *** (0.0124)		−0.0403 ** (0.0163)	
坡度×2013 年虚拟变量	−0.0532 *** (0.0110)		−0.0301 * (0.0162)	
坡度×2014 年虚拟变量	−0.0202 ** (0.0080)		−0.0086 (0.0127)	
坡度×2015 年虚拟变量	−0.0062 (0.0056)		−0.0075 (0.0092)	
第一阶段 F 值		10.250		4.082
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	否	是	是
观测值	3763	3695	3695	3695
R ²	0.4000	0.3176	0.4989	0.2319

注:括号内数值为聚类到地级市层面的稳健标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著水平。

5 机制分析

前文的分析表明,高铁开通显著降低了雾霾污染水平。那么,高铁开通是如何降低雾霾污染水平的呢?为了考察高铁开通对雾霾污染的影响机制,本文参照 Qin(2017)、Gao et al.(2018)的做法,设定如下计量模型:

总体效应: $M_{it} = \beta_0 + \beta_1 HSR_{it} + Z_{it}\xi + u_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$ (5)

动态效应: $M_{it} = \beta_0 + \sum_{k \geq -7, k \neq -1}^7 \beta_k D_{it}^k + Z_{it}\xi + u_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$ (6)

其中, i 和 t 分别表示城市和年份; Z_{it} 表示一组控制变量; u_i 和 λ_t 分别表示城市个体效应和年份效应; ϵ_{it} 表示随机误差项。方程(5)的总体效应方程类似于方程(1)的设定,方程(6)的动态效应方程类似于方程(4)的设定。根据前文理论机制的分析,本文从规模效应、结构效应和技术效应三条途径入手,选取七类变量作为方程(5)和(6)的被解释变量 M_{it} 。具体地,规模效应以实际人均GDP和人均电力消费(均取对数)来表示;结构效应以产业结构和要素禀赋结构来表示,前者以第二产业增加值占GDP的比重、第三产业增加值占GDP的比重、第三产业增加值与第二产业增加值的比值衡量,后者以资本存量与劳动力的比值(取对数)衡量,资本存量通过永续盘存法计算;技术效应以创新水平和人力资本来表示,前者以城市综合创新指数衡量,数据来源于《中国城市和产业创新力报告》(寇宗来和刘学悦,2017),后者以大学生比重(普通高校在校学生数占人口总数的比重)衡量。同时,方程(5)和(6)中纳入如下控制变量:人均道路面积、FDI比重、人口密度、科技支出和财政支出,这些变量的度量一致于上文。

表9报告了基于方程(5)高铁开通对雾霾污染的影响机制的回归结果。

①规模效应的估计结果见表9第(1)和(2)列。可以发现,实际人均GDP方程中,高铁开通的估计系数为负,并通过1%的显著性水平检验,说明高铁开通降低实际人均GDP,一致于Gao et al.(2018)、Lin et al.(2019)的结论。考虑到经济发展与雾霾污染可能存在非线性关系,高铁开通通过经济发展这一途径影响雾霾污染存在效应的不确定性。与此同时,人均电力消费方程中,高铁开通的估计系数显著为负,说明高铁开通有利于降低人均电力消费。鉴于中国煤炭发电占主导的事实,电力等能源消费一般与雾霾污染呈正向变动关系,因此高铁开通降低人均电力消费有利于降低雾霾污染水平。总而言之,上述结论表明高铁开通凭借降低规模效应中的能源消费而抑制雾霾污染。②结构效应的估计结果见表9第(3)至(6)列。不难发现,高铁开通显著降低了二产比重,并增加了三产比重,进而提升了三产与二产的比值,意味着高铁开通调整了产业结构,一致于Lin(2017)、Dong(2018)的结论。同时,高铁开通显著降低了资本劳动比,说明高铁开通有利于劳动密集型产业的发展,这对于雾霾污染治理起到积极作用。③技术效应的估计结果见表9第(7)和(8)列。可以发现,高铁开通显著提升了城市创新指数和大学生比重,进而提高技术创新水平,类似Wang et al.(2018)的结论。作为高级人才的代表,大学生比重提升有利于提高城市人力资本水平。城市创新水平和人力资本水平越高,越有利于促进环保技术和绿色技术的进步。总之,高铁开通凭借降低规模效应中的能源消费、调整产业结构和要素禀赋结构以及提升创新技术水平等渠道降低雾霾污染水平,证实了研究假说2。

表 9 机制分析的回归结果:方程(5)的总体效应

	规模效应		结构效应				技术效应	
	实际人均 GDP	人均电力消费	二产比重	三产比重	三产/二产	资本存量/劳动力	创新指数	大学生比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
高铁开通	-0.0407*** (0.0118)	-0.0602* (0.0323)	-1.3463** (0.5245)	0.7493* (0.3859)	0.0495** (0.0202)	-0.0657** (0.0272)	0.2743*** (0.0398)	0.2697*** (0.0596)
人均道路面积	0.0077 (0.0133)	0.0655* (0.0352)	0.3491 (0.8279)	0.1871 (0.4826)	-0.0095 (0.0341)	0.1085*** (0.0408)	-0.0660 (0.0415)	-0.1138 (0.0744)
FDI 比重	0.0000 (0.0041)	-0.0035 (0.0051)	0.3184*** (0.1027)	-0.3710*** (0.0976)	-0.0201*** (0.0059)	0.0363*** (0.0096)	-0.0275** (0.0135)	-0.0610** (0.0282)
人口密度	-0.1050 (0.1890)	0.3807 (0.3581)	-1.9393 (4.7675)	9.8646*** (3.0337)	0.3264** (0.1483)	-0.8144** (0.3656)	0.4905 (0.4932)	1.2504 (0.8422)
科技支出	-0.0044 (0.0037)	-0.0068 (0.0088)	-0.5904** (0.2357)	0.3233* (0.1644)	0.0211** (0.0088)	-0.0505*** (0.0144)	0.1488*** (0.0371)	0.0708** (0.0321)
财政支出	-0.0084*** (0.0019)	-0.0015 (0.0045)	0.0362 (0.0707)	-0.0323 (0.0423)	-0.0017 (0.0031)	0.0048* (0.0028)	-0.0283*** (0.0059)	-0.0164** (0.0076)
常数项	9.4874*** (1.0890)	3.9193* (2.0727)	54.7078** (27.5877)	-19.4258 (17.5242)	-0.9175 (0.8493)	15.9392*** (2.1033)	-2.0561 (2.8353)	-5.7448 (4.8636)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3763	3698	3763	3762	3762	3763	3763	3696
R ²	0.5447	0.6230	0.2455	0.3687	0.2333	0.8926	0.7875	0.3569

注:括号内数值为聚类到地级市层面的稳健标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著水平。

为了进一步考察高铁开通凭借规模效应、结构效应和技术效应三条渠道影响雾霾污染的动态效应,本文利用事件分析法估计方程(6),并绘制了高铁开通的估计系数 β_k 的估计值及其相应 95% 的置信区间,见图 6。①规模效应。由图 6(a)可知,高铁开通前,高铁开通城市(处理组)的实际人均 GDP 显著高于未开通城市(控制组);高铁开通后第 2~5 年,处理组的实际人均 GDP 显著低于控制组,这表明高铁开通对实际人均 GDP 的抑制效应。由图 6(b)可知,人均电力消费在高铁开通前后的变化趋势类似于实际人均 GDP,高铁开通前第 7 和 6 年以及开通前第 4 和 3 年,处理组的人均电力消费显著高于控制组;与此相反,高铁开通后第 4 和 5 年,处理组的人均电力消费显著低于控制组。这种反差体现了高铁开通对人均电力消费的抑制效应。②结构效应。由图 6(c)至图 6(e)可知,高铁开通对二产比重的抑制效应出现在开通后的第 2~4 年;高铁开通

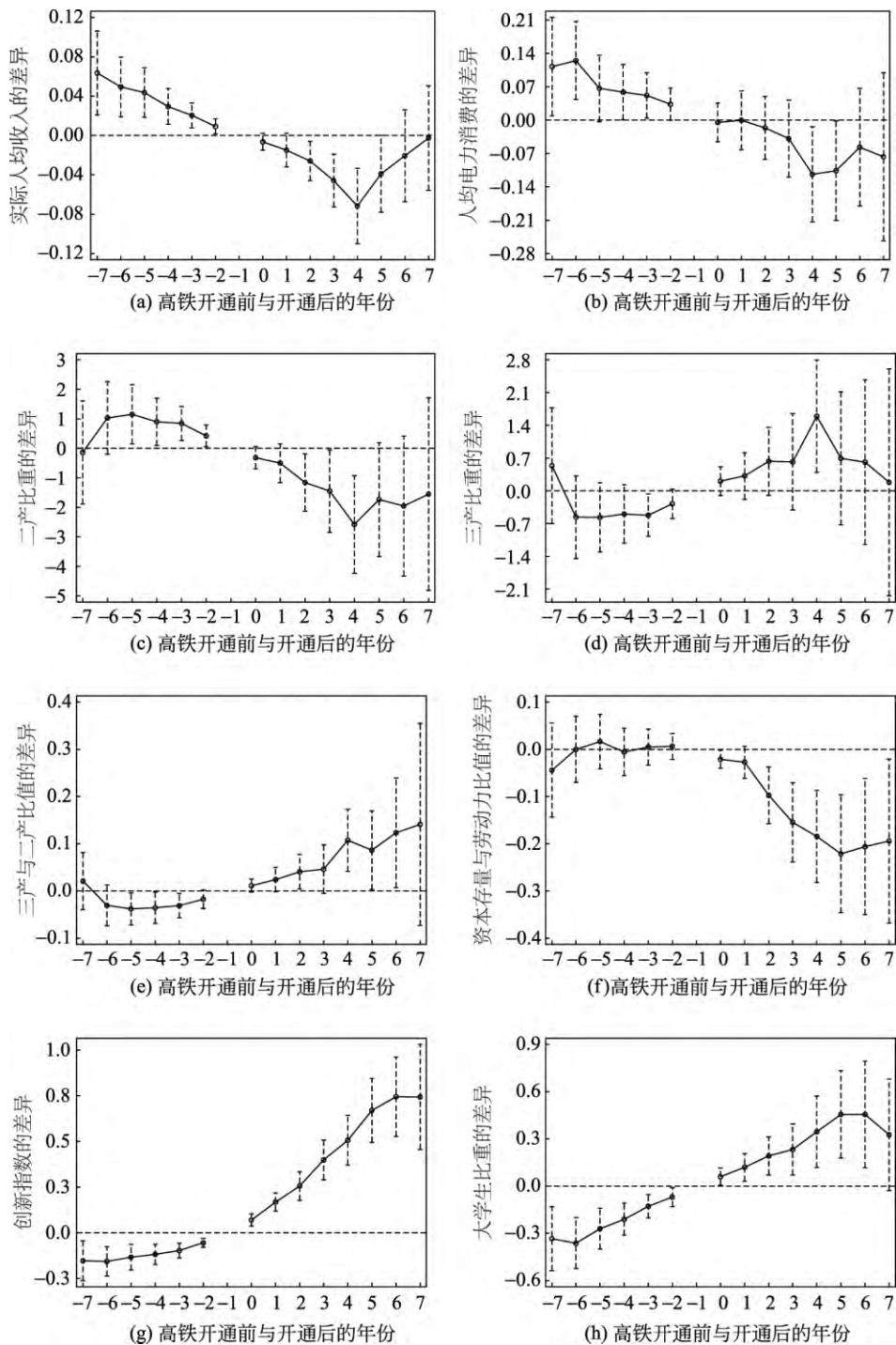


图6 事件分析法:方程(6)的动态效应

注:图中小圆圈为估计系数,虚线为估计系数95%的置信区间。

对三产比重的促进效应出现在开通后的第3年;高铁开通对三产与二产的比值的提升效应出现在开通后的第2年以及第4~6年。由图6(f)可知,高铁开通对资本劳动比的促进效应出现在开通当年以及开通后的第2~7年。③技术效应。由图6(g)可知,高铁开通对创新的影响较为显著,从高铁开通的当年一直到开通后的第7年,促进效应逐渐增大。由图6(h)可知,高铁开通对大学生比重的提升效应出现在开通当年以及开通后的第1~6年。

6 结论与政策建议

自2008年中国第一条京津城际高铁开通以来,高铁迅猛发展,对经济、结构、技术等方面产生日益显著的影响,这进一步影响到雾霾污染。然而,既有文献主要关注高铁对经济发展、劳动力市场、房价等方面的影响,并且雾霾治理的文献也没有关注高铁的作用。鉴于此,本文将高铁在不同城市、不同时间的开通视为一次准自然实验,采用2003—2016年中国285个城市的面板数据,使用渐进性的双重差分方法估计了高铁开通对雾霾污染的影响及其作用机制。研究发现:(1)高铁开通不受当地雾霾污染水平的影响,并且高铁开通城市与未开通城市满足共同趋势假设;(2)整体上,相比于未开通城市,高铁开通城市的 $PM_{2.5}$ 地表浓度平均降低1.81%,意味着高铁开通带来了环境红利;从动态效应上看,高铁开通的减霾效应出现在开通后的第一年和第二年;(3)高铁开通对雾霾污染的影响存在异质性,减霾效应在东中部城市、沿海城市、非资源型城市以及高创新水平城市、高人力资本水平城市更加显著;(4)机制分析表明,高铁开通凭借规模效应、结构效应和技术效应三条途径降低了雾霾污染水平。此外,本文通过PSM-DID方法、安慰剂检验、工具变量方法等方式确保研究结论的稳健性。

高铁等基础设施的建设需要中央政府和各级地方政府投入大量的人力、物力和财力,在财政预算约束的情况下受到的质疑较多,高铁亏损运行的新闻也常常见诸报端。高铁作为政府提供的公共产品,主要目标是实现社会福利的最大化,而不一定需要盈利,更不应该停留于高铁票价是否能够覆盖运营成本等有失公允的话题。因此,有效评估高铁的福利效应具有重要的现实意义,并且高铁的福利效应不仅仅包括经济效应,还应该包括环境、健康等公共福利效应。鉴于此,本文从环境福利的角度提供了高铁开通带来额外收益的证据。结合核心研究结论,本文认为应持续增加高铁网络密度,提升高铁的环境福利效应。高铁作为新时代最重要的基础设施之一,加速了人流、物流、信息流的跨区域流动,对提升能源使用效率、优化产业结构、提高技术水平等方面发挥了积极作用。同时,应优化高铁网络布局,加大对西部城市和内陆城市的投资力度,因势利导地合理规划和引导欠发达地区的高铁建设,从而构建一体化的高铁网络。

即努力改变高铁网络“中西部地区相对稀疏”的实际情形,缩小地区间的高铁发展差距,从而充分发挥内陆地区高铁开通的减霾效应。

参考文献

- 陈诗一, 陈登科. 2018. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, (2): 20-34.
- Chen S Y, Chen D K. 2018. Air pollution, government regulations and high-quality economic development[J]. *Economic Research Journal*, (2): 20-34. (in Chinese)
- 杜兴强, 彭妙薇. 2017. 高铁开通会促进企业高级人才的流动吗? [J]. 经济管理, 39(12): 89-107.
- Du X Q, Peng M W. 2017. Do high-speed trains motivate the flow of corporate highly educated talents? [J]. *Business Management Journal*, 39(12): 89-107. (in Chinese)
- 高明, 陈丽强, 郭施宏. 2018. 轨道交通、BRT 与空气质量——一个城市异质性的视角[J]. 中国人口·资源与环境, 28(6): 73-79.
- Gao M, Chen L Q, Guo S H. 2018. Rail transit, BRT and air quality: A view of urban heterogeneity[J]. *China Population, Resources and Environment*, 28(6): 73-79. (in Chinese)
- 黄寿峰. 2017. 财政分权对中国雾霾影响的研究[J]. 世界经济, (2): 127-152.
- Huang S F. 2017. A study of impacts of fiscal decentralization on smog pollution [J]. *The Journal of World Economy*, (2): 127-152. (in Chinese)
- 寇宗来, 刘学悦. 2017. 中国城市和产业创新力报告 2017[R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心.
- Kou Z L, Liu X Y. 2017. FIND report on city and industrial innovation in China (2017)[R]. Shanghai: Fudan Institute of Industrial Development, School of Economics, Fudan University. (in Chinese)
- 梁若冰, 席鹏辉. 2016. 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[J]. 中国工业经济, (3): 83-98.
- Liang R B, Xi P H. 2016. Heterogeneous effects of rail transit on air pollution: An empirical study with RDID[J]. *China Industrial Economics*, (3): 83-98. (in Chinese)
- 刘冲, 周黎安. 2014. 高速公路建设与区域经济发展: 来自中国县级水平的证据[J]. 经济科学, (2): 55-67.
- Liu C, Zhou L A. 2014. Highway construction and regional economic

- development: Evidence from Chinese counties[J]. *Economic Science*, (2): 55-67. (in Chinese)
- 刘勇政, 李岩. 2017. 中国的高速铁路建设与城市经济增长[J]. *金融研究*, (11): 18-33.
- Liu Y Z, Li Y. 2017. High-speed rails and city economic growth in China[J]. *Journal of Financial Research*, (11): 18-33. (in Chinese)
- 陆铭, 冯皓. 2014. 集聚与减排: 城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J]. *世界经济*, (7): 86-114.
- Lu M, Feng H. 2014. Agglomeration and emission reduction: An empirical study on the impact of urban size gap on industrial pollution intensity[J]. *The Journal of World Economy*, (7): 86-114. (in Chinese)
- 马丽梅, 张晓. 2014. 中国雾霾污染的空间效应及经济、能源结构影响[J]. *中国工业经济*, (4): 19-31.
- Ma L M, Zhang X. 2014. The spatial effect of China's haze pollution and the impact from economic change and energy structure [J]. *China Industrial Economics*, (4): 19-31. (in Chinese)
- 秦蒙, 刘修岩, 仝怡婷. 2016. 蔓延的城市空间是否加重了雾霾污染——来自中国PM_{2.5}数据的经验分析[J]. *财贸经济*, 37(11): 146-160.
- Qin M, Liu X Y, Tong Y T. 2016. Does urban sprawl exacerbate haze pollution: An empirical study of fine particles (PM_{2.5}) in Chinese cities[J]. *Finance & Trade Economics*, 37(11): 146-160. (in Chinese)
- 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 2016. 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*, (9): 73-88.
- Shao S, Li X, Cao J H, et al. 2016. China's economic policy choices for governing smog pollution: Based on spatial spillover effects [J]. *Economic Research Journal*, (9): 73-88. (in Chinese)
- 沈坤荣, 金刚. 2018. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. *中国社会科学*, (5): 92-115.
- Shen K R, Jin G. 2018. The policy effects of local governments' environmental governance in China: A study based on the evolution of the "River-Director" system[J]. *Social Sciences in China*, (5): 92-115. (in Chinese)
- 石大千, 丁海, 卫平, 等. 2018. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. *中国工业经济*, (6): 117-135.
- Shi D Q, Ding H, Wei P, et al. 2018. Can smart city construction reduce environmental pollution[J]. *China Industrial Economics*, (6): 117-135. (in Chinese)

- 李欣泽,纪小乐,周灵灵. 2017. 高铁能改善企业资源配置吗?——来自中国工业企业数据库和高铁地理数据的微观证据[J]. 经济评论, (6): 3-21.
- Li X Z, Ji X L, Zhou L L. 2017. Can high-speed railway improve enterprises' resource allocation? Micro-Evidence from the annual survey of industrial firms in China and high-speed railway geographic data[J]. *Economic Review*, (6): 3-21. (in Chinese)
- 施震凯,邵军,浦正宁. 2018. 交通基础设施改善与生产率增长: 来自铁路大提速的证据[J]. 世界经济, 41(6): 127-151.
- Shi Z K, Shao J, Pu Z N. 2018. Effects of quality improvements in transportation infrastructure on total factor productivity growth: Evidence of Chinese railway speed acceleration[J]. *The Journal of World Economy*, 41(6): 127-151. (in Chinese)
- 汪伟,刘玉飞,彭冬冬. 2015. 人口老龄化的产业结构升级效应研究[J]. 中国工业经济(11): 47-61.
- Wang W, Liu Y F, Peng D D. 2015. Research on effects of population aging on industrial upgrading [J]. *China Industrial Economics*, (11): 47-61. (in Chinese)
- 张克中,陶东杰. 2016. 交通基础设施的经济分布效应——来自高铁开通的证据[J]. 经济学动态, (6): 62-73.
- Zhang K Z, Tao D J. 2016. Economic distribution effect of transportation infrastructure: Evidence from the opening of high-speed railway[J]. *Economic Perspectives*, (6): 62-73. (in Chinese)
- 张梦婷,俞峰,钟昌标,等. 2018. 高铁网络、市场准入与企业生产率[J]. 中国工业经济, (5): 137-156.
- Zhang M T, Yu F, Zhong C B, et al. 2018. High-speed railways, market access and enterprises' productivity[J]. *China Industrial Economics*, (5): 137-156. (in Chinese)
- 周玉龙,杨继东,黄阳华,等. 2018. 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, (5): 118-136.
- Zhou Y L, Yang J D, Huang Y H, et al. 2018. Study on the impact of high speed rail on land price and its mechanism: Evidence from micro land transactions[J]. *China Industrial Economics*, (5): 118-136. (in Chinese)
- Chandra A, Thompson E. 2000. Does public infrastructure affect economic activity?: Evidence from the rural interstate highway system[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 30(4): 457-490.
- Chang T, Graff Zivin J, Gross T, et al. 2016. Particulate pollution and the

- productivity of pear packers [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(3): 141-169.
- Chen Y S, Whalley A. 2012. Green infrastructure: The effects of urban rail transit on air quality[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(1): 58-97.
- Diao M. 2018. Does growth follow the rail? The potential impact of high-speed rail on the economic geography of China[J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 113: 279-290.
- Dong X F. 2018. High-speed railway and urban sectoral employment in China[J]. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 116: 603-621.
- Duflo E, Pande R. 2007. Dams[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2): 601-646.
- Ebenstein A, Fan M Y, Greenstone M, et al. 2017. New evidence on the impact of sustained exposure to air pollution on life expectancy from China's Huai River policy[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 114(39): 10384-10389.
- Faber B. 2014. Trade integration, market size, and industrialization: Evidence from China's national trunk highway system[J]. *Review of Economic Studies*, 81(3): 1046-1070.
- Gao Y Y, Song S F, Sun J, et al. 2018. Does high-speed rail really promote economic growth? Evidence from China's Yangtze River delta region [R]. Working Paper.
- Grossman G M, Krueger A B. 1991. Environmental impacts of a North American free trade agreement[R]. Working Paper.
- Li N, Chen J P, Tsai I C, et al. 2016a. Potential impacts of electric vehicles on air quality in Taiwan[J]. *Science of the Total Environment*, 566-567: 919-928.
- Li P, Lu Y, Wang J. 2016b. Does flattening government improve economic performance? Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 123: 18-37.
- Lin F Q, Tang Y, Yu F, et al. 2019. High-speed railway to success? The effects of HSR connection on regional economic development in China[J]. *Journal of Regional Science*, 59(4): 1-20.
- Lin Y T. 2017. Travel costs and urban specialization patterns: Evidence from China's high speed railway system[J]. *Journal of Urban Economics*, 98: 98-123.
- Luo Z, Wan G H, Wang C, et al. 2018. Urban pollution and road infrastructure: A case study of China[J]. *China Economic Review*, 49: 171-183.
- Qin Y. 2017. 'No county left behind?' The distributional impact of high-speed rail

- upgrades in China[J]. *Journal of Economic Geography*, 17(3): 489-520.
- Shao S, Tian Z H, Yang L L. 2017. High speed rail and urban service industry agglomeration: Evidence from China's Yangtze River Delta region[J]. *Journal of Transport Geography*, 64: 174-183.
- Wang X, Xie Z, Zhang X B, et al. 2018. Roads to innovation: Firm-level evidence from People's Republic of China (PRC) [J]. *China Economic Review*, 49: 154-170.
- Zhang S L, Li Y, Hao Y, et al. 2018. Does public opinion affect air quality? Evidence based on the monthly data of 109 prefecture-level cities in China[J]. *Energy Policy*, 116: 299-311.
- Zheng S Q, Kahn M E. 2013. China's bullet trains facilitate market integration and mitigate the cost of megacity growth[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 110(14): E1248-E1253.

Green High-Speed Railway: Does High-Speed Railway Reduce Haze Pollution ?

Hua Zhang^{1,2} Feng Feng³

(1. School of Business Administration, Nanjing Audit University;

2. School of Economics, Fudan University;

3. Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract In recent years, the rapid development of China's high-speed railway has an increasingly significant impact on the economy, structure, technology and so on, which further affects haze pollution. Therefore, it is urgent to examine the effect of high-speed railway on haze pollution. Using the opening of the high-speed railway as a quasi-natural experiment, this paper investigates the causal impact of high-speed railway on haze pollution, based on the panel dataset of 285 prefecture-level cities in China from 2003 to 2016 and the method of the difference-in-differences (DID) model. The empirical results show that PM_{2.5} concentration of the treated cities is 1.81% lower than the control cities. That's to say, the opening of high-speed railway has brought environmental dividends. From the perspective of dynamic effects, the haze reduction effect appears between the first year and the second year after the opening of the high-speed railway. Meanwhile, the impact of high-speed railway on haze pollution is heterogeneous. Specifically, the haze reduction effect is more significant in the samples of eastern and central cities, coastal cities, non-resource

cities, cities with high innovation and cities with high human capital. In addition, the mechanism analysis shows that high-speed railway reduces haze pollution by scale effect, structure effect and technology effect. In terms of environmental welfare, the total value of statistical lives saved due to the haze reduction effect of high-speed railway in the sample period is about 970 million in 1997 CNY. This paper enriches the relevant literature on high-speed railway and haze pollution, and provides environmental evidence for the economic and social benefit evaluation of high-speed railway construction from the perspective of haze pollution.

JEL Classification H41, O13, R41