

高铁开通能提升城市绿色全要素生产率吗?

汪克亮 庞素勤 张福琴

(中国海洋大学 经济学院, 山东 青岛 266100)

摘要: 将高铁开通视为一项准自然实验,基于2006—2016年中国281个地级市的面板数据,创新性地将社会网络分析与连续双重差分法相结合,实证验证高铁开通以及高铁网络对城市绿色全要素生产率的影响,并进一步分析其影响路径及空间溢出效应。研究发现:高铁开通能够显著提升城市绿色全要素生产率,但是驱动效应在城市规模、区位、地理圈层和等级方面存在显著的异质性;高铁开通对城市绿色全要素生产率的影响存在明显的滞后性,这一效应在高铁开通后第2年开始显现,而在第4年开始减弱;随着城市在高铁网络中的重要性不断提升,高铁开通对城市绿色全要素生产率的提升效应将不断增强;高铁开通间接带来的技术创新效应和结构优化效应是驱动城市绿色全要素生产率提升的主要力量,且均存在时滞,而直接替代效应尚未显现;另外,高铁开通对邻近城市绿色全要素生产率存在显著的正向空间溢出效应。研究结论进一步完善了高铁的经济环境效应评估,为理解高铁与城市发展质量之间的关系提供了新的经验证据,对优化高铁布局也有重要启示意义。

关键词: 高铁; 绿色全要素生产率; 连续双重差分法; 社会网络分析; 空间溢出

中图分类号: F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-9301(2021)03-0112-16

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.03.009

一、引言

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,要推动经济发展质量变革、效率变革和动力变革,提高全要素生产率是重要路径^[1-2]。过去四十多年,中国借助改革开放提升了经济发展规模和比较优势,创造了经济增长奇迹,这对国内全要素生产率产生了深层次影响,但粗放的发展模式也带来了严重的环境污染和生态破坏,由此驱动的经济高速增长没有可持续性^[3]。同时,受新冠肺炎疫情影响,国际供应链被破坏,消费需求被抑制,全球经济增速持续走低,中国发展所面临的外部环境不确定性增大^[2],国际大循环动能弱化,依靠出口拉动的“外向型”经济增长方式难以维系。面对国内外发展环境的深刻变化,中共中央政治局常务委员会会议和党的十九届五中全会分别于2020年5月和10月提出“构建国内国际双循环相互促进的新发展格局”和“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”的迫切要求,这说明畅通国内大循环成为未来推动经济可持续发展的重要力量。在集中力量打造国内大循环的背景下,能否以交通基础设施改善为契机推动全要素生产率提升就自然而然成为中国经济可持续发展的关键所在。

收稿日期:2021-02-19; 修回日期:2021-04-20

作者简介: 汪克亮(1980—),男,安徽枞阳人,管理学博士,中国海洋大学经济学院教授、博士生导师,研究方向为区域可持续发展;庞素勤(1996—),女,山西汾西人,中国海洋大学经济学院硕士研究生,研究方向为公共政策评估;张福琴(1994—),女,山东济宁人,中国海洋大学经济学院博士研究生,研究方向为区域经济学。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71973131);国家自然科学基金面上项目(71973132);国家社会科学基金重大专项研究项目(19VHQ002)

近年来,众多国内外学者关注于交通基础设施建设的影响效应研究,其中经济效应和环境效应是关注的热点。学术界对交通基础设施建设与区域经济发展的关系尚未达成一致意见。一方面,随着交通基础设施不断完善,各种生产生活要素将依托交通网络向沿线城市扩散,这使得区域中心城市对邻近城市的溢出效应增强,整体区域经济发展水平得以提升。另一方面,虽然交通基础设施水平的提升能够有效压缩城市间的时空距离,提升要素配置效率,降低运输和交易成本,但要素的逐利性可能驱使其集聚于区域中心城市,这导致区域内经济发展差距进一步扩大。总之,交通基础设施建设可以有效加强区域间的经济联系。20世纪中后期出现的高铁是交通领域内的一项重大技术突破,高铁的大规模建设代表区域交通基础设施水平获得重大提升。由此,城市间的时空距离大大缩短,区域经济发展格局发生重大改变。事实上,已有大量研究对高铁的经济效应进行验证,其中针对德国、法国、西班牙、意大利、日本和中国等多个国家的高铁进行的实证研究表明,高铁能显著推动区域经济发展^[4-5]。Vickerman *et al.*^[6]从微观企业层面发现高铁开通能改变企业的空间布局,使更多企业聚集于高铁站附近,便利的交通条件,使得企业的经营效率得以提升,从而有利于区域经济发展。周玉龙等^[7]发现,高铁开通引致的城市可达性变化会提升开通地区的房地产价格。王兰^[8]指出,高铁开通加强了城市与更大规模市场和更高效产业链间的联系,从而改善了城市经济发展条件。刘勇政和李岩^[9]的研究表明,高铁通过提升城市间交通可达性促进经济增长。然而,高铁开通对区域可达性的提升存在空间上的非均衡性,从而导致高铁的正向经济效应存在不确定性。Coto-Millán and Inglada^[10]以欧盟国家的高铁网络为研究对象,发现欧洲中部城市明显受益于高铁带来的区域可达性提升,而处于欧洲边缘的城市则进一步被边缘化。Hall^[11]的研究也表明,高铁开通对沿线中心城市的发展产生了积极影响,同时对边缘的非中心城市产生了不利的“极化效应”。张克中和陶东杰^[12]发现,高铁开通促使生产要素从沿线非中心城市转移至中心城市,即产生“虹吸效应”,进一步加大了城市间发展的不平衡,抑制了经济增长。

随着全球生态环境问题日益突出,交通基础设施的环境效应也引起了众多学者的关注。Luo *et al.*^[13]发现,随着城市道路密度提升,交通拥堵状况将得到较大程度改善,交通工具移动速度的提高使得能耗下降,废气排放量减少,城市PM₁₀浓度下降。一些学者基于新型交通工具进行研究同样发现交通基础设施具有污染减排效应。梁若冰和席鹏辉^[14]以中国14个城市开通的45条城市轨道交通线路为研究对象发现,轨道交通对出租车出行产生替代作用,有助于缓解城市交通拥堵,进而产生显著的空气污染减排效果。高明等^[15]同样发现城市轨道交通和快速公交系统的开通能够显著提升空气质量。那么,同样作为新型交通工具,高铁能否与城市轨道交通一样具有正向环境效应?目前虽有部分学者进行了相关研究,但尚未达成一致意见。一种观点是高铁开通具有显著的污染减排效果。如:Dalkic *et al.*^[16]以土耳其高铁作为研究对象发现,高铁与传统交通方式相比较少使用化石能源,由此促进碳排放量下降;张华和冯烽^[17]发现高铁开通使城市PM_{2.5}浓度降低1.81%,这表明高铁开通存在显著的减霾效应;范小敏和徐盈之^[18]实证发现,高铁开通通过收入效应和集聚效应降低工业污染排放强度,有利于城市污染减排。另一种观点是高铁开通会对生态环境产生负面影响。如:Shu *et al.*^[19]发现,高铁建设环节对澳大利亚生态环境造成显著的负面影响,主要原因在于高铁建设产生大量钢筋、混凝土等建筑材料需求,而建筑材料的生产将不可避免地消耗化石能源并产生废水、废气排放,进而对生态环境产生负面影响;Kaewunruen *et al.*^[20]对京沪高铁进行研究同样发现,高铁生命周期中线路建设阶段的能源消耗和碳排放量最大。

综上所述,虽然已有众多文献对高铁开通的影响效应进行了深入讨论,但这些研究均基于单一视角,要么是考察高铁开通的经济效益,要么是关注其环境影响,而没有将二者有机结合起来,从可持续发展视角系统探究高铁开通的经济环境综合影响效应,进而导致相关对策措施的片面性。为此,本文将绿色全要素生产率(GTFP)作为经济效益与环境影响的综合考量指标,将中国各城市开通

高铁视为一项准自然实验,基于 2006—2016 年中国 281 个城市的面板数据,结合多期双重差分(DID)与社会网络分析(SNA)方法深入探讨高铁开通与高铁网络对中国城市 GTFP 的影响机制及空间溢出效应。本文的边际贡献主要体现在如下三个方面:第一,从交通基础设施助推城市高质量发展的视角,验证高铁开通对中国城市 GTFP 提升的重要影响,拓展了高铁影响效应的研究视角,也为在着力打造国内大循环的背景下,通过高铁开通促进国内市场空间纵深化利用与整合,进而有效提升城市 GTFP 提供了一种全新的思路;第二,在理论机制分析的基础上,结合多期 DID 与 SNA 方法综合评估高铁开通和高铁网络对城市 GTFP 的影响,并进一步利用空间计量方法考察这种影响的空间溢出效应;第三,分别从城市规模、所处地域、所处地理圈层和城市等级四个角度进行异质性分析,进而为不同类型城市高效利用高铁开通的机遇提升 GTFP 提供对策建议。

二、理论机制与研究假说

长期以来,我国的高铁建设落后于发达国家,但近年来,随着高铁技术不断成熟,运营里程不断增加,高铁建设浪潮逐渐兴起,高铁已成为中国优势装备走向世界的一张靓丽名片。自 2008 年中国首条高铁(京津城际高铁)开通以来,经过数年建设,截至 2015 年,中国的高铁营业总里程累计已达 1.9 万公里,跃居世界第一,“四纵四横”的交通网络已形成。然而,中国的高铁网络建设并未停滞不前,国务院 2016 年修编的《中长期铁路网规划》提出新的发展目标,即到 2025 年中国的高铁运营里程突破 3.8 万公里,建成联通特大城市和省会城市的“八纵八横”高铁网络。作为现代化新型快捷的客运交通方式,与普通列车相比高铁具有如下两个优势:首先,高铁的运行速度快,为普通铁路的 3 倍;其次,凭借先进的信号控制系统,高铁的发车密度与安全性也远远优于普通铁路。基于以上高运行速度和密度的优点,高铁开通一方面可以对传统客运交通方式产生直接的替代效应,另一方面,也可以带来显著的时空收敛和压缩效应,减少生产、生活要素的流动壁垒,降低信息沟通成本,从而提高人流、物流和信息流的流动效率,对社会经济发展、产业结构和科技创新等方面产生强烈冲击,最终对城市 GTFP 产生影响。为此,本文将高铁这一研究对象与 Grossman and krueger^[21]的研究思路相结合,从替代效应、技术创新效应和结构优化效应三个方面对高铁开通影响城市 GTFP 的机制进行分析。

第一,替代效应。与传统道路和铁路交通运输方式相比,高铁具有输送能力大、速度快、能源消耗低、环境影响小、正点率高和安全性好的优势。为此,高铁将会对传统交通运输方式产生直接的替代作用,且这一作用的环境经济影响具有不确定性。首先,替代效应能够通过优化交通运输结构和改善交通拥堵两条路径对环境经济产生积极影响。一方面,由于高铁能源利用效率高且污染物排放较少,其对传统交通方式的替代将优化城市交通运输结构,减轻交通运输部门带来的环境污染;另一方面,高铁开通的替代效应也能缓解公路交通压力,一定程度减轻交通拥堵,提高机动车的移动速度与能源使用效率,促进资源配置效率提高和节能减排。其次,抑制作用主要表现为高铁的创造效应。高铁开通对要素流动壁垒的削减可能诱发与刺激新的要素跨区域流动需求,能源消费量随之增加,不利于污染减排。已有学者从替代效应视角出发对高铁的经济环境影响进行实证研究。祝树金等^[22]发现,高铁对部分公路交通原有客运量的替代有助于区域生态环境的改善。Chen *et al.*^[23]、张华和冯烽^[17]认为尽管高铁可以通过对传统交通方式的替代实现污染减排,但高铁开通带来的产出规模扩张也会增加污染排放,从而反向抵消减排效果,最终对环境产生负面影响。可以发现,高铁的替代效应能够对经济环境产生影响,而 GTFP 作为衡量生态环境和经济发展效益的综合指标必将受到影响。

第二,技术创新效应。交通基础设施是区域创新系统或创新网络的重要组成部分,交通网络越完善,越容易形成发达的创新网络。高铁的技术创新效应主要表现在人才集聚、投资要素集聚和知识溢出三个方面。首先,人力资本是城市实现技术进步的重要条件。高铁开通能通过缩短城市间时

空距离扩大企业的市场规模,促使高铁城市的企业数量和规模不断增加,众多优质的就业机会将进一步吸引人才集聚,进而助力城市技术创新。其次,城市创新活动的开展离不开资金支持。高铁开通使投资双方进行面对面交流与实地考察的成本大大降低,有助于提高异地风险投资的成功率,为高铁城市的创新活动提供充足的资金支持。最后,城市间的技术溢出与知识关联将通过高铁开通得以强化。这主要表现为高铁网络建设能进一步提升城市间通达性,加强以科研工作者和产品为载体的技术、知识溢出,最终推动区域整体创新水平提升。既有文献提供了相关的实证证据:Zheng and Kahn^[24]研究发现,在放松限制人口自由流动的户籍制背景下,高铁开通将使区域劳动力结构发生重大改变,具体表现在高素质劳动力将继续留在中心城市,且在此基础之上将吸引更多精英集聚,而一般劳动力将更多向普通城市转移。杜兴强和彭妙薇^[25]以中国的高铁作为研究对象发现,高铁开通将提升人才和投资要素的配置效率,促进城市创新活动的专业化水平提升。龙玉等^[26]实证研究发现,与非开通高铁城市相比,开通城市能吸引更多风险投资和创业者集聚,有助于推动地方经济创新发展。Dong^[27]发现,高铁开通降低了面对面(Face-to-Face)交流的时间成本,从而促进了创新知识外溢。综上,高铁开通有助于提升城市绿色生产技术和污染治理技术,进而提升城市GTFP。

第三,结构优化效应。由于高铁的安全、舒适和便捷性,其在客运市场中的竞争力越来越强。同时,与传统的农业和工业相比,服务业的发展对客运交通的依赖性更强,因此,高铁开通引致的客运交通能力提升将对服务业发展产生显著影响,具体表现为高铁开通能够提升服务业发展水平,进而优化产业结构和要素结构。一方面,高铁开通能提升城市间通达性,消费者跨区消费的成本降低,服务业的客流量显著增加,服务业占比随之扩大,最终将推动产业结构高级化和绿色化;另一方面,由于服务业在吸纳劳动力就业方面具有独特优势,其占比扩大必将提高劳动人口就业率,推动要素结构向劳动力密集型转变,实现要素结构合理化。产业和要素结构优化是提升城市GTFP的关键抓手。已有学者对高铁开通的结构优化效应进行了研究,如:李建明等^[28]发现,高铁开通显著带动了沿线新兴技术产业和高端服务业的发展,有助于地区产业结构升级;Wang *et al.*^[29]发现高铁开通能够显著提升沿线城市旅游业的竞争力;董艳梅和朱英明^[30]指出高铁能够推动城市第三产业中高附加值和消费性服务业的就业和发展;马红梅和郝美竹^[31]认为高铁建设积极促进了沿线城市生产性服务业集聚;Li and Xu^[32]以日本的新干线作为研究对象同样发现,高铁开通能够显著提升区域服务业发展水平。

基于以上理论机制分析,本文提出以下两个研究假说:

假说1:高铁开通对城市GTFP具有促进作用。

假说2:高铁开通凭借替代效应(直接效应)、技术创新效应和结构优化效应(间接效应)三条途径影响沿线城市GTFP。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文利用双重差分法(DID)检验高铁开通对城市GTFP的影响。首先,依据DID模型设立的基本原则,我们设立了两个虚拟变量:一是组别虚拟变量 $treat$,本文将高铁开通城市的 $treat$ 定义为1,其他城市定义为0,来描述处理组和控制组之间的差异;二是时间虚拟变量 $period$,本文将高铁开通之后年份的 $period$ 定义为1,开通高铁前的年份定义为0,用以区分高铁开通前后的差异。两个虚拟变量的交互项 $treat \times period$ 用 did 表示,是表示高铁开通的核心解释变量。其次,本文的研究对象为中国地级城市,在构建上述两个虚拟变量时进行了如下处理:(1)在构建组别虚拟变量时,剔除了数据

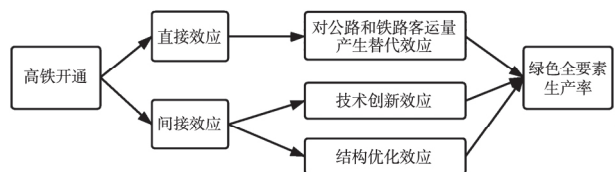


图1 高铁开通影响城市绿色全要素生产率的机制

缺失严重的西藏自治区地级市、香港和澳门特别行政区。此外,考虑到北京、天津和上海与其他地级城市相比经济发展水平较高且有较强的政策倾向,为了避免估计偏误,本文将这三个城市从样本中剔除。最终以 281 个地级城市作为研究样本,其中处理组城市 174 个,控制组城市 107 个。(2) 在构建时间虚拟变量时,本文参考张克中和陶东杰^[12]的划分方法,将上半年开通高铁作为本年开通,将下半年开通高铁作为下一年开通。同时,由于中国铁路总公司和欧盟将高铁定义为设计时速至少 250 公里且初期运营时速不小于 200 公里的铁路专线,而 2003 年开通的沈秦客运专线是在 2007 年提速后才达到高铁标准的,所以本文将沈秦客运专线开通的时间调整至 2007 年。

考虑到不同城市高铁开通的时间不一,本文设定如下多期 DID 模型来识别高铁开通对城市 GTFP 的影响,具体如式(1)所示:

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \sum_{i=1}^N b_j X_{it} + \varepsilon_i + \mu_t + \eta_{it} \quad (1)$$

其中 i 和 t 分别表示城市和时间, $GTFP$ 表示城市绿色全要素生产率。此外,考虑到高铁开通后处理组和控制组之间的 GTFP 差异可能对政策评估产生潜在影响,本文控制了一些其他可能影响城市 GTFP 的变量,用 X 代表,具体包括城市规模、财政支出、城市化水平、技术发展水平、经济发展水平、外商直接投资、基础设施建设和人力资本。 ε 、 μ 、 η 分别表示城市个体固定效应、时间固定效应和随机误差项。根据 DID 模型设立的基本原理,本文重点关注控制其他因素后核心解释变量 did 的系数 α_1 ,它代表了高铁开通对城市 GTFP 的净影响。

(二) 数据和变量说明

考虑到数据可得性和统计口径的一致性,本文的研究区间定为 2006—2016 年。实证分析所需数据主要包括两大类:测度城市 GTFP 时的投入产出变量和进行 DID 分析时所需的城市层面控制变量。

本文采用基于方向性距离函数的双期 Biennial Malmquist-Luenberger(BML) 生产率指数测算了城市 GTFP 并将其作为被解释变量,主要是考虑到该指数不仅可以避免传统 Malmquist 指数和 Malmquist-Luenberger 指数分解时线性规划不可行解问题,而且新时期加入数据集时,它不需要被重新计算且可以避免技术退步的情况出现^[33]。在测算过程中,本文选择的投入变量包括资本、劳动和能源消耗量。沿用多数文献的做法,本文将资本存量作为资本投入的代理变量,具体参考刘常青等^[34]的方法对城市资本存量进行推算并做出些许调整;劳动投入以城市单位从业人员期末人数近似代替;基于数据可得性,本文以城市用电量作为能源投入的代理变量。产出变量包括期望产出和非期望产出。期望产出用城市 GDP 表示,并以 2005 年为基期进行平减;非期望产出以城市 SO₂ 排放量、烟尘排放量、废水排放量为代表。

在开展高铁开通效应评估时,为了克服因遗漏变量而产生的内生性问题,本文在借鉴已有研究的基础上控制了一系列可能影响城市 GTFP 的因素,具体如下:城市规模以城市期末从业人数来近似表示;财政支出以政府实际财政支出总额来表示;城市化水平以城市建筑面积与总面积的比值来表示;技术发展水平以政府科学事业支出占财政总支出的比重来衡量;经济发展水平以城市人均 GDP 来衡量;此外,考虑到外商直接投资对 GTFP 的影响存在不确定性,可能存在“溢出效应”或“污染天堂”效应,本文引入城市实际利用外资额来表示外商直接投资情况;基础设施建设以人均城市道路面积来表示;人力资本以高等学校在校人数占总人口的比重来表示。同时,为了有效降低数据存在的异方差对估计造成的偏误,本文将城市规模、财政支出、城市化水平、经济发展水平、外商直接投资和基础设施建设 6 个控制变量作对数化处理。

以上变量数据均来自中国铁路总公司网站,以及相应年份的《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。变量描述性统计结果如表 1 所示。

表1 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	单位
绿色全要素生产率	3 091	0.993	0.176	0.266	3.578	—
城市规模	3 091	27.288	42.000	1.390	459.965	万人
财政支出	3 091	2 234 180	2 710 733	57 633	42 100 000	万元
城市化水平	3 091	8.577	9.644	0.020	97.180	%
技术发展水平	3 091	1.319	1.305	0.000 02	20.683	%
经济发展水平	3 091	37 301.970	29 438.980	2 767	467 749	万元
外商直接投资	3 091	61 695	128 964	16	1 400 453	万美元
基础设施建设	3 091	11.149	8.019	0.310	108.370	平方米/人
人力资本	3 091	1.615	2.229	0.006	13.112	%

四、实证结果及分析

(一) 政策外生性检验

DID 方法适用的前提条件之一是必须保证政策实施是一次外生冲击,所以有必要对政策实施进行外生性检验,以保证 DID 方法使用的可靠性。在本文中,政策外生性检验即验证城市高铁开通是否受城市 GTFP 水平的影响。为此,本文设定如下计量模型进行政策外生性检验:

$$HSR_year_i = a + bGTFP_i + \sum_{i=1}^N a_j X_i + \eta_{it} \quad (2)$$

$$treat_i = \alpha + \beta GTFP_i + \sum_{i=1}^N a_j X_i + \eta_{it} \quad (3)$$

其中 HSR_year_i 表示高铁开通年份, $treat_i$ 为分组虚拟变量,其他变量设定与方程(1)一致。值得注意的是,由于被解释变量高铁开通年份不随时间变化,因此本文将式(2)设置为横截面数据模型,分别以2006年、2007年、2008年、2009年、2010年、2006—2010年(高铁大范围开通前)和高铁实际开通前的城市 GTFP 均值作为核心解释变量进行政策外生性检验,回归结果如表2第(1)列至第(7)列所示。可见,城市 GTFP 的回归系数在5%的水平下均不显著,这表明高铁开通年份不受 GTFP 水平的影响,初步证明本文的研究符合政策外生性。另外,由于分组变量 $treat_i$ 为0-1虚拟变量,所以本文采用 Tobit 回归模型对式(3)进行检验,具体选取没有任何城市开通高铁的2006年作为研究样本,检验结果如表2第(8)列所示,可以发现核心解释变量的回归系数仍不显著,再次证明城市是否开通高铁与 GTFP 没有显著相关关系。上述检验表明本文的研究符合政策外生性的基本前提。

表2 政策外生性检验

变量	HSR_year_i						$treat_i$	
	2006 (1)	2007 (2)	2008 (3)	2009 (4)	2010 (5)	2006—2010 均值 (6)		2006 (8)
GTFP	0.742 (0.863)	-0.358 (2.819)	-0.176 (1.317)	-1.653* (0.811)	1.056 (1.280)	0.282 (2.033)	-2.185 (3.211)	-1.067 (0.653)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	174	174	174	174	174	174	174	281
R ²	0.245	0.254	0.250	0.266	0.267	0.252	0.472	0.234

注:括号内为聚类到省份层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

(二) 平行趋势检验及动态效应分析

上一部分的检验结果表明本文设置的模型通过了政策外生性检验,但是采用 DID 方法进行政策效果评估时还要满足另外一个重要的假设条件——“平行趋势假设”,即处理组和控制组受到政策冲击前要保持基本一致的演进趋势,这是判断双重差分法有效性的重要前提。因此,本文采用事件分析法进行平行趋势验证,具体模型设定如式(4)所示:

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-6}^6 \beta_d D_{it}^k + \sum_{i=1}^N a_j X_{it} + \varepsilon_i + \mu_t + \eta_{it} \quad (4)$$

其中 D_{it}^k 为表示高铁开通的虚拟变量,是平行趋势检验中应关注的核心解释变量,该变量的具体设置规则如下: d_i 表示高铁开通年份,如果有 $t-d_i \leq -6$,那么 D_{it}^k 赋值为 1,否则为 0;如果有 $t-d_i \leq k$,则 D_{it}^k 赋值为 1,否则为 0;如果有 $t-d_i \geq 6$, D_{it}^k 赋值为 1,否则为 0。 k 取值为 $[-6, \beta]$ 且不包括 0,其他变量设定与式(1)一致。检验结果报告于图 2。观察发现,高铁开通前的核心解释变量系数均未通过显著性检验,这表明处理组和控制组城市 GTFP 的演进趋势在高铁开通前一致,即通过了平行趋势检验。此外,观察高铁开通后的核心解释变量回归系数可以发现,高铁开通后第 1 年的核心解释变量系数不显著,即高铁开通对提升城市 GTFP 没有发挥立竿见影的效果。主要原因在于,高铁作为新兴交通运输方式,票价相对较高,较高的运输成本和不完善的高铁网络造成高铁利用率低,导致高铁效应的发挥存在滞后性。在开通后第 2~3 年,核心解释变量的系数大小和显著性逐渐增加,这表明高铁开通对 GTFP 的积极影响逐步扩大。随后,核心解释变量系数未通过 10% 的显著性水平检验,这表明高铁开通对提升 GTFP 的作用有所减弱。

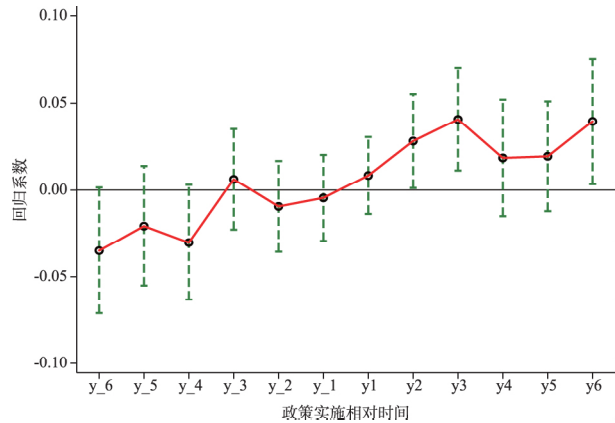


图 2 平行趋势检验

注:图中小圈表示估计系数,虚线表示估计系数 95% 的置信区间。

(三) DID 估计结果:高铁开通对城市绿色全要素生产率的影响

为了考察高铁开通对 GTFP 的影响,本文进行了连续 DID 估计,结果如表 3 第(1)列所示。结果显示,核心解释变量 did 的系数为 0.021 且通过了 1% 的显著性水平检验,这表明高铁开通可以有效促进城市 GTFP 提升。然而,考虑到样本城市在发展规模、区位条件和区域影响力等方面存在巨大差异,本文将进一步分析高铁开通对沿线不同规模、不同区位、不同等级城市 GTFP 的异质性影响。

1. 城市规模异质性

通过文献梳理发现高铁开通产生的时空压缩效应受城市规模的影响存在异质性,那么高铁开通是否也因城市规模差异对 GTFP 产生异质性影响?为回答这一问题,依据国务院最新发布的《关于调整城市规模划分标准的通知》,本文以人口数量 500 万为分界线将样本分为非特大城市和特大城市两组,回归结果如表 3 第(2)列和第(3)列所示。观察发现,核心解释变量 did 与 GTFP 均正相关,但只有非特大城市分组的 did 系数通过了 5% 水平的显著性检验,这表明高铁开通对非特大城市 GTFP 的提升作用更显著。其原因可能在于:一方面,特大城市本身人口集中,而高铁开通又将引致更多人口集中于此,最终使生产要素价格上升,降低要素流动速度,对高铁开通带来的“时空压缩效应”产生反向挤压,使城市 GTFP 的提升趋势放缓;另一方面,特大城市的经济和技术发展水平本身处于前沿面,发展质量突破性提升的难度远远大于非特大城市,而非特大城市在高铁开通后与特大城市连接更紧密,依靠“后发优势”可以显著促进其 GTFP 提升。

2. 城市所处地域异质性

考虑到中国东部、中部和西部地区在经济发展水平、科技水平和吸引外资能力等方面存在显著的地域差异,本文基于城市所处地理区位将样本分为三组,以研究高铁开通对不同地域城市 GTFP 的异质性影响,具体分析结果如表 3 列(4)至列(6)所示。结果显示,只有西部城市分组的核心解释变量系数通过了 5% 水平的显著性检验,这说明西部地区城市可以更高效地利用高铁开通提升 GTFP。出现地域异质的主要原因可能在于:一方面,与中部地区相比,西部地区与东部地区间距离更远,高铁开通对东西部间时空距离的压缩效应更为明显,西部地区学习先进技术和经验的障碍大幅

减少。另一方面,高铁开通为西部地区积极承接东部地区的产业转移提供了便利的交通条件,有助于其产业转型和升级,最终助力西部地区城市 GTFP 提升。而东部地区的城市 GTFP 没有因高铁开通获得明显提升,主要原因在于,高铁开通会吸引人口向东部城市转移,在城市基础设施承载力有限的情况下必然造成城市拥挤和环境污染,同时,与中西部城市相比东部地区城市本身技术水平最高,高铁开通对城市技术进步的提升作用有限,进而对城市 GTFP 没有发挥显著提升作用。此外,本文从城市所处地域的另一角度将样本分为沿海和内陆城市两组,结果表明高铁开通显著促进了内陆城市 GTFP 的提升。综上所述,高铁开通对城市 GTFP 的影响存在地域异质性,西部地区城市和内陆城市可以更加高效地利用高铁开通实现 GTFP 的提升。

表 3 高铁开通对城市绿色全要素生产率的影响及异质性分析

变量	(1) 全样本	(2) 非特大城市	(3) 特大城市	(4) 东部城市	(5) 中部城市	(6) 西部城市	(7) 沿海城市	(8) 内陆城市
<i>did</i>	0.021 *** (0.008)	0.025 ** (0.011)	0.010 (0.012)	-0.001 (0.013)	0.017 (0.013)	0.058 ** (0.026)	0.024 (0.020)	0.020 ** (0.009)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>C</i>	-1.485 *** (0.332)	-1.888 *** (0.412)	-1.690 *** (0.509)	-2.472 *** (0.504)	-1.630 ** (0.659)	-1.160 (0.818)	-2.572 *** (0.776)	-1.287 *** (0.381)
样本量	3 091	2 039	1 052	1 078	1 100	913	529	2 562
<i>R</i> ²	0.207	0.194	0.284	0.252	0.309	0.160	0.260	0.205

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

3. 城市所处地理圈层异质性

“地理学第一定律”认为交通枢纽的社会经济影响随着距离增加而衰减。由此,我们可以提出以下推论:由于中心城市一般作为区域交通枢纽,那么与中心城市的距离远近将影响高铁开通对城市 GTFP 的提升作用。为了验证这一推论,本文借助地级城市的经纬度数据构造了城市地理距离矩阵,根据各地级市与其区域中心城市之间的地理距离将样本划分为不同地理圈层,具体以 200 公里为界将全部城市分为两组,回归结果如表 4 第(1)列和第(2)列所示。可以发现,只有(0,200]圈层分组的 *did* 估计系数在 5% 的水

平下显著为正,这表明高铁开通对城市 GTFP 的提升效应随着该城市与区域中心城市间地理距离的增大而减弱。地理圈层异质性存在的原因在于,(0,200]地理圈层中的城市本身距区域中心城市较近,且高铁开通又极大程度地拉近两地距离,使其便于承接转移产业、学习先进技术,所受“溢出效应”较大。此外,近年来我国各大城市群积极依托高铁开通建设“1 小时都市圈”,而高铁运营速度大概保持在 200 公里/小时左右,可以发现(0,200]地理圈层正是“1 小时都市圈”的主要区域,这表明加强区域城市协同发展对促进城市 GTFP 提升有积极意义。

4. 城市层级异质性

城市自身经济实力及其在高铁网络布局中的地位不同,必然导致高铁开通将重新分配生产要素,从而对不同层级城市产生异质性影响。为此,本文参考 2010 年发布的《全国城镇体系规划(2010—2020)》,将全球城市、国家中心城市、国家边境中心城市和国家区域中心城市归为中心城市

表 4 地理圈层及城市层级异质性分析

变量	(1) (0,200]	(2) (200,+∞)	(3) 普通城市	(4) 中心城市
<i>did</i>	0.022 ** (0.010)	0.026 (0.018)	0.024 ** (0.012)	0.017 (0.013)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
<i>C</i>	-1.433 *** (0.373)	-1.667 *** (0.637)	-2.060 *** (0.463)	-0.819 (0.519)
样本量	1 991	1 100	2 057	1 034
<i>R</i> ²	0.250	0.202	0.186	0.306

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

一类,其他地级城市归为普通城市,回归结果如表4第(3)列和第(4)列所示。观察发现,只有普通城市分组的核心解释变量系数显著为正,这表明高铁开通能显著提升普通城市的GTFP。原因在于:一方面,区域中心城市的生产、生活成本较高,而高铁开通使其与周围城市的时空距离大大缩短,部分企业向生产成本较低的普通城市转移,短期内将造成区域中心城市的产业集聚性和生产的专业化程度下降,不利于中心城市GTFP提升。另一方面,高铁开通的时空压缩效应强化了中心城市对普通城市的知识、技术溢出,使得位于普通城市的企业更容易实现创新水平提高和生产技术进步,最终推动GTFP显著提升。

(四) 稳健性检验

为提高前文核心结论的可信度,本文依次通过安慰剂检验、PSM-DID模型、替换被解释变量、剔除部分样本和控制其他交通运输方式进行稳健性检验。

1. 安慰剂检验

在考察期内很可能存在其他与高铁开通无关的外生因素对城市GTFP产生影响,为了识别是否存在外生影响,本文分别利用反事实方法和独立重复实验进行安慰剂检验。首先,借鉴已有的反事实方法^[35]将城市开通高铁的时间分别提前4年和5年,如果确实存在外生因素的影响,核心解释变量的系数应该仍保持显著,反之,则证明本文核心结论的稳健性,具体回归结果如表5第(1)列和第(2)列所示。观察发现,核心解释变量的系数均不显著,证明了本文核心结论的稳健性。其次,借鉴方慧和赵胜立^[36]的研究方法,本文通过随机分配高铁开通城市进行安慰剂检验,分别进行了200次和500次独立重复抽样,并按式(1)进行回归。图3为独立重复实验的回归估计系数分布。可以发现,估计系数的分布都集中在零点附近,并且表3第(1)列中本文的真实估计系数在独立重复实验中是明显的异常值。以上两种方式的安慰剂检验表明,高铁开通对沿线城市GTFP的提升效应不太可能由其他外生因素驱动。

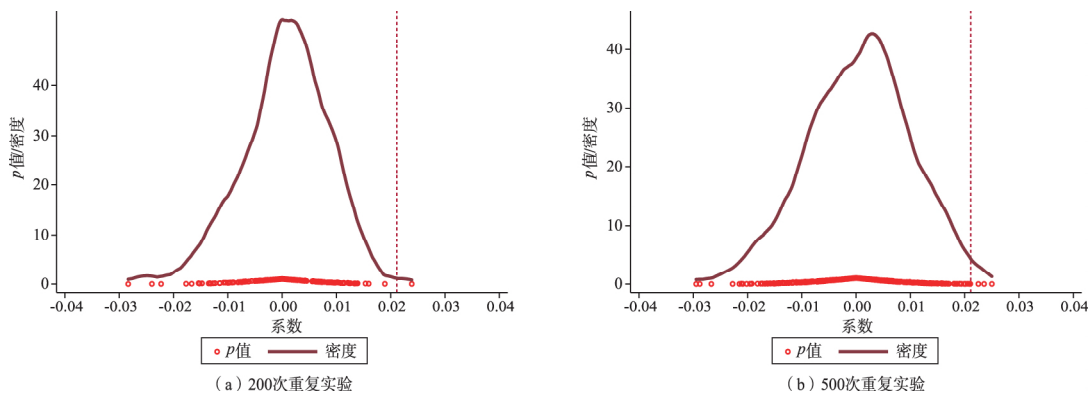


图3 安慰剂检验

注:垂直线是表3第(1)列的真实估计值。

2. 基于PSM-DID方法的再检验

虽然前文已通过平行趋势检验证明了双重差分法使用的合理性,但是考虑到高铁城市的非随机性设立可能会导致估计结果出现偏误,本文进一步采用倾向得分匹配双重差分方法(PSM-DID)进行估计。首先,选择城市规模、财政支出、城市化水平、技术发展水平、经济发展水平、外商直接投资、基础设施建设和人力资本作为匹配特征变量,随后构建Logic回归模型,并采用1:1核匹配方式进行匹配,最终得到的样本量为2899个。基于上述匹配方法得到匹配样本后进行DID估计,结果如表5第(3)列所示。可以发现,核心解释变量的系数在5%的水平下显著为正,这说明表3中普通双重差分估计结果具有稳健性。

3. 其他方法

此外,本文采用替换被解释变量、剔除特殊城市和控制传统交通基础设施三种方式进行稳健性检验。具体地,以 GML 生产率指数作为衡量 GTFP 的重要指标^[37],剔除省会城市样本,将城市公路和铁路客运量纳入基准回归模型,检验结果依次报告于表 5 第(4)列至第(6)列。观察发现,高铁开通仍有利于城市 GTFP 提升,这一结果与前文核心结论一致,再次证明本文核心结论的稳健性。

(五) 内生性检验

本文采用工具变量法解决可能存在的内生性问题。考虑到历史客运总量在一定程度上可以反映地区交通基础设施建设水平,而交通基础设施较完善的地区更可能建设高铁,所以高铁建设与历史客运量相关。同时,历史客运量与当前的 GTFP 没有明显相关关系。基于此,本文构造 1990 年的客运总量与时间虚拟变量的交互项作为高铁开通的工具变量,并利用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计,估计结果报告于表 6 第(1)

列和第(3)列为第一阶段的回归结果,第(2)列和第(4)列为第二阶段的回归结果。观察发现,2006—2010 年核心解释变量的估计系数为正但不显著,而 2011—2016 年核心解释变量的系数为正且通过 10% 的显著性水平检验,这说明随着高铁大范围开通,其对城市 GTFP 产生了显著的正向效应。

五、进一步讨论

(一) 基于高铁网络中心度的分析

上述分析只能测算出高铁开通城市的相同处理效应值,而无法分析城市交通地位差异引致的不同处理效应。因此,本文首先采用社会网络分析法(SNA)对城市的高铁网络中心度进行定量刻画,随后将高铁网络中心度纳入 DID 模型进一步分析城市在高铁网络中的重要性变化对 GTFP 的影响。对于高铁网络中心度的刻画,本文首先采用 P 空间形式构建高铁网络^①,进而测算接近中心度(CC)作为网络中心度的代理变量。接近中心度(CC)的测算方法如式(5)所示:

$$CC = \frac{1}{\sum_{u=1}^n d_{vu}}(n-1) \quad (5)$$

其中 d_{vu} 表示高铁网络中城市 v 与 u 之间的最短距离, n 表示节点城市数量。接近中心度(CC)是城市在高铁网络中资源配置能力的衡量指标,该数值越大表示城市对高铁网络中要素流动的控制权越大。式(6)是基于接近中心度(CC)构建的回归模型,高铁开通的时间虚拟变量

表 5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did</i>	0.015 (0.014)	0.015 (0.012)	0.021** (0.009)	0.021** (0.010)	0.021** (0.009)	0.021*** (0.008)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>C</i>	-1.464*** (0.334)	-1.467*** (0.334)	-1.416*** (0.347)	-1.299*** (0.391)	-1.443*** (0.347)	-1.471*** (0.337)
样本量	3 091	3 091	2 899	3 091	2 794	3 091
R ²	0.206	0.206	0.203	0.261	0.206	0.208

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表 6 内生性检验结果

变量	2006—2010		2011—2016	
	(1)	(2)	(3)	(4)
1990 年客运量 × <i>time</i>	0.100*** (0.002)		0.113*** (0.001)	
<i>did</i>		0.003 (0.013)		0.014* (0.008)
控制变量	YES	YES	YES	YES
<i>C</i>	0.039 (0.039)	-1.315*** (0.170)	0.782*** (0.147)	-0.524*** (0.164)
样本量	1 235	1 235	1 482	1 482
R ²	0.952	0.322	0.945	0.076

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

$period_{it}$ 与接近中心度 CC_{it} 的交互项是我们重点关注的核心解释变量,其他变量设定与基准模型一致。

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(CC_{it} \times period_{it}) + \sum_{i=1}^N b_j X_{it} + \varepsilon_i + \mu_t + \eta_{it} \quad (6)$$

基于高铁网络中心度的分析结果如表7第(1)列所示,可以发现,核心解释变量的回归系数显著为正,这表明随着高铁网络中心性的提升,高铁对城市GTFP的提升效应将不断加强。较高的接近中心度意味着该城市很可能处于交通枢纽地位,能够吸引更多优质的劳动、资本和技术要素,更加有利于城市GTFP提升。此外,本文依次通过替换被解释变量、采用PSM-DID方法和剔除省会城市样本三种方式对上述发现进行稳健性检验,结果如表7第(2)列至第(4)列所示。可以发现,三种稳健性检验方式下,核心解释变量的回归系数均显著为正,证明了以上核心结论的可靠性。

(二) 影响机制分析

前文实证分析表明高铁开通显著促进了城市GTFP提升,且一系列稳健性检验结果证明了这一结论的可靠性。那么,高铁开通是如何提升城市GTFP的呢?为了考察这一影响机制,本文从高铁开通的总效应和动态效应角度进行机制分析,具体设定如下计量模型:

$$mod_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \sum_{i=1}^N a_j X_{it} + \varepsilon_i + \mu_t + \eta_{it} \quad (7)$$

$$mod_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-6}^6 \beta_d D_{it}^k + \sum_{i=1}^N a_j X_{it} + \varepsilon_i + \mu_t + \eta_{it} \quad (8)$$

其中,式(7)的总体效应方程类似于式(1)基准回归模型的设定,式(8)的动态效应方程类似于式(4)。根据前文理论机制分析,本文从直接的替代效应、间接的技术创新效应和结构优化效应三条途径入手,选取六类变量作为式(7)和式(8)的被解释变量 mod_{it} 。具体地,替代效应以公路客运量和公路货运量的对数值来表示;技术创新效应以人力资本和创新水平来表示,前者以普通高校在校学生人数占总人口的比重来衡量,后者以寇宗来和刘学悦^[38]测算的城市综合创新指数来衡量;结构优化效应以产业结构和要素禀赋结构来表示,前者以第一和第二产业增加值总和占GDP的比重(取对数)来衡量,后者以资本存量与劳动力的比值(取对数)即资本深化来衡量。同时,式(7)和式(8)中纳入如下控制变量:城市规模、财政支出、城市化水平、技术发展水平、外商直接投资和基础设施建设。这些变量的度量与上文一致。

1. 总体效应分析

表8报告了基于式(7)高铁开通对城市GTFP影响机制的分析结果。替代效应的估计结果见第(1)列和第(2)列。可以发现,高铁开通尚未明显降低公路客运量和货运量。主要原因在于:一方面,与公路运输相比,高铁运输成本较高,且缺乏一定机动性,选择高铁作为出行方式的人不多;另一方面,目前高铁网络不完善、覆盖面小,降低了高铁对公路运输的替代性。总而言之,从总体效应看,高铁开通的直接替代效应尚不能显著提升城市GTFP。技术创新效应的估计结果见第(3)列和第(4)列。可以发现,高铁开通显著提升了城市大学生比重和创新指数。城市创新能力和人力资本水平的提升有利于绿色、环保技术的进步,而技术进步能够提升GTFP,经过一系列理论推导和实证研究得以证实。结构优化效应的估计结果见第(5)列和第(6)列,不难发现,高铁开通显著降低了一、二产业比重,这意味着高铁开通调整了产业结构。同时发现,高铁开通也显著降低了资本劳动比,这说明高铁

表7 高铁网络对城市绿色全要素生产率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$CC_{it} \times period_{it}$	0.041*** (0.016)	0.056*** (0.020)	0.039** (0.016)	0.041** (0.016)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES
C	-1.492*** (0.334)	-1.319*** (0.391)	-1.424*** (0.348)	-1.448*** (0.348)
样本量	3 091	3 091	2 899	2 794
R ²	0.207	0.270	0.203	0.206

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

开通有利于劳动密集型产业的发展,对环境污染改善起到了积极作用,从而助力城市 GTFP 提升。总之,高铁开通能够通过技术创新效应和结构优化效应促进城市 GTFP 上升,而对传统公路运输的替代效应尚未显现。

2. 动态效应分析

为了进一步考察高铁开通通过替代效应、技术创新效应和结构优化效应三条途径影响城市 GTFP 的动态机制,本文基于式(8)进行具体估计,并绘制了高铁开通的估计系数 β_d 的

估计值和相应 95% 的置信区间,如图 4 所示。图 4(a) 和图 4(b) 分别为以公路客运量和货运量为表征的替代效应动态分析结果。由图 4(a) 可知,高铁开通前后城市公路客运量发生显著变化,高铁开通前处理组和控制组的公路客运量没有显著差异,然而在高铁开通后第 2~5 年,处理组城市的公路客运量显著低于控制组城市,这种反差表明了高铁开通对公路客运量的抑制效应,有助于城市 GTFP 提升。由图 4(b) 可知,处理组和控制组城市的公路货运量在高铁开通前后没有发生显著变化,主要原因在于高铁以客运为主,对公路货运的影响较小。图 4(c) 和图 4(d) 分别为以人力资本和创新水平为表征的技术创新效应动态分析结果。由图 4(c) 可知,高铁开通对城市人力资本水平有显著的促进作用,从高铁开通后第 2 年到第 6 年,促进效应逐渐增大。而高铁开通对城市创新能力的正面影响从开通后第 2 年到第 5 年逐渐增强,第 6 年出现衰退。图 4(e) 和图 4(f) 分别为以城市产业结构和资本深化为表征的结构优化效应动态分析结果。观察发现,高铁开通的产业结构和要素禀赋结构优化效应均出现在开通后的第 3~5 年,第 6 年结构优化效应未显著发挥作用。通过以上动态效应机制分析可以发现,高铁开通的替代效应、技术创新效应和结构优化效应均存在时滞,在高铁开通后第 2 年替代效应和技术创新效应开始发挥作用,而结构优化效应的正向作用在开通后第 3 年才开始显现。

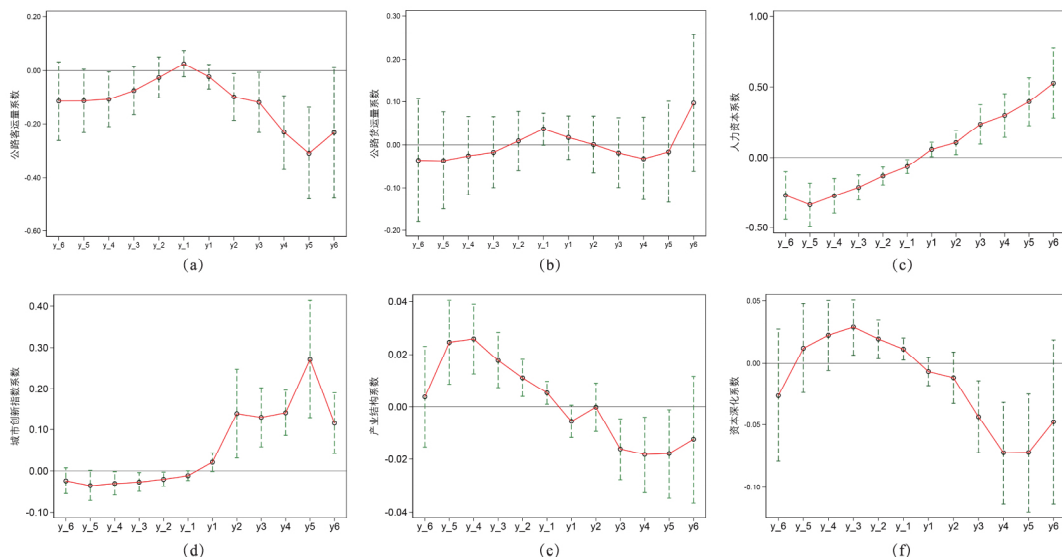


图 4 动态效应

表 8 总体效应检验

变量	(1) 公路客运量	(2) 公路货运量	(3) 人力资本	(4) 城市创新指数	(5) 产业结构	(6) 资本深化
<i>did</i>	-0.009 (0.041)	-0.007 (0.038)	0.237*** (0.060)	0.076*** (0.024)	-0.019*** (0.006)	-0.032** (0.015)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>C</i>	3.927** (1.661)	0.905 (1.316)	3.635** (1.862)	1.464*** (0.504)	2.759*** (0.285)	11.907*** (0.621)
样本量	3 091	3 091	3 091	3 091	3 091	3 091
<i>R</i> ²	0.262	0.446	0.260	0.092	0.403	0.959

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

(三) 高铁开通的空间溢出效应

本文采用空间计量分析框架对高铁开通的空间溢出效应进行分析。在进行空间计量分析之前,需要对研究对象进行空间自相关检验。为此,本文计算了逆距离空间权重矩阵下城市 *GTFP* 的 Moran's I 指数,见表9。观察可以发现,*GTFP* 的 Moran's I 指数基本显著为正,这说明2006—2016年我国各城市的 *GTFP* 具有显著的空间集聚特征。

表10报告了三种空间权重矩阵下高铁开通对城市 *GTFP* 的空间回归模型结果。在此之前,本文依次通过 Hausman 检验、LM 检验和 Wald 检验确定了时空双固定的 SDM 模型为最优选择。同时,为了检验估计结果的稳健性,本文也列出了时空双固定下 SAR 模型的估计结果。可以发现,SDM 模型中城市 *GTFP* 的空间自回归系数 ρ 显著为正,这表明本地区 *GTFP* 与邻近地区的 *GTFP* 水平密切相关,表现出“一荣俱荣,一损俱损”的特征。高铁开通的空间交互项 $W \times did$ 显著为正,初步表明高铁开通对邻近城市 *GTFP* 存在显著的正向空间溢出效应。但考虑到空间交互项系数是通过简单的点回归所得的,用以判断高铁开通对城市 *GTFP* 的溢出效应容易产生偏误。进一步,本文采用变量变化的偏微分解释,即间接效应,来判断高铁开通对其他地区 *GTFP* 的影响。从表10可以看出,高铁开通对城市 *GTFP* 的间接效应仍显著存在,这说明高铁开通对本地区 *GTFP* 的提升效应并非来源于“虹吸效应”。

六、结论与启示

本文将高铁开通视为一项准自然实验,基于2006—2016年中国281个城市的面板数据,首先通过 BML 生产率指数测算出城市的绿色全要素生产率(*GTFP*),进而利用双重差分法(DID)估计了高铁开通和高铁网络对城市 *GTFP* 的影响、作用机制以及空间溢出效应。研究发现:(1)整体上,高铁开通对城市 *GTFP* 具有正向促进作用,相比于未开通城市,高铁开通城市的 *GTFP* 平均提升2.1%,这意味着高铁开通提升了城市发展质量,且这一结论经过各种稳健性检验仍成立;从动态效应来看,高铁开通对城市 *GTFP* 的提升作用出现在开通后的第2年和第3年。(2)高铁开通对城市 *GTFP* 的影响存在异质性特征,积极影响在非特大城市、西部地区城市、内陆城市、位于200公里地理圈层之内的城市和非区域中心城市中更加显著,虽然存在异质性,但核心结论并未发生改变。(3)随着城市在高铁网络中的网络中心性不断提升,高铁对城市 *GTFP* 的促进效应将不断增强。(4)高铁开通凭间接的技术创新效应和结构优化效应提升了城市 *GTFP*,而直接的替代效应尚未显现。同时,影响机制的动态效应分析结果表明,三种作用机制的发挥均存在时滞。(5)本地区 *GTFP* 与邻近地区的 *GTFP* 水平密切正相关;同时,高铁开通对邻近地区 *GTFP* 存在显著的正向空间溢出效应。

表9 空间自相关检验

年份	Moran's I	Z 值
2006	0.057***	5.245
2007	0.004	0.652
2008	0.065***	5.946
2009	0.037***	3.524
2010	0.037***	3.546
2011	0.031***	3.075
2012	0.013*	1.450
2013	-0.013	-0.826
2014	0.089***	8.180
2015	0.015*	1.586
2016	0.038***	3.575

注:***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

表10 溢出效应检验

变量	SAR			SDM		
	逆距离 (1)	逆距离平方 (2)	经济地理嵌套 (3)	逆距离 (4)	逆距离平方 (5)	经济地理嵌套 (6)
ρ	0.160*** (0.062)	0.321*** (0.039)	0.459*** (0.063)	0.448*** (0.063)	0.315*** (0.039)	0.451*** (0.063)
<i>did</i>	0.019** (0.009)	0.018** (0.009)	0.019** (0.009)	0.009 (0.010)	0.006 (0.011)	0.010 (0.010)
$W \times did$				0.102*** (0.040)	0.067** (0.026)	0.103** (0.041)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
空间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
直接效应	0.019** (0.010)	0.019** (0.010)	0.019** (0.010)	0.011 (0.100)	0.008 (0.011)	0.012 (0.010)
间接效应	0.016* (0.009)	0.009* (0.005)	0.016* (0.009)	0.193*** (0.072)	0.099*** (0.037)	0.196*** (0.076)
总效应	0.036** (0.018)	0.028** (0.014)	0.035** (0.018)	0.204*** (0.070)	0.106*** (0.034)	0.208*** (0.074)
R ²	0.009	0.011	0.009	0.007	0.009	0.007

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误,***、**、* 分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

根据以上结论,本文的政策建议如下:(1)虽然高铁等城市交通基础设施建设前期需要政府提供大量人、财、物支持,但是高铁的福利效应涉及经济、环境和健康等各个方面,本文从经济和环境福利的综合角度证实了高铁开通带来城市GTFP提升。为此,本文认为应继续推进高铁网络建设,持续增加高铁网络密度,以进一步发挥高铁对城市GTFP的提升效应。(2)考虑到高铁开通对欠发达地区GTFP的提升作用更为显著,为进一步缩小地区间的GTFP差距,本文认为在增加高铁网络密度的同时还应优化高铁网络布局,加大对非特大城市、西部地区、内陆城市和非区域中心城市的投资力度,引导高铁建设并构建一体化的高铁网络,从而充分发挥高铁对欠发达地区GTFP的带动作用。(3)研究发现高铁开通对距区域中心城市较远的城市存在“虹吸效应”,为此,在高铁带来机遇与挑战并存的背景之下,此类城市要主动承接区域中心城市的优质转移产业,最大程度利用高铁的“溢出效应”,同时,还要积极探索符合自身发展的特色道路来克服“虹吸效应”,与中心城市形成优势互补的差异化发展格局。(4)高铁开通的空间溢出效应研究表明,本地区GTFP与邻近地区的GTFP水平正相关。为此,本文认为要加强区域城市群建设,推动环境污染联防联控机制的建立。随着区域经济一体化和高铁网络建设的推进,提高城市群竞争力已经代替提高城市竞争力成为城市的发展新目标。为此,城市应该更多从城市群角度出发,考虑自身定位和产业分工,一方面强化对国际高端产业的承接力度,另一方面通过产业转移扶持周边城市,进而提高城市群综合竞争力。

注释:

①高铁网络可基于高铁线路(P)、高铁站(L)和高铁车次(R)三种空间形式进行构建。由于《中长期铁路网规划》基于铁路线路提出打造“八纵八横”的现代化高速铁路网络,本文采用P空间形式刻画高铁网络。

参考文献:

- [1]蔡昉.中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J].经济研究,2017(7):4-17.
- [2]陈昌盛,许伟,兰宗敏,等.“十四五”时期我国发展内外部环境研究[J].管理世界,2020(10):1-14+40+15.
- [3]YOUNG A. Gold into base metals: productivity growth in the People's Republic of China during the reform period [J]. Journal of political economy, 2003, 111(6): 1220-1261.
- [4]KIM K S. High-speed rail developments and spatial restructuring: a case study of the capital region in South Korea [J]. Cities, 2000, 17(4): 251-262.
- [5]VICKERMAN R. High-speed rail in Europe: experience and issues for future development [J]. The annals of regional science, 1997, 31(1): 21-38.
- [6]VICKERMAN R, SPIEKERMANN K, WEGENER M. Accessibility and economic development in Europe [J]. Regional studies, 1999, 33(1): 1-15.
- [7]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.
- [8]王兰.高速铁路对城市空间影响的研究框架及实证[J].规划师,2011(7):13-19.
- [9]刘勇政,李岩.中国的高速铁路建设与城市经济增长[J].金融研究,2017(11):18-33.
- [10]COTO-MILLÁN P, INGLADA V. Essays on transport economics [M]. Physica-Verlag HD, 2007.
- [11]HALL P. Magic carpets and seamless webs: opportunities and constraints for high-speed trains in Europe [J]. Built environment (1978 -), 2009, 35(1): 59-69.
- [12]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[J].经济学动态,2016(6):62-73.
- [13]LUO Z, WAN G H, WANG C, et al. Urban pollution and road infrastructure: a case study of China [J]. China economic review, 2018, 49: 171-183.
- [14]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[J].中国工业经济,2016(3):83-98.

- [15]高明 陈丽强 郭施宏. 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, 2018(6): 73–79.
- [16]DALKIC G ,BALABAN O ,TUYDES-YAMAN H ,et al. An assessment of the CO₂ emissions reduction in high speed rail lines: two case studies from Turkey[J]. Journal of cleaner production 2017 ,165: 746–761.
- [17]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(3): 114–147.
- [18]范小敏 徐盈之. 交通基础设施建设是否具有减排效应——来自中国高铁开通的证据[J]. 山西财经大学学报, 2020(8): 56–70.
- [19]SHU L ,JEGATHEESAN V ,PANDEY A ,et al. Solutions to environmental challenges through innovations in research [M]. New Delhi: Asiatech Publishers Inc 2013: 456–474.
- [20]KAEWUNRUEN S ,SRESAKOOLCHAI J ,PENG J Y. Life cycle cost ,energy and carbon assessments of Beijing-Shanghai high-speed railway[J]. Sustainability 2020 ,12(1): 206.
- [21]GROSSMAN G M ,KRUEGER A B. Environmental impacts of a North American free trade agreement [R]. NBER working paper ,No. 3914 ,1991.
- [22]祝树金 尹诗姝 钟腾龙. 高铁开通抑制了城市环境污染吗? [J]. 华东经济管理 2019(3): 52–57.
- [23]CHEN Z H ,XUE J B ,ROSE A Z ,et al. The impact of high-speed rail investment on economic and environmental change in China: a dynamic CGE analysis[J]. Transportation research part A: policy and practice 2016 ,92: 232–245.
- [24]ZHENG S Q ,KAHN M E. China's bullet trains facilitate market integration and mitigate the cost of megacity growth[J]. Proceedings of the national academy of sciences 2013 ,110(14): E1248–E1253.
- [25]杜志强 彭妙薇. 高铁开通会促进企业高级人才的流动吗? [J]. 经济管理 2017(12): 89–107.
- [26]龙玉 赵海龙 张新德 等. 时空压缩下的风险投资——高铁通车与风险投资区域变化[J]. 经济研究 2017(4): 195–208.
- [27]DONG X F. High-speed railway and urban sectoral employment in China[J]. Transportation research part A: policy and practice 2018 ,116: 603–621.
- [28]李建明 王丹丹 刘运材. 高速铁路网络建设推动中国城市产业结构升级了吗? [J]. 产业经济研究 ,2020(3): 30–42.
- [29]WANG L H ,LIU Y X ,SUN C ,et al. Accessibility impact of the present and future high-speed rail network: a case study of Jiangsu Province ,China[J]. Journal of transport geography 2016 ,54: 161–172.
- [30]董艳梅 朱英明. 高铁建设能否重塑中国的经济空间布局——基于就业、工资和经济增长的区域异质性视角[J]. 中国工业经济 2016(10): 92–108.
- [31]马红梅 郝美竹. 中国高铁建设与沿线城市生产性服务业集聚: 影响机制与实证检验[J]. 产业经济研究 2020(1): 99–113.
- [32]LI Z G ,XU H T. High-speed railroads and economic geography: evidence from Japan[J]. Journal of regional science , 2018 ,58(4): 705–727.
- [33]WANG K L ,PANG S Q ,DING L L ,et al. Combining the biennial Malmquist-Luenberger index and panel quantile regression to analyze the green total factor productivity of the industrial sector in China [J]. Science of the total environment 2020 ,739: 140280.
- [34]刘常青 李磊 卫平. 中国地级及以上城市资本存量测度[J]. 城市问题 2017(10): 67–72.
- [35]郭金花 郭檬楠 郭淑芬 等. 中国创新政策试点能有效驱动企业创新吗? ——基于国家自主创新示范区建设的经验证据[J]. 产业经济研究 2021(2): 56–70.
- [36]方慧 赵胜立. “一带一路”倡议促进了中国产业结构升级吗? ——基于 285 个城市的双重差分检验[J]. 产业经济研究 2021(1): 29–42.
- [37]汪克亮 刘悦 杨宝臣. 京津冀城市群大气环境效率的地区差异、动态演进与影响机制[J]. 地域研究与开发 , 2019(3): 135–140.
- [38]寇宗来 刘学悦. 中国城市和产业创新力报 2017[R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心 2017.

(责任编辑: 李 敏)

Can the opening of high-speed rail improve urban green total factor productivity?

WANG Keliang , PANG Suqin , ZHANG Fuqin

(School of Economics , Ocean University of China , Qingdao 266100 , China)

Abstract: This article regards the opening of high-speed rail as a quasi-natural experiment. Based on the panel data of 281 prefecture-level cities in China from 2006 to 2016 , this paper innovatively combines social network analysis with the continuous difference-in-differences method to empirically verify the impact of opening high-speed rail and high-speed rail networks on urban green total factor productivity , and further analyzes the impact path and spatial spillover effects. The results are as follows. The opening of high-speed rail can significantly improve the urban green total factor productivity , but the effect is significantly heterogeneous in terms of city size , location , geographic circle and level. Obviously , the impact of high-speed rail opening on urban green total factor productivity lags somewhat: it is significant in the second year after opening , and begins to weaken in the fourth year. As the importance of cities connected to the high-speed rail network continues to increase , the effect of high-speed rail opening on urban green total factor productivity will continue to increase. The technical innovation effect and structural optimization effect indirectly brought about by the opening of high-speed rail are the main forces driving the increase of urban green total factor productivity , while there is a time lag , and the direct substitution effect has not yet appeared. In addition , the opening of high-speed rail has had a significantly positive spatial spillover effect on the green total factor productivity of neighboring cities. Our research enables us to further evaluate the economic and environmental effects of high-speed rail , provides new evidence for understanding the relationship between high-speed rail and the quality of urban development , and also highlights important implications for optimizing the layout of high-speed rail.

Key words: high-speed rail(HSR) ; green total-factor productivity(GTFP) ; difference-in-differences(DID) ; social network analysis(SNA) ; spatial spillover

.....
(上接第 68 页)

such a way as to clarify the transmission mechanism between the variables. Based on this , this paper constructs a theoretical analysis of the multi-layered nested relationships in China's internal and external economic cycle by using the world dynamics model framework , taking population migration and technology catch-up as the breakthrough variables. We find that population migration and technology catch-up are the key variables in the multi-level feedback relationship of the "two economic cycles". Within the domestic cycle , population migration has an obvious effect on the two-way flow of population between developed and developing regions and stimulating economic growth. In the domestic and international double cycle , the impact of information and institutional uncertainty on capital allocation efficiency presents a convergence state. Therefore , to reshape the domestic economic cycle , we should pay more attention to guiding population flow across regions to allocate the relevant factors among regions more efficiently; while to reshape the international economic cycle , we also need to pay attention to the uncertainty of information and system , and orderly guide the funds of enterprises in developed regions to catch up with and learn the world's cutting-edge technology.

Key words: world dynamics; population migration; technological catch-up; internal and external economic cycle; cutting-edge technology openness