高铁开通的碳减排效应研究

——兼议经济与环境双重目标的约束

黄和平　　谢云飞

【摘　　要】在碳达峰、碳中和背景下,高铁作为高效并有利于碳减排的绿色交通工具而备受关注。本文基于2003－2017年全国285个城市的面板数据,使用渐进双重差分方法检验了高铁开通对碳排放的影响。研究发现:高铁开通对沿线城市具有显著的碳减排效应,且动态效应显示这种减排效应有逐渐增强的趋势。在排除潜在的内生性问题及一系列稳健性检验后,该结论依然成立。高铁开通的碳减排效应具有异质性,内陆城市、资源型城市、三线及三线以下城市以及小规模城市的碳减排效应更加显著。机制分析表明高铁开通主要通过产业结构效应、技术创新效应以及资源配置效应降低碳排放,而交通替代效应在碳减排过程中并不明显。进一步分析发现,经济增长目标约束强化了地方经济发展动机,进而削减了高铁开通的碳减排效果;环境目标约束加强了高铁开通的产业结构效应和技术效应,有助于高铁开通实现碳减排。以上研究结论为深入理解高铁开通与碳排放之间的关系,并在此基础上继续扩大我国高铁网络建设与实现"3060"双碳目标提供重要决策参考。

【关 键 词】高铁开通;碳减排;渐进双重差分;经济增长目标约束;环境目标约束

【作者简介】黄和平,江西财经大学生态经济研究院,电子邮箱:hphuang2004@163.com;谢云飞(通讯作者),江西财经大学经济学院,电子邮箱:1971273138@qq.com(江西　南昌　330013)。

【原文出处】《环境经济研究》(武汉),2022.4.97～118

【基金项目】本文系江西省社会科学"十四五"(2021年)基金项目(重点)"推进江西内陆开放型经济试验区建设机制创新研究"(21ST01)和江西省研究生创新专项资金项目"高铁开通的碳减排效应研究——基于我国285个城市的证据"(YC2021－B118)的阶段性成果。

一、引言

2008年8月1日,我国第一条高标准、设计时速达到350 km的京津城际铁路正式开通,标志着我国正式步入"高铁时代"。2008年10月,国家发改委批准了《中长期铁路网规划(2008年调整)》,提出了规划高铁网络"四纵四横"的客运专线。2016年7月,国家发改委、交通运输部等联合发布《中长期铁路网规划》(2016－2030),又勾勒出"八纵八横"的宏伟蓝图。截至2020年12月,我国高铁运营里程已达3.79万公里,稳居世界第一,"八纵八横"的主骨架搭建也已经超过了70%。可以看到,我国高铁事业已经取得了举世瞩目的进步。与此同时,我国已步入新常态发展阶段,经济增速虽有所放缓,但仍保持中高速增长。同时,工业化和城市化带来的能源需求也在增长,这便导致我国将面临长期的碳减排压力(Shi et al.,2018)。为控制碳排放,习近平总书记在2020年9月举办的第七十五届联合国大会一般性辩论上宣布"中国力争于2030年前二氧化碳排放达到峰值、2060年前实现碳中和"。那么,高铁作为一种清洁环保的绿色交通工具是否能够有效遏制碳排放?若以上逻辑成立,那么高铁开通影响城市碳排放的作用机理是什么?此外,该影响是否会因样

China Social Sciences Press. All rights reserved. https://www.cssp.cn

本的不同而存在差异性？对上述问题的解答不仅可以为我国高铁建设的合理性寻求新的证据，同时也为我国应对全球气候变化，迈向“3060”双碳目标提供新的思路。

目前有关高铁建设的文章主要围绕高铁开通所带来的经济效应、福利效应以及环境效应展开。第一，高铁开通为节点城市带来了可观的经济效应。如王雨飞和倪鹏飞（2016）发现高铁建设有利于实现城市网络化，并通过交通网络效应带动其经济发展。张俊（2017）利用卫星灯光数据，发现高铁同样能促进县级市经济发展，且贡献率达到了34.64%。龙玉等（2017）从风险投资的视角证实了高铁建设的合理性，他们发现城市开通高铁能吸引更多的风险投资，从而促进城市经济转型。余泳泽和潘妍（2019）基于异质性劳动力转移视角，发现高铁开通会引起传统产业向欠发达地区转移，进而为欠发达地区的低技能劳动力提供更多就业机会，从而缩小发达地区与欠发达地区之间的收入差距。此外，高铁开通还可以降低进口商品进入当地的运输成本，进而降低商品的进口关税及商品销售价格，最终促进当地消费（孙浦阳等，2019）。第二，高铁开通提高了社会福利。首先，高铁建设本身就是一项浩大的工程，需要投入大量的劳动力，而且高铁开通后的运营与维护也需要人力投入，因而增加了就业岗位，可以解决一部分人的就业问题；其次，高铁开通还降低了交通成本，增加了人口的净流入，这会吸引更多的企业入驻，同时也增加更多的岗位需求（Oosterhaven & Romp，2003）。此外，高铁开通同样增加了农村劳动力的就业，解决了农村人口的生计问题（Liu & Kesteloot.，2016）。第三，高铁开通还具有隐藏的环境效应。学者们对高铁开通的经济效应及福利效应关注较多，对其带来的环境效应关注相对较少。如李建明和罗能生（2020）、Fang（2021）关注到高铁开通可以显著降低空气中的 $PM_{2.5}$ 浓度，进而降低雾霾污染，改善空气质量。Yang 等（2019）、杨思莹和路京京（2020）发现高铁开通可以显著降低城市工业污染排放，改善环境质量。随着“双碳”目标的提出，少数学者开始关注高铁开通的低碳效应。如张般若和李自杰（2021）、Sun 和 Li（2021）的研究均证实，高铁开通降低了沿线城市碳排放或碳排放强度，孙鹏博和葛力铭（2021）进一步发现，高铁开通同样降低了工业碳排放。

高铁作为一种绿色交通工具，在发挥环境治理效应的同时还可能受到地方政府行为的调控（孙广召，2020），因此还有必要考虑地方政府目标约束等政府行为的影响。从地方经济增长目标约束视角来看，为了向中央政府传递经济治理能力和政绩水平等信息，地方政府更倾向于优先发展具有高碳排放特征的产业，以获得短期内的高速经济增长（郭晓辉，2020）。从地方环境目标约束视角来看，环境目标约束强化了地方政府环境规制行为，提高了高污染、高碳排放企业的进入门槛，同时促进生产要素流向清洁生产行业（余泳泽等，2020）。由此可见，地方政府经济增长目标与环境目标约束可能对碳治理效果产生相反的影响，那么，地方政府双重目标约束是否会对高铁开通的低碳治理效应产生调节作用呢？

以上有关高铁与碳排放的研究为本文提供了良好借鉴，但通过分析与比较，现有文献仍有以下几点不足：一是多数文献都通过城市天然气、液化石油气以及电力的消耗测算城市层面碳排放量，但这种做法往往因遗漏其他能源消耗而出现与实际值偏差较大等问题；二是现有文献均忽略了高铁建设以及低碳治理过程中所面临的经济增长目标以及环境目标约束等典型事实，导致既有研究在探讨高铁开通对生态环境的影响时缺少现实性约束条件；三是在分析高铁开通的碳减排机制时，较少有文献考虑到高铁开通的资源配置效应。事实上，要素错配是加剧碳排放的一个重要因素（张亚斌等，2017）。而高铁则通过其时空压缩的特性，提高了城市的交通可达性，并促进了技术人员等人力资本要素的跨区域流动，缩小了不同地区间的生产要素差异，进而起到缓解市场分割、减小要素错配的作用（潘爽、叶德珠，2021）。因而有理由相信高铁开通可以通过对要素错配的缓解进而降低碳排放。

China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

基于此,本文从双重目标约束视角出发,针对高铁开通的碳减排效应研究尚显不足的遗憾,深入探讨了高铁开通对城市碳排放的影响及内在机理。本文的边际贡献如下:(1)在研究数据上,本文采用了基于夜间灯光数据(DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS)和粒子群优化—反向传播(PSO - BP)算法测算的碳排放数据,相较于以往通过城市天然气、液化石油气以及电力的消耗测算出的城市碳排放量,该结果更贴近真实值。本文研究结果能相对准确地反映高铁对城市碳排放的实际影响。(2)在研究视角上,区别于既有研究较少考虑现实性约束条件,本文从经济增长目标和环境目标的双重约束视角出发,深入探讨了高铁建设推动城市绿色低碳发展这一核心命题,以期在绿色高质量发展背景下为扩大高铁网络建设与实现"3060"双碳目标提供重要决策参考。(3)在研究内容上,本文更详尽地从交通替代效应、产业结构效应、技术创新效应以及资源配置效应这四个方面阐释了高铁开通的碳减排机理,进一步丰富了高铁开通与碳排放的相关文献。

二、理论分析及研究假设

(一)高铁开通对节点城市碳排放的影响及作用机理

碳排放受多种因素共同影响,通常来讲,它与能源消耗、产业发展、技术进步以及资源配置等因素有密切关联。由于高铁运行会在一定程度上影响能源消费、产业结构、技术创新以及资源配置,因此,高铁的开通势必会对碳排放产生影响。据此,本文认为高铁将通过以下四种途径作用于城市碳排放。

1. 交通替代效应

高铁开通影响碳排放最直接的方式便是对传统的铁路、公路运输及航空运输进行替换。相较于传统铁路及公路运输,高铁在舒适性、安全性及运输的高效性上均具有前者无法替代的优势(李建明、罗能生,2020)。一方面,高铁以电力驱动为主,并辅以太阳能等新能源的使用(如北京南站),电气化的提高不仅转变了铁路牵引动力,更使铁路部分能源消费结构发生了根本改善,电能比例不断上升,而原煤和燃油比例不断下降(周新军,2011),原煤和燃油等化石燃料是产生碳排放的主要来源,铁路能源消费结构的改善势必会减低因能源消耗所产生的碳排放。另一方面,有研究对我国不同交通运输工具运营阶段产生的碳排放量进行测算,发现高铁每百公里的碳排放量大概只占航空运输的五分之一,占到公路运输的三分之一(王成新等,2017),不难推测,随着运输量由公路和航空向高速铁路分流,因交通产生的碳排放总量是在减少的。据此,本文认为高铁因其舒适便捷的特点替代了传统运输,并且与传统运输工具相比,高铁的能源消费结构更加清洁,故最终降低了碳排放。

2. 产业结构效应

从产业发展的角度来看,高铁还可以通过产业结构升级达到碳减排的目的。首先,高铁极大地压缩了时空距离,提升了城市之间的交通可达性,削弱了生产要素在区域间的流动壁垒,为资源在区域之间的优化与整合提供便利,在这个过程中,生产要素会向效率更高的节点城市流动,促进了节点城市产业结构调整。其次,高铁开通将加快节点城市第三产业的发展。高铁开通提升了节点城市交通便利性,也加大了海内外游客的到访数量,这将进一步刺激餐饮、住宿等第三产业的扩张,导致第二产业比重相对下降。相对于高排放、高能耗的第二产业,第三产业则以低排放、低能耗、低污染的绿色产业为主,这种产业间的结构转型升级是整个产业体系低碳化发展的根本驱动力,可以有效降低碳排放(张伟等,2016)。据此,本文认为高铁开通可以通过促进产业结构调整降低碳排放。

3. 技术创新效应

第一,从要素流动视角来看,高铁开通降低了要素流动壁垒而加快了人力资本向节点城市的流入,同时还刺激了市场规模的扩张,入驻企业的数量和规模均有所提高,进而增强了节点城市对高级人才的吸引力(杜兴强、彭妙薇,2017),由此形成的人力资本累积效应将促进节点城市的知识创新及科技水平的提高(卞元超等,2019)。第二,从知识溢出的视

Copyright ©Exclusive rights reserved (http://www.cnki.net/)

角来看,高素质人才等创新要素本身具备知识与技术密集的特征,他们是重要的知识与创新载体,同时高素质人才往往拥有更高的时间价值,在跨区域流动时更偏向于高效便捷的高铁出行(叶德珠等,2020),在区域间交流的过程中加快了低碳技术的传播,正是这种知识溢出效应促进整体区域创新能力的提升。通过上述要素流动及知识溢出,节点城市整体技术创新水平得到提升,而技术上的革新又将影响不同产业的能源消耗结构,如汽车工业引入电池技术,从而革命性地降低了汽车对化石能源的消耗(Cunico et al.,2017)。同时技术创新还大大降低了碳减排成本,成本的降低又将进一步大幅减少碳排放(卢娜等,2019)。据此,本文认为高铁开通可以提高城市创新水平,进而通过技术创新效应降低碳排放。

4. 资源配置效应

在我国市场化改革过程中,存在要素市场滞后于产品市场的问题,于是地方政府会加强对要素市场的干预和控制,并人为压低要素价格,导致要素市场错配(张杰等,2011)。地方政府也倾向于选择要素价格更低的粗放型发展模式促进经济增长,从而造成了严重的碳排放问题。此外,在地方保护主义和市场分割格局下,要素错配还会降低能源效率。随着人力及资本的价格被抬高,在一些资源比较富裕的地区,可能出现能源要素价格低于劳动力及资本要素价格的情况,由此,企业将通过投入大量的能源要素来代替其他高成本生产要素(魏楚、郑新业,2017)。这无疑会加剧企业能耗,并导致能源利用效率低下等问题,最终造成碳排放的增加。而高铁则通过其时空压缩的特性,提高了城市的交通可达性,并促进了技术人员等人力资本要素的跨区域流动,缩小了不同地区间的生产要素差异,进而起到缓解市场分割、减小要素错配的作用(潘爽、叶德珠,2021)。据此,本文认为高铁开通可以缓解要素错配,提高资源配置效率,进而降低碳排放。

根据以上分析,特提出以下两个假设:

假设 H1:高铁开通可以降低沿线城市的碳排放量。

假设 H2:高铁开通主要通过交通替代效应、产业结构效应、技术创新效应以及资源配置效应降低城市碳排放。

(二)双重目标约束下高铁开通影响城市碳排放的调节机制

在助推城市碳减排的过程中,政府同样起到至关重要的作用。

从地方政府经济增长目标约束来看,经济增长目标具有强激励性,基于传统“晋升锦标赛”激励的经济增长目标会强化地方政府的经济发展动机,并驱动地方政府以牺牲环境为代价,优先发展地方经济。一方面,地方为保证经济快速增长,被迫采用“逐底竞争”的方式降低环境准入门槛,吸引高碳排放企业入驻辖区以拉动经济,由此形成“污染避难所效应”,加剧地区碳排放;另一方面,地方政府在经济增长目标压力下更倾向于采用粗放型发展模式,优先将资金投入到铁路、公路、地产等经济增长见效快的传统基础设施行业,严重挤占地方创新资金投入,进而形成产业结构固化及创新活动阻滞的不利局面。由此也削弱了高铁等绿色交通工具带来的产业结构效应及创新效应,进而阻碍了城市低碳转型。

从地方政府环境目标约束来看,一方面,环境目标约束加重了高碳排放企业的成本,迫使企业减少生产性投入,造成效率损失,甚至退出市场(刘悦、周默涵,2018),同时,清洁产业随着利润的增加,所占市场份额不断扩大,整体产业向着低碳方向发展。另一方面,在环境目标约束下,企业选择加大低碳技术研发,优化生产工艺,提高能源利用效率,整个生产过程朝着绿色化、低碳化转型。由此可见,环境目标约束进一步推动了高铁开通引致的产业结构效应及技术创新效应,从而强化了高铁经济的低碳治理效果。

据此,特提出以下假设:

假设 H3:经济增长目标约束会在一定程度上削减高铁开通的碳减排效应,环境目标约束则强化了高铁开通的降碳效果。

Publication Science and Technology Press Co., Ltd. All rights reserved. http://www.cnki.net

三、研究设计

(一)模型构建

参考 Dong(2018)、王群勇和陆凤芝(2021)的研究,将高铁开通作为一项准自然实验,并考虑高铁在不同城市开通时间上的差异性,通过渐进 DID 模型准确识别高铁开通对城市碳排放的影响,基准回归模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{it} + \beta_j \sum X_{jit} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,被解释变量 Y_{it} 为城市碳排放量取对数,HSR_{it} 为城市高铁开通虚拟变量,若城市 i 在 t 年已开通高铁,则 HSR_{it} 取值为 1,否则取 0。X_{jit} 为一系列控制变量,包括经济发展水平、人口密度、研发投入、外商直接投资、金融发展等,μ_i 为地区固定效应,ν_t 为时间固定效应,ε_{it} 为随机扰动项。

(二)变量选取

1. 被解释变量

碳排放(CE)。鉴于地级市层面能源数据的可获取性,既有研究多根据城市天然气、液化石油气以及电力的消耗来测算城市碳排放量(韩峰、谢锐,2017;任晓松等,2020)。然而,这样测算会漏掉其他能源消耗所产生的碳排放,导致测算结果小于真实值。为此,参考 Chen 等(2020)的研究,利用美国宇航局提供的两套夜间灯光数据(DMSP/OLS 和 NPP/VIIRS)自上而下反演出中国县级碳排放。需要说明的是,两套夜间灯光数据来自不同的传感器,在数值上呈现出较大差异,为了保持两套数据口径统一,Chen 等(2020)进一步基于粒子群优化—反向传播(PSO - BP)算法,对两套夜间灯光数据做出调整,确保了数据的统一性,最后根据区县碳排放数据推算出各地级市碳排放。

2. 解释变量

高铁开通(HSR_{it})。高铁开通变量由 HSR_{it} 表示,若城市 i 在第 t 年开通高铁,则城市 i 在开通年份及之后的年份 HSR_{it} 取值为 1,否则 HSR_{it} 取 0。需要提醒的是,考虑到一些城市高铁建成时间为下半年甚至接近年底,因而很难在建成当年就带来碳减排效应,为此,参照李建明和罗能生(2020)的做法,将上半年开通高铁定义为当年开通,而将下半年开通高铁定义为下一年开通,以此表现高铁开通带来的实际效应。

3. 控制变量

(1)经济发展水平(ED):采用各市人均 GDP 表示。(2)人口密度(PD):参考黄和平等(2022)的研究,采用单位行政区划面积人口数表示。(3)研发投入(RD):参考余泳泽等(2019)的研究,采用地方财政预算支出中科技支出与当地 GDP 占比表示。(4)外商直接投资(FDI):采用各市实际利用外资额占 GDP 比重表示。(5)金融发展(FD):采用各市金融机构各项贷款余额与当地 GDP 的比值表示。

4. 机制变量

(1)公路客运量(HPV):采用公路客运量占客运总量的比值表示。(2)产业结构(IS):参考姚昕等(2017)的研究,用各市第三产业占当地 GDP 的比重表示。(3)技术创新(PAT):参考曹清峰(2020)的研究,采用各市每万人专利授权数表示。(4)资源配置:采用劳动错配指数(τ_{li})与资本错配指数(τ_{ki})表示。

(三)数据来源及说明

剔除三沙、儋州、毕节、铜仁等数据缺失较为严重的城市,最终保留我国 285 个地级及以上城市 2003 - 2017 年面板数据作为研究样本。碳排放数据来源于 CEADs 数据库,高铁开通数据通过国家铁路局网站手工整理,中介变量中各地级市专利授权数来自中国研究数据服务平台,其余控制变量及中介变量数据来源于《中国城市统计年鉴》及各市统计年鉴。考虑到数据的可获取性,以 2003 年为基期,并采用各市所在省的 GDP 平减指数对相关指标做平减处理。各主要变量描述性统计见表 1(下页):

四、实证结果及分析

(一)基准回归

1. 平行趋势检验

进行双重差分回归有一个重要前提,即在政策实施前,实验组与控制组的变化趋势保持一致。为此,参考 Beck 等(2010)的做法,通过构造下列方程

©1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 1　　主要变量描述性统计

变量符号	变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
CE	碳排放	4275	24.848	22.886	1.529	230.712
HSR	高铁是否开通	4275	0.293	0.455	0.000	1.000
ED	经济发展	4275	2.844	2.879	0.189	24.369
FDI	外商直接投资	4275	2.528	2.863	0.000	37.275
FD	金融发展	4275	1.063	0.807	0.117	18.211
RD	研发投入	4275	0.235	0.328	0.000	8.681
PD	人口密度	4275	0.042	0.033	0.001	0.265
HPV	公路客运量占比	3420	0.909	0.112	0.091	1.000
IS	产业结构	4275	37.312	8.925	8.580	80.605
PAT	技术创新	4275	4.343	9.351	0.004	164.142
τ_{li}	劳动错配指数	4230	0.303	0.291	0.000	3.555
τ_{ki}	资本错配指数	4230	0.536	0.559	0.000	8.725

(2)进行平行趋势检验,同时考察高铁开通对碳排放的动态效应:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \lambda_{\vartheta} \sum_{\vartheta=1}^{3} HSR_{it-\vartheta} + \lambda_{\varphi} \sum_{\varphi=1}^{4} HSR_{it+\varphi} + \beta_j \sum X_{jit} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,$HSR_{it-\vartheta}$和$HSR_{it+\varphi}$分别为高铁开通前第ϑ年以及高铁开通后第φ年的虚拟变量,系数λ_{ϑ}描述的是高铁开通前处理组与控制组的差异,用于考察处理组与控制组在高铁开通之前碳排放的平行趋势;系数λ_{φ}描述的是高铁开通后处理组与控制组间的差异,用于考察高铁开通影响碳排放的动态影响。其余变量则与模型(1)保持一致。

图 1 反映了各年份虚拟变量对应的系数,在高铁开通前,所有系数均不显著,说明在高铁开通前,处理组与控制组之前的变化趋势是一致的,不存在显著差异,表明通过了平行趋势检验;在高铁开通后的年份,系数显著为负,且随着年份的增加,系数有增大的趋势,表明高铁开通的碳减排效应会随着年份的推移逐渐扩大。

2. 基准回归结果

表 2 反映了高铁开通影响城市碳排放的基准回归结果,模型 1—4 采用逐步加入控制变量的方式进行回归,同时控制城市固定效应和年份固定效应,可

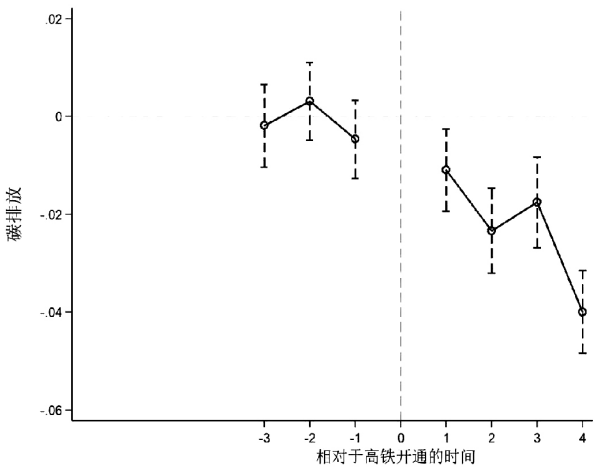

图 1　平行趋势检验及动态效应

以看到 4 个模型的回归结果均显示高铁开通对碳排放的影响显著为负,说明高铁开通具有显著的碳减排效应,初步表明假设 H1 成立。具体来看,各个模型 HSR 的系数均在 1% 水平下显著,平均而言,一个城市开通高铁能使碳排放下降 1.8% ~2.4%。

控制变量方面,经济发展水平对碳排放的影响显著为负,可能的原因在于:我国在经济发展的同时,还带来了一系列技术及制度上的变革,同时产业结构不断优化,进而导致碳排放量在一定时期内的减少;外商直接投资对碳排放的影响显著为负,说明外资的引进对我国碳减排起到了一定的积极作用,外资企业相对于本土企业拥有更先进的生产技术,

(China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.) http://www.cnki.net

表 2　　基准回归

变量	lnCE	lnCE	lnCE	lnCE
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
HSR	−0.024***	−0.018***	−0.019***	−0.018***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
ED		−0.014***	−0.016***	−0.015***
		(0.002)	(0.002)	(0.002)
FDI			−0.004***	−0.004***
			(0.001)	(0.001)
FD			0.032***	0.031***
			(0.003)	(0.003)
RD				0.007
				(0.007)
PD				−1.343***
				(0.465)
_cons	2.292***	2.308***	2.292***	2.346***
	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.020)
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
样本量	4275	4275	4275	4275
R^2	0.903	0.906	0.908	0.909

注:括号内为标准误,***、**、*表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。下表同。

通过对本土企业的技术“示范”作用和对高碳排放产品的“挤出”作用(郭沛等,2013),减少了本土碳排放;金融发展对碳排放的影响显著为正,说明金融发展水平越高,工业化、城市化进程越快,能源消耗和二氧化碳排放也会随之增加(严成樑等,2016);研发投入在统计意义上并不显著;人口密度对碳排放的影响显著为负,可能的原因在于城市人口密度越大越有助于发挥人口的集聚效应,促进公共基础设施的共享,并形成有助于生产率提升的劳动力池,进而降低能源消耗及碳排放(王少剑、黄永源,2019)。

(二)稳健性检验

1. 替换被解释变量

为防止因指标选取差异而导致研究结果不稳健,本文分别采用人均碳排放以及碳排放强度作为被解释变量,其余变量保持不变,重新对公式(1)进行回归,得到的回归结果见表3(下页)中的模型 1 和模型 2。可以看到两个模型中高铁开通的系数均显著为负,大小也与基准回归结果无显著差异,说明基准回归结果具有稳健性。

2. 剔除异常值的影响

考虑到北京、上海、天津和重庆四个直辖市以及各省的省会城市在经济结构、行政级别以及功能定位上均与其他城市存在较大差距,政府在进行高铁线路规划时可能会优先偏向于这类城市,从而导致处理组和控制组在受政策冲击时存在明显差异,进而导致实证结果偏误。为此,本文尝试将样本中的直辖市及省会城市予以剔除,并对余下的 255 个样本城市重新做回归,回归结果见表 3 中的模型 3,可以看到高铁开通的影响系数依旧在 1% 水平下显著为负。

China Social Sciences Academic Journals. All rights reserved. http://www.cnki.net

3. 考虑高铁开通的滞后效应

考虑到高铁开通可能并非立即产生影响(刘勇政、李岩,2017),本文对高铁开通变量进行滞后一期处理①;同时,为了避免联立方程偏误,本文采用沈坤荣和金刚(2018)的做法,对所有控制变量也滞后一期,重新进行回归。从表 3 中模型 4 的回归结果可以看出,在考虑滞后效应的前提下,高铁开通依旧具有显著的碳减排效应。

4. 排除其他试点政策的干扰

在碳达峰、碳中和背景下,我国碳减排是一项艰巨且复杂的工程。在这个过程中,国家也出台了多种环境规制政策助力碳减排。为排除环境试点政策的影响,本文重点考虑下列两种具有代表性的环境试点政策:(1)低碳试点政策。本文所选的样本城市中有 124 个城市在样本期内陆续实施了低碳试点政策,因此有必要排除低碳试点政策对本文研究结果的影响。(2)碳排放权交易试点政策。在样本期内的 285 个城市中,有 46 个城市被列入碳交易试点城市,该政策同样可能会干扰高铁开通对碳排放的影响。为排除上述环境试点政策对高铁开通的碳减排效应的影响,参照曹清峰(2020)的做法,在前文公式(1)的基础上分别加入低碳试点政策变量(LCP)以及碳交易试点政策变量(CTP),得到下列公式(3)—(5):

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{it} + \alpha_2 LCP_{it} + \omega_j \sum X_{jit} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 HSR_{it} + \beta_2 CTP_{it} + \xi_j \sum X_{jit} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \chi_0 + \chi_1 HSR_{it} + \chi_2 LCP_{it} + \chi_3 CTP_{it} + \psi_j \sum X_{jit} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

与前文类似,LCP_{it} 和 CTP_{it} 分别代表低碳试点政策和碳交易试点政策估计量,如果城市 i 在第 t 年被列入了低碳试点范围,则 LCP_{it} 取值为 1,否则取值为 0。同样,若城市 i 在第 t 年被列入了碳交易试点名单,则 CTP_{it} 取值为 1,否则取值为 0。表 4 反映了公式(3)—(5)的回归结果,可以发现,即便考虑了低碳试点以及碳排放交易这两种试点政策,高铁开通的影响系数仍旧在 1% 水平下显著为负,进一步佐证了假设 H1 的稳健性。

5. 反事实检验

为检验基准回归结果的稳健性,需对高铁开通影响碳排放的净效应进行反事实检验,即考察未开通高铁时,虚拟变量 HSR_{it} 对城市碳排放的影响。具体而言,假如虚拟变量 HSR_{it} 对碳排放影响不显著,则说明未开通高铁前,的确不存在高铁开通降低碳排的说法,同时也意味着处理组与控制组之间不存在系统性误差;若虚拟变量 HSR_{it} 对碳排放存在显著影响,则说明原文中的政策效应可能源于其他系统性因素,而本文所得到的基准回归结论并不可信。为此,参考 Topalova(2010)、袁航和朱承亮(2018)的做法,将各城市开通高铁的时间分别提前一年、两年进行检验(用 HSR - PRE1 和 HSR - PRE2 分别表示高铁开通时间提前一年、两年的虚拟变量)。具体回归结果见表 5。可以看到,无论是否加入控制变量,当高铁开通时间分别提前一年、两年后,虚拟变量

表 3　稳健性检验

变量	被解释变量为人均碳排放	被解释变量为碳排放强度	剔除直辖市及省会城市	考虑高铁开通的滞后效应
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
HSR/L. HSR	-0.026***	-0.018***	-0.018***	-0.019***
	(0.006)	(0.005)	(0.006)	(0.005)
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
样本量	4275	4275	3825	3990
R^2	0.880	0.878	0.912	0.891

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

表 4 排除其他试点政策干扰

变量	lnCE	lnCE	lnCE
	模型(3)	模型(4)	模型(5)
HSR	-0.019***	-0.021***	-0.021***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)
LCP	-0.036***		-0.008
	(0.006)		(0.006)
CTP		-0.110***	-0.106***
		(0.008)	(0.009)
控制变量	是	是	是
城市固定	是	是	是
年份固定	是	是	是
样本量	4275	4275	4275
R^2	0.909	0.912	0.913

HSR - PRE1 和 HSR - PRE2 对碳排放的影响均不显著,表明高铁开通前,虚拟变量未对碳排放产生影响,不存在系统性误差,故基准回归结论具备可信性,即高铁开通确实能为沿线城市带来碳减排效应。

(三)内生性问题

为规避双向因果和一些不可观测因素引致的内生性问题,本文将采用工具变量法作进一步检验。考虑到地形起伏度(RDLS)可以用来反映当地地形复杂程度,进而影响高铁修建成本及难易程度,通常来讲,地形起伏度越大,修建高铁的成本和难度也越大,故地形起伏度满足作为工具变量的相关性条件。同时,地形起伏度作为自然因素,与其他经济变量不存在直接关联,满足作为工具变量的外生性条件。在封志明等(2007)的研究基础上,利用 Arcgis 的窗口分析法将中国地理空间数据云数字高程模型(SRTM 90m)数据重采样成 1km,并运用相关模型计

表 5 反事实检验

变量	lnCE	lnCE	lnCE	lnCE
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
HSR - PRE1	-0.016	-0.012		
	(0.012)	(0.012)		
HSR - PRE2			-0.007	-0.005
			(0.013)	(0.013)
控制变量	否	是	否	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
样本量	4275	4275	4275	4275
R^2	0.903	0.908	0.903	0.908

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

算得到中国陆地地形起伏度公里网格数据集。同时借鉴 Duflo 和 Pande(2007)以及吉赟和杨青(2020)的做法,为使工具变量个数大于内生变量个数,利用地形起伏度与各年份虚拟变量的乘积作为工具变量组进行回归,回归结果见表6。

从表6的第一阶段回归结果可以看出,在大多数年份,地形起伏度与年份虚拟变量交互项的回归系数都显著为负,说明城市地形起伏度越大,开通高铁的难度越大,与预期相符。同时,Kleibergen - Paap rk LM 统计量为 18.463,对应 P 值为 0,说明不存在识别不足的问题;Cragg - Donald Wald F 的值为 14.879,大于 Staiger 和 Stock(1997)提出的相关工具变量为10的经验值,说明不存在弱工具变量问题。综合来看,本文所选取的工具变量是合理的。通过第二阶段回归结果可以发现,高铁开通对碳排放的影响显著为负,结论与基准回归结果保持一致。

(四)异质性分析

前文虽分析了高铁开通对城市碳排放的总体影响,但无法体现城市区位差异带来的影响。我国幅员辽阔,不同城市在地理区位、资源条件、人力资本

表6　工具变量两阶段回归结果

	第一阶段回归			第二阶段回归
	HSR		HSR	lnCE
RDLS*2003	-0.109*** (0.013)	RDLS*2011	-0.093*** (0.016)	
RDLS*2004	-0.112*** (0.013)	RDLS*2012	-0.083*** (0.017)	
RDLS*2005	-0.0466*** (0.0148)	RDLS*2013	-0.067*** (0.019)	
RDLS*2006	-0.051*** (0.015)	RDLS*2014	0.055 (0.059)	
RDLS*2007	-0.064*** (0.015)	RDLS*2015	0.073 (0.070)	
RDLS*2008	-0.066*** (0.015)	RDLS*2016	0.101 (0.132)	
RDLS*2009	-0.074*** (0.015)	RDLS*2017	0.123 (0.133)	
RDLS*2010	-0.072*** (0.015)			
HSR				-3.356*** (0.808)
控制变量	是			是
城市固定	是			是
年份固定	是			是
样本量	4275			4275
R^2	0.234			0.530
Kleibergen - Paap rk LM	18.463			
Cragg - Donald Wald F	14.879			

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

水平以及商业魅力等方面存在较大差异,这也导致了不同城市在碳排放水平及高铁网络建设上的迥异。为此本文将进一步从城市区位、商业魅力、资源禀赋以及人力资本水平四个方面探讨高铁开通对碳排放的影响差异。

1. 城市区位异质性

按照《中国海洋统计年鉴》对沿海及内陆城市的划分标准,将样本城市划分成 53 个沿海城市及 232 个内陆城市。表 7 中的模型 1、模型 2 分别反映了高铁开通对沿海及内陆城市碳排放的影响。不难看出,相对于沿海城市,高铁对内陆城市的碳减排效应更加显著。一方面,沿海地形多为平原或丘陵,本身具备较强的交通可达性,因此高铁带来的边际碳减排效应相对有限。反观内陆地区,多为高山与盆地,地形起伏度较大,高铁的修建极大地提高了其交通便利性,通过高铁所带来的碳减排效应也远高于沿海地区;另一方面,高铁修建在提高内陆地区交通可达性的同时,还加快了创新资源的汇聚以及发达地区先进技术的溢出。因而内陆地区在碳减排的过程中拥有更强的后发优势。

2. 城市资源禀赋异质性

参考 2013 年 12 月 3 日国务院印发的《全国资源型城市可持续发展规划(2013 - 2020)年》,根据各城市的资源禀赋,将本文选取的 285 个城市划分为 115 个资源型城市和 170 个非资源型城市。表 7 中的模型 3 与模型 4 反映了高铁开通对这两类城市的影响结果,相对于非资源型城市,高铁开通对资源型城市有着更明显的碳减排效应。主要在于资源型城市产业结构相对单一,且以劳动密集型和资本密集型等高碳排放产业为主。高铁开通能加快创新要素流动,通过低碳生产技术的外溢加快资源型城市实现产业结构转型升级,进而达到碳减排目的。

3. 城市商业魅力异质性

依据新一线城市研究所最新发布的《商业城市魅力排行榜》将 285 个样本城市划分为 19 个一线及新一线城市、30 个二线城市以及 236 个三线及三线以下城市。表 8(下页)中模型 1—3 分别展示了高铁对各线城市碳排放的影响。可以看到,高铁开通只对三线及三线以下城市的碳排放有明显抑制作用。以 2017 年为例,碳排放总量排在前 50 名的城市中有 31 个属于二线及二线以上城市,占比高达 62%。总体来看,三线及三线以下城市碳排放情况好于二线及二线以上城市。针对碳排放比较严重的二线及二线以上城市,单纯依靠高铁等基础设施改善恐怕难以达到显著的碳减排效果,还需要采取更多有利于碳减排的配套政策。而在三线及三线以下城市,高铁开通往往能带来更大的边际效用,其内部经济结构的改善也越强烈(张明志等,2019),这个过程中碳排放得到了明显的抑制。

4. 城市规模异质性

根据 2014 年《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》,以 2017 年城市常住人口规模为划分依据,将样本城市划分为小城市(45 个)、中等城市(101 个)、大城市(126 个)和特大及超大城市(13 个)。表 8

表 7　城市区位及资源禀赋异质性分析结果

变量	沿海城市	内陆城市	资源型城市	非资源型城市
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
HSR	0.033	-0.031***	-0.035***	-0.008
	(0.020)	(0.006)	(0.009)	(0.007)
控制变量	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
样本量	795	3480	1725	2550
R^2	0.921	0.910	0.910	0.912

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

表 8　　城市商业魅力及规模异质性分析结果

变量	一线及新一线城市	二线城市	三线及三线以下城市	小城市	中等城市	大城市	特大及超大城市
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7
HSR	-0.002	-0.006	-0.019***	-0.105***	-0.001	-0.002	-0.010
	(0.020)	(0.011)	(0.006)	(0.021)	(0.008)	(0.007)	(0.023)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
城市固定	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是
样本量	285	450	3540	675	1515	1890	195
R^2	0.902	0.946	0.910	0.891	0.925	0.932	0.915

模型 4—模型 7 展示了城市规模异质性结果,发现高铁开通的碳减排效应只在小规模城市显著。原因在于高铁开通的技术外溢效应更有利于小规模城市企业生产率提升和企业转型升级,进而降低了小规模城市碳排放(孙鹏博、葛力铭,2021)。

(五)作用机制分析

通过前文理论分析可知,高铁开通主要通过交通替代效应、产业结构效应、技术创新效应及资源配置效应四条路径来影响城市碳排放。其中,交通替代效应所对应的中介变量(HPV)用各市公路客运量占客运总量的比值表示②;产业结构效应所对应的中介变量(IS)用各市第三产业增加值与当地 GDP 的比值来表示;技术创新效应所对应的中介变量(PAT)采用各市每万人专利授权数③表示;资源配置效应用资源错配指数表示,τ_{ki} 和 τ_{li} 分别表示资本错配指数和劳动错配指数。本文参考白俊红和刘宇英(2018)的研究,采用如下资源错配指数衡量城市要素错配程度:

$$\gamma_{ki} = \frac{1}{1+\tau_{ki}}, \gamma_{li} = \frac{1}{1+\tau_{li}} \tag{6}$$

$$\gamma_{ki} = \left(\frac{K_i}{K}\right) \Big/ \left(\frac{s_i \beta_{ki}}{\beta_k}\right), \gamma_{li} = \left(\frac{L_i}{L}\right) \Big/ \left(\frac{s_i \beta_{li}}{\beta_l}\right) \tag{7}$$

其中,γ_{ki}、γ_{li} 为要素价格相对扭曲系数,$s_i = p_i y_i / Y$ 表示城市 i 的产出占总产出 Y 的比例,$\beta_k = \sum_{i=1}^{n} s_i \beta_{ki}$ 为产出加权的资本贡献值,K_i/K 为地区 i 拥有的资本与资本总量的实际比值,$s_i \beta k_i / \beta_k$ 为资本实现有效配置时城市 i 使用资本的理论比值,相应的,τ_{ki}、τ_{li} 则为资本错配指数和劳动错配指数,数值越大说明资源错配程度越高,配置越不合理。

以往学者们通常都采用温忠麟和叶宝娟(2014)等人提出的中介效应模型进行机制分析,然而江艇(2022)则指出中介效应模型源于心理学研究,用于经济学实证分析可能存在内生性偏误以及影响渠道识别不清等问题。为避免上述问题,本文参考宋弘等(2019)的研究思路,通过考察核心解释变量对机制变量的影响进行机制分析。模型设定如下:

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 HSR_{it} + \eta_j \sum X_{jit} + \mu'_i + \nu'_t + \varepsilon'_{it} \tag{8}$$

其中,i、t 分别表示城市和年份;M_{it} 表示机制变量;其余与公式(1)保持一致。

通过表 9 模型 1 可知,高铁开通对公路客运量占比的影响系数为负,但在统计意义上并不显著。可能的原因是:在 285 个样本城市中,开通高铁的城市有 219 个,还有约 23.16% 的城市并没有开通高铁,另外在已经开通高铁的这些城市中还有将近 7% 是在 2016 年之后才开通的,对于这部分城市而言,由高铁所引起的交通替代效应很难及时体现出来,并导致样本整体不显著。通过模型 2 可以看到,高铁开通对产业结构的影响显著为正,说明高铁开通确实提高了第三产业比重,加快了产业转型升级,进而限制了碳排放。通过模型 3 可以看到,高铁开通对技术创新的影响显著为正,说明高铁建设提高了城市整体创新水平,进而达到了碳减排的目的。从

China Social Science Excellence. All rights reserved. www.cssci.com

表 9　　作用机制分析结果

变量	交通替代效应	产业结构效应	技术创新效应	资源配置效应	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	HPV	IS	PAT	τ_{li}	τ_{ki}
HSR	-0.001	0.922***	0.958***	-0.011**	-0.003***
	(0.006)	(0.191)	(0.312)	(0.005)	(0.001)
控制变量	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	3420	4275	4275	4230	4230
R^2	0.041	0.491	0.343	0.028	0.360

模型 4 和模型 5 的结果可以看到,高铁开通对劳动错配及资本错配指数的影响显著为负,说明高铁开通显著降低了资源错配程度,并通过对资源的合理分配降低碳排放。综上来看,高铁开通主要通过产业结构效应和技术创新效应实现碳减排,而交通替代效应在此过程中表现并不明显。该结论说明假设 H2 部分成立。

五、进一步讨论:经济增长目标和环境目标约束的调节作用

本文围绕高铁开通是否降低城市碳排放这一问题展开论述,而上述实证结果证实了高铁开通的碳减排效应,并且还具有显著的异质性特征。然而,正如前文理论分析所述,地方政府为保持适宜的经济增长而制定的经济增长目标以及为改善环境质量而制定的环境目标,均可能影响到高铁开通的低碳治理效果。为此,本文进一步探讨经济增长目标及环境目标约束下高铁开通的碳减排效果。为验证假设 H3,本文构建调节效应模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{it} \times EGT_{it} + \alpha_2 HSR_{it} + \alpha_3 EGT_{it} + \beta_j \sum X_{jit} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HSR_{it} \times EO_{it} + \alpha_2 HSR_{it} + \alpha_3 EO_{it} + \beta_j \sum X_{jit} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中,EGT 表示经济增长目标约束,参考詹新宇和刘文彬(2020)的研究,选取地级市政府工作报告中的经济增长目标值衡量;EO 表示环境目标约束,参考余泳泽等(2020)的做法,根据各地级市当年政府工作报告中是否明确提到能源消耗及污染排放等目标值,若提到则赋值为 1,否则为 0。

表 10(下页)报告了经济增长目标及环境目标对高铁开通驱动城市碳减排的调节作用结果。通过表 10 中模型 1、模型 2 的回归结果可以看到,高铁开通(HSR)与经济增长目标(EGT)的交互项(HSR_EGT)对碳排放的影响显著为正,且在 1% 水平下显著。说明经济增长目标对高铁开通的降碳效应有负向调节作用。其中的缘由在于经济增长目标会强化地方政府的经济发展动机,为达到既定的目标值,地方政府往往会通过降低环境准入门槛等手段招商引资,由此形成以牺牲环境为代价的“逐底竞争”现象。此外,较高的经济增长目标还会造成地方政府的过度投资及重复建设等问题,由此加剧碳排放。综合来看,经济增长目标弱化了高铁开通的碳减排效应。

从表 10 中模型 3、模型 4 的回归结果可以看到,高铁开通(HSR)与环境目标(EO)的交互项(HSR_EO)对碳排放的影响显著为负,且至少在 5% 水平下显著。说明环境目标对高铁开通的降碳效应有正向调节作用。可能的原因在于,各地的环境目标约束会加大地方政府环境治理力度,有助于激励企业进行低碳技术研发,同时倒逼企业转型升级。环境目标约束进一步强化了高铁开通的产业结构效应及技术创新效应,正向调节高铁开通对城市碳排放的促降作用。

©1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 10　双重目标约束下的调节作用回归结果

变量	经济增长目标约束		环境目标约束	
	lnCE 模型 1	lnCE 模型 2	lnCE 模型 3	lnCE 模型 4
HSR	-0.161*** (0.036)	-0.136*** (0.037)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
HSR_EGT	0.013*** (0.003)	0.011*** (0.003)		
EGT	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)		
HSR_EO			-0.027*** (0.009)	-0.018** (0.009)
EO			0.034 (0.025)	0.029 (0.025)
控制变量	否	是	否	是
城市固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
样本量	4275	4275	4275	4275
R^2	0.905	0.910	0.904	0.909

六、结论与建议

经过 10 余年的发展,我国高铁建设取得了举世瞩目的成就。高铁网络在促进社会经济发展的同时,对气候变化也产生了深远影响。然而既有文献更多关注高铁开通对经济发展、投资、房价、创新水平等经济因素的影响,涉及高铁对环境变化尤其是碳排放影响的文章较少。鉴于此,本文利用我国 2003 - 2017 年 285 个城市面板数据,运用渐进 DID 模型检验了高铁开通对城市碳排放的影响效应。得到以下主要结论:

(1)高铁开通对我国碳排放具有显著的抑制作用,并且通过动态效应分析可以发现该减排效应具有逐渐扩大的趋势,在经过多种稳健性检验以及处理内生性问题后该结论依然成立。

(2)分城市区位来看,高铁开通对内陆城市的碳减排作用更明显;分城市资源禀赋来看,高铁开通对资源型城市的碳减排作用更明显;分城市商业魅力来看,高铁开通只对三线及三线以下城市有显著碳减排作用;分不同城市规模来看,高铁开通的碳减排效应在小规模城市表现更明显。

(3)作用机制分析表明,产业结构升级、技术创新以及资源配置改善是高铁开通降低碳排放的重要途径,而交通替代在此过程中表现并不明显。

(4)进一步分析表明,经济增长目标约束弱化了高铁开通的碳减排效果,环境目标约束有利于高铁开通的低碳治理效应发挥。

基于以上结论,为进一步完善高铁网络建设,降低城市碳排放,特提出以下政策建议:

(1)进一步提高高铁网络覆盖率,同时兼顾区域差异。虽然高铁网络建设成本高昂,且处于年年亏损的困境,但从碳减排效益角度来看,高铁建设仍然具有合理性。从本文的回归结果可知,高铁开通具有显著的碳减排效应。此外,从异质性分析结果来看,高铁对内陆城市、三线及三线以下城市、资源型城市的碳减排效果更明显,然而这些城市的高铁开通情况远不及沿海城市、三线以上城市以及非资源型城市,因此,在进行高铁网络规划时,还应平衡区域差异,适当向内陆地区、三线及三线以下城市、资

China Social Sciences Publishing. All rights reserved. http://www.cnki.net/

源型城市倾斜,最大化高铁开通带来的碳减排效应。

(2)充分发挥高铁开通的产业结构效应,通过产业结构的优化助力碳减排。高铁开通削弱了要素流动壁垒,加快了生产要素流动,进而推动节点城市第三产业发展。地方政府应当为当地产业结构调整积极配套相关政策,如制定金融、税务、招商引资等方面的产业政策,降低企业在转型升级过程中的阻力,营造良好的市场氛围,鼓励市场主体对传统产业进行改造,助力城市产业向低碳化发展。

(3)充分发挥高铁开通的技术创新效应,通过加快知识及技术的传播降低碳排放。高铁开通加快了人力资本等创新要素的流动,同时促进了知识和技术的溢出。因此,地方政府应充分利用高铁开通在知识及技术溢出方面的优势,积极创建创新发展平台,加大绿色技术研发投入力度,加强产学研深度融合,提高碳减排技术的成果转化。

(4)充分发挥高铁开通的资源配置效应,通过缓解市场分割降低碳排放。高铁开通促进了生产要素的跨区域流动,缩小了区域间的生产要素差异,缓解了市场分割,各生产要素的配置效率提升,同时促进优质生产要素高效流动,全面提升整个市场的要素利用效率,进而达到减排效果。

(5)选择合适的政府目标组合,充分发挥绿色交通的低碳红利。一方面,地方政府可以“软约束”的形式制定经济增长目标,避免因经济增长目标制定过高而出现产业结构固化及创新活动阻滞等现象,进而削弱高铁开通的低碳治理效果。另一方面,可适当强化环境目标,通过环境目标约束倒逼企业进行低碳创新,加快企业绿色低碳转型进程,同时推动绿色交通与环境目标约束的协同治理体系。

致谢:感谢匿名审稿专家的修改建议,文责自负。

注释:

①本文同时还做了滞后两期及滞后三期处理,估计结果均显示高铁开通的影响系数显著为负,证实了基准回归结果的稳健性,限于篇幅,未在正文中作出汇报。

②考虑到《中国城市统计年鉴》中各市客运总量数据只更新到2014年,故在进行交通替代效应检验时,为了保持各数据统一性,所有变量年份均取自2003-2014年,共3420个观测值。

③包括发明专利、实用新型专利以及外观设计型专利。

参考文献:

[1]白俊红,刘宇英.对外直接投资能否改善中国的资源错配[J].中国工业经济,2018,(01):60-78.

[2]卞元超,吴利华,白俊红.高铁开通是否促进了区域创新?[J].金融研究,2019,(06):132-149.

[3]曹清峰.国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据[J].中国工业经济,2020,(07):43-60.

[4]杜兴强,彭妙薇.高铁开通会促进企业高级人才的流动吗?[J].经济管理,2017,39(12):89-107.

[5]封志明,唐焰,杨艳昭,张丹.中国地形起伏度及其与人口分布的相关性[J].地理学报,2007,(10):1073-1082.

[6]郭沛,蒋庚华,张曙霄.外商直接投资对中国碳排放量的影响——基于省际面板数据的实证研究[J].中央财经大学学报,2013,(01):47-52.

[7]郭晓辉.经济增长目标、地方政府行为与环境效应的关系[J].城市问题,2020,(09):60-70.

[8]韩峰,谢锐.生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J].数量经济技术经济研究,2017,34(03):40-58.

[9]吉赟,杨青.高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究[J].世界经济,2020,43(02):147-166.

[10]江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,(05):100-120.

[11]李建明,罗能生.高铁开通改善了城市空气污染水平吗?[J].经济学(季刊),2020,19(04):1335-1354.

[12]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.

[13]刘悦,周默涵.环境规制是否会妨碍企业竞争力:基于异质性企业的理论分析[J].世界经济,2018,41(04):150-167.

[14]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[J].经济研究,2017,52(04):195-208.

[15]卢娜,王为东,王森,张财经,陆华良.突破性低碳技术创新与碳排放:直接影响与空间溢出[J].中国人口·资源与环境,2019,29(05):30-39.

[16]黄和平,谢云飞,黎宁.智慧城市建设是否促进了低

China Social Science Excellence. All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

碳发展？——基于国家智慧城市试点的“准自然实验”[J]. 城市发展研究,2022,29(05):105－112.

[17]潘爽,叶德珠. 交通基础设施对市场分割的影响——来自高铁开通和上市公司异地并购的经验证据[J]. 财政研究,2021,(03):115－129.

[18]任晓松,刘宇佳,赵国浩. 经济集聚对碳排放强度的影响及传导机制[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(04):95－106.

[19]沈坤荣,金刚. 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,2018,(05):92－115＋206.

[20]宋弘,孙雅洁,陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界,2019,35(06):95－108＋195.

[21]孙广召. 高铁开通、政府行为与 TFP 增长率[J]. 制度经济学研究,2020,(01):22－50.

[22]孙鹏博,葛力铭. 通向低碳之路:高铁开通对工业碳排放的影响[J]. 世界经济,2021,44(10):201－224.

[23]孙浦阳,张甜甜,姚树洁. 关税传导、国内运输成本与零售价格——基于高铁建设的理论与实证研究[J]. 经济研究,2019,54(03):135－149.

[24]王成新,苗毅,吴莹,姬宇,徐鹤. 中国高速铁路运营的减碳及经济环境互馈影响研究[J]. 中国人口·资源与环境,2017,27(09):171－177.

[25]王群勇,陆凤芝. 高铁开通的经济效应:“减排”与“增效”[J]. 统计研究,2021,38(02):29－44.

[26]王少剑,黄永源. 中国城市碳排放强度的空间溢出效应及驱动因素[J]. 地理学报,2019,74(06):1131－1148.

[27]王雨飞,倪鹏飞. 高速铁路影响下的经济增长溢出与区域空间优化[J]. 中国工业经济,2016,(02):21－36.

[28]魏楚,郑新业. 能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验[J]. 中国社会科学,2017,(10):90－111＋206.

[29]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(005):731－745.

[30]严成樑,李涛,兰伟. 金融发展、创新与二氧化碳排放[J]. 金融研究,2016,(01):14－30.

[31]杨思莹,路京京. 绿色高铁:高铁开通的减排效应及作用机制[J]. 财经科学,2020,(08):93－105.

[32]姚昕,潘是英,孙传旺. 城市规模、空间集聚与电力强度[J]. 经济研究,2017,52(11):165－177.

[33]叶德珠,潘爽,武文杰,周浩. 距离、可达性与创新——高铁开通影响城市创新的最优作用半径研究[J]. 财贸经济,2020,41(02):146－161.

[34]余泳泽,刘大勇,龚宇. 过犹不及事缓则圆:地方经济增长目标约束与全要素生产率[J]. 管理世界,2019,35(07):26－42＋202.

[35]余泳泽,潘妍. 高铁开通缩小了城乡收入差距吗？——基于异质性劳动力转移视角的解释[J]. 中国农村经济,2019,(01):79－95.

[36]余泳泽,孙鹏博,宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级？[J]. 经济研究,2020,55(08):57－72.

[37]袁航,朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济,2018,(08):60－77.

[38]詹新宇,刘文彬. 中国式财政分权与地方经济增长目标管理——来自省、市政府工作报告的经验证据[J]. 管理世界,2020,36(03):23－39＋77.

[39]张般若,李自杰. 高铁能促进低碳经济吗？——高铁开通对城市碳排放强度的影响及机制研究[J]. 华中科技大学学报(社会科学版),2021,35(01):131－140.

[40]张杰,周晓艳,李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D？[J]. 经济研究,2011,46(08):78－91.

[41]张俊. 高铁建设与县域经济发展——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济学(季刊),2017,16(04):1533－1562.

[42]张伟,朱启贵,高辉. 产业结构升级、能源结构优化与产业体系低碳化发展[J]. 经济研究,2016,51(12):62－75.

[43]张亚斌,陈强,元如芊. 供给侧改革下我国要素错配与碳排放效率研究[J]. 学术研究,2017,(05):79－85.

[44]张明志,余东华,孙婷. 高铁开通对城市生产体系绿色重构的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(07):41－49.

[45]周新军. 高速铁路助推中国低碳经济效应[J]. 中国科学院院刊,2011,26(04):452－461.

[46]Beck,T.,R. Levine,and A. Levkov. Big Bad banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance,2010,65(5): 1637－1667.

[47]Chen,J.,M. Gao,S. Cheng,et al. County－Level CO_2 Emissions and Sequestration in China During 1997－2017[J]. Scientific Data,2020,7(1): 1－12.

[48]Cunico,E.,C. B. S. Cirani,E. L. Lopes,et al. Eco－innovation and Technological Cooperation in Cassava Processing Companies: Structural Equation Modeling[J]. Revista de Administração(São Paulo),2017,52(1): 36－46.

[49]Dong,X. High－Speed Railway and Urban Sectoral Employment in China[J]. Transportation Research Part A: Policy and Practice,2018,116: 603－621.

[50]Duflo,E. and R. Pande. Dams[J]. The Quarterly Journal of Economics,2007,122(2):601－646.

China Social Science Excellence. All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

[51] Fang, J. Impacts of High – Speed Rail on Urban Smog Pollution in China: A Spatial Difference – in – Difference Approach [J]. Science of The Total Environment, 2021, 777: 146153.

[52] Liu, S. and C. Kesteloot. High – Speed Rail and Rural Livelihood: The Wuhan – Guangzhou Line and Qiya Village [J]. Tijdschrift Voor Economische En Sociale Geografie, 2016, 107 (4): 468 – 483.

[53] Oosterhaven, J. and W. E. Romp. Indirect Economic Effects of New Infrastructure: A Comparison of Dutch High Speed Rail Variants [J]. Tijdschrift Voor Economische En Sociale Geografie, 2003, 94(4): 439 – 452.

[54] Shi, K., Y. Chen, L. Li, et al. Spatiotemporal Variations of Urban CO_2 Emissions in China: A Multiscale Perspective [J]. Applied Energy, 2018, 211: 218 – 229.

[55] Staiger, D. and J. H. Stock. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments [J]. Econometrica, 1997, 65(3): 557 – 586.

[56] Sun, L. and W. Li. Has the Opening of High – Speed Rail Reduced Urban Carbon Emissions? Empirical Analysis Based on Panel Data of Cities in China [J]. Journal of Cleaner Production, 2021, 321: 128958.

[57] Topalova, P. Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010, 2(4): 1 – 41.

[58] Yang, X., S. Lin, Y. Li, et al. Can High – Speed Rail Reduce Environmental Pollution? Evidence from China [J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 239: 118135.

Research on Carbon Emission Reduction Effect of High – speed Rail Opening: The Constraints of Both Economic and Environmental Objectives

Huang Heping　　Xie Yunfei

Abstract: In the context of carbon peaking and carbon neutrality, high – speed rail has attracted much attention as a green transportation tool to curb carbon emissions. Based on the panel data of 285 cities in China from 2003 to 2017, the progressive differential method is used to test the impact of high – speed rail opening on carbon emissions. The results show that the opening of high – speed railway has a significant carbon emission reduction effect on the cities along the route, and the dynamic effect shows that the emission reduction effect is gradually increasing. This conclusion still holds after excluding potential endogeneity problems and a series of robustness tests. The carbon emission reduction effect of high – speed railway operation is heterogeneous, and the carbon emission reduction effect of inland cities, resource – based cities, third – tier and lower – tier cities and small – scale cities is more significant. Mechanism analysis shows that the opening of high – speed rail can reduce carbon emission mainly through the effect of industrial structure, technological innovation and resource allocation, while the effect of transportation substitution is not obvious in the process of carbon emission reduction. Further analysis shows that the constraint of economic growth target strengthens the motivation of local economic development, and further reduces the carbon emission reduction effect of the opening of high – speed railway. Environmental target constraints strengthen the industrial structure effect and technical effect of high – speed railway, and help high – speed railway to achieve carbon emission reduction. The above research conclusions provide an important reference for further understanding the relationship between the opening of high – speed railway and carbon emissions, and on this basis continue to expand the construction of high – speed railway network in China and achieve the "3060" double carbon target.

China Social Science Excellence .All rights reserved. https://www.rdfybk.com/

Key words: high – speed railway opening; carbon reduction; progressive difference – in – difference; economic growth target constraint; environmental objective constraint