

交通运输结构优化与城市绿色转型： 来自地铁扩建的证据

许冰^{1,2}, 来逢波³

(1. 南京大学经济学院, 江苏南京 210093; 2. 山东交通学院经济与管理学院, 山东济南 250357;
3. 潍坊学院, 山东潍坊 261061)

摘要: 交通运输结构优化是推动城市发展方式绿色转型的重要途径。以地铁建设作为准自然实验, 基于2003—2020年278个城市的面板数据, 构建多期 DID 模型考察交通运输结构优化对城市绿色转型的影响。研究发现: 地铁建设可以有效促进城市发展方式绿色转型, 且回归结果高度稳健; 机制分析表明, 地铁建设引发的外商直接投资、绿色技术创新与人力资本升级是地铁影响城市绿色转型的重要机制; 地铁建设对城市绿色转型的促进作用存在异质性, 在三线城市、西部地区以及非资源城市这一作用更明显。研究结论为交通强国背景下我国如何推动交通运输结构优化、充分释放地铁建设的绿色发展动能提供了政策启示。

关键词: 交通运输结构; 地铁; 绿色转型

中图分类号: F572 **文献标志码:** A **文章编号:** 1009-1505(2024)01-0097-13

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1337/c.2024.01.009

一、引言

党的二十大报告指出, 加快发展方式绿色转型, 推动产业结构、能源结构、交通运输结构等调整优化。城市是发展方式绿色转型的主阵地, 是实现“双碳”目标的重要场景。近年来, 城市化进程以及向城市迁移成本的降低, 不仅引发交通拥堵现象, 降低城市便利设施水平(Desmet等, 2018)^[1], 还导致城市环境污染等“城市病”问题(陈诗一和陈登科, 2018)^[2]。大量证据指出, 环境污染会带来一系列严重后果, 例如影响居民健康、减少劳动力供给和生产效率(Zivin和Neidell, 2012; Hanna和Oliva, 2015)^[3-4], 抑制创新活力, 降低整个社会创新水平(罗勇根等, 2019)^[5], 不利于城市健康、可持续发展。

现代化城市建设亟待融入绿色低碳发展理念, 而交通运输则是其中的重要抓手。已有研究表明, 增加交通基础设施投资会为城市环境带来较大的改善效应(孙传旺等, 2019)^[6]。2021年10月, 习近平总书记在第二届联合国全球可持续交通大会开幕式上强调, “要加快形成绿色低碳交通运输方式, 加

收稿日期: 2023-09-16

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“高速交通网络对区域空间格局的塑造机理与优化路径研究”(19BJY173)

作者简介: 许冰, 男, 南京大学经济学院产业经济学系博士后, 山东交通学院经济与管理学院讲师, 经济学博士, 主要从事产业经济、交通经济研究; 来逢波, 男, 潍坊学院教授, 博士生导师, 经济学博士, 主要从事交通经济研究。

强绿色基础设施建设”,“鼓励引导绿色出行,让交通更加环保、出行更加低碳”。^①地铁是城市重要的绿色交通基础设施,是交通运输结构优化的典型表征,地铁建设对于缓解交通拥堵、提升便利性和改善空气质量有显著意义(梁若冰和席鹏辉,2016;魏守华等,2022)^[7-8]。2023年3月,交通运输部等联合颁布《加快建设交通强国五年行动计划(2023—2027年)》,提出交通运输绿色低碳转型行动,强调加快推动交通运输结构调整优化。^②目前,国内一些城市正在加快修建地铁系统,旨在通过优化城市交通运输结构促进绿色低碳转型。据统计,2022年中国大陆地区有39个城市在扩建地铁(见表1),扩建总规模达到5050.07公里,占城市轨道交通扩建总规模的79.52%。

表1 2022年城市地铁扩建线路规模

建设规模	城市
200公里以上	深圳、郑州、广州、北京、重庆、天津、杭州、合肥
150—200公里	青岛、成都、宁波、南京、佛山、厦门、沈阳、苏州、西安
100—150公里	武汉、福州、济南、上海、贵阳、石家庄
50—100公里	长春、无锡、长沙、南宁、东莞、南通、徐州
0—50公里	昆明、大连、绍兴、洛阳、哈尔滨、南昌、太原、乌鲁木齐、兰州

资料来源:《城市轨道交通2022年度统计和分析报告》。第一列中包含区间下限,不包含区间上限。

地铁网络增密一方面会提升城市通勤质量,改善环境状况;另一方面也会增强城市吸引力,提高人口、企业入驻的可能性,进而为城市交通和环境增加负担。在当前倡导绿色低碳发展的时代背景下,探寻城市发展方式绿色转型的有效途径显得尤为重要。那么,以地铁建设为代表的城市交通运输结构优化会为城市发展方式绿色转型带来怎样的影响?其核心的内在机制是什么?应该如何科学、合理规划布局城市地铁基础设施建设?这些问题是本文研究的重点。

二、文献综述

经济学界较早关注交通运输对经济增长的作用(丁华和丁宁,2023;何雄浪和王诗语,2023;刘秉镰和刘玉海,2011)^[9-11]。近年来,随着绿色低碳成为经济社会发展的主要目标,学者们展开了关于交通运输与绿色转型发展关系的激烈讨论,研究视角与研究体系逐渐细化。

部分学者研究了高铁建设带来的城市环境改善效应。大部分学者认为,高铁是低耗能和高清洁的交通运输方式,高铁建设优化了铁路交通运输结构,对降低城市污染排放、提升能源利用效率有明显作用(Zhang等,2021;李建明和罗能生,2020;王群勇和陆凤芝,2021)^[12-14]。高铁建设还会影响污染型企业的区位选择,开通高铁的城市污染型企业的新增数量明显下降(蔡宏波等,2021)^[15]。但也有学者发现,高铁经济的快速发展可能会增加地区能源消耗,为沿线城市带来更多类似噪声、振动、电磁辐射、污水及固体废弃物等污染排放,对沿线城市生态环境质量产生严重影响(张华和冯烽,2019)^[16]。还有学者研究了高速公路对不同类型县域生态环境的影响,发现高速公路带来贸易成本的明显削减(李兰冰和张聪聪,2022)^[17],会诱导贫困县在高速公路连通后吸纳更多污染型企业,并持续采用污染密集型技术调整产业结构,以牺牲生态环境为代价追求经济增长,而富裕县则会利用高速公路连通后带来的经济效益去大力改善环境,实现绿色转型发展。

到目前为止,探索地铁建设绿色发展效应的研究相对较少。梁若冰和席鹏辉(2016)^[7]考察了轨道交通的污染治理效应。王学渊等(2020)^[18]基于中国21个城市的日度数据,实证检验了地铁建设对城

①资料来源:https://www.gov.cn/xinwen/2021-10/14/content_5642639.htm。

②资料来源:https://www.gov.cn/lianbo/2023-03/31/content_5749421.htm。

市空气质量的异质性影响。此外,地铁建设可以通过吸引人力资本和外商直接投资(Bono等,2022)^[19],以及促进城市创新(王岳龙和袁旺平,2022)^[20],进而实现产业升级和绿色全要素生产率增长(付明卫和丛正龙,2023)^[21]。但也有研究表明,地铁建设并没有明显改善空气质量(Gendron-Carrier等,2022)^[22]。以上文献为本文进一步探讨交通运输结构优化与城市绿色转型的关系提供了学术滋养,但仍存在以下不足:以地铁建设为表征的交通运输结构优化对城市绿色转型的影响有待进一步厘清,其中的作用机制需要充分揭示。基于此,本文将探究地铁建设与城市绿色转型的关系,系统阐释地铁建设对城市绿色转型的影响机理,重点从外商直接投资、绿色技术创新、人力资本升级三个方面论证地铁建设影响城市绿色转型的作用机制,以期深化关于交通运输结构优化对城市绿色转型的影响研究,为政府合理规划城市交通基础设施建设,调整优化城市交通运输结构,促进城市绿色转型提供政策参考。

三、理论分析与研究假设

(一) 城市绿色转型内涵刻画

绿色转型是打破原有发展基础的发展范式新变革,是指以绿色动力、效率、质量变革促进绿色低碳高质量发展、资源节约集约高效利用以及可持续发展(孙博文,2023)^[23]。在城市绿色转型推进中,产业是绿色发展的重要落脚点,能源是绿色发展的重要领域(史丹和史可寒,2023)^[24],据此,本文将从正向与反向维度对城市绿色转型进行理解和刻画。

从正向维度看,产业是支撑城市发展方式绿色转型的核心动力,推动构建绿色、低碳、高效的产业体系是实现城市绿色转型与高质量发展的必由之路。产业体系绿色、低碳、高效转型主要通过传统产业绿色低碳技术改造与绿色产业创新发展(节能降碳产业、清洁能源产业、资源循环利用产业等)来实现产业重构及优化升级,进而驱动整个城市绿色转型和高质量发展。

从反向维度看,各类要素资源在城市集聚,特别是能源集中使用带来的污染物排放成为影响城市绿色转型的一个关键因素。工业和交通领域是城市能源应用的主要场景,也是目前城市污染物排放的主要来源。环境污染排放强度反映了一个城市污染治理能力与绿色发展动力,是城市绿色转型的一个反向重要表征。在本文中,主要以环境污染排放强度来衡量城市绿色转型水平。

(二) 地铁建设对城市绿色转型的影响

地铁建设对城市绿色转型既存在积极影响也存在消极影响。在积极影响上,一是地铁建设提升了通勤质量,促进城市内部优势资源集聚,推动城市产业结构优化与创新效率提升,有助于减少环境污染排放;二是地铁修建可以释放城市地面空间,使城市有更多的土地资源推动绿化建设,为改善环境提供了更多可能;三是地铁建设具有绿色转型的正外部性。地铁不仅节约了汽车等交通工具行驶消耗的石油等大量能源,减少了行驶过程中的尾气排放与噪声污染,而且地铁自身使用电能驱动,没有尾气排放。在消极影响上,首先,地铁建设施工周期较长,除了会给地面交通带来一定的压力,还会增加施工现场及车站等地的扬尘和废气排放,污染周边环境;其次,地铁建设需要对城市地下水进行抽取和排放,破坏了地下水系环境;再次,地铁建设和运营会产生一定程度的噪声和振动,会影响周边居民的日常工作和生活,地铁运营也需要大量电力能源维系,会产生大量电磁辐射;最后,地铁线路穿越城市或郊区,可能会对周边的生态环境造成破坏。由此,本文提出如下研究假设:

假设H1a:地铁建设能够有效降低城市环境污染,具有绿色转型效应。

假设H1b:地铁建设加剧了城市环境污染,对城市绿色转型具有抑制效应。

基于已有文献梳理和经济学逻辑,本文认为地铁建设对城市绿色转型的影响机制主要包括以下

三种:第一,外商直接投资机制。研究表明,一个城市在经历交通运输结构优化调整之后,会对外国投资者产生强大的吸引力(Bono等,2022)^[19]。首先,地铁基础设施可以产生“信号效应”,具体表现在,拥有地铁基础设施的城市会更具有现代化且充满活力,地方政府也会热衷于支持城市的经济发展。其次,城市交通运输结构优化会对生产率产生积极影响(Chatman和Noland,2014)^[25],这是提升城市吸引力,诱导外资进入的条件。基于“污染光环”假说,外商直接投资(FDI)通过技术溢出效应明显提升了东道国的环境质量,促进城市绿色转型。第二,绿色技术创新机制。地铁建设可以改善创新环境,减少创新要素流动及配置的成本,有利于加强城市内企业与高校之间的互动联系和研发合作,强化了城市内部的思想交流与知识溢出(Audretsch和Feldman,1996)^[26],推动城市产学研协同创新。第三,人力资本升级机制。地铁建设具有人力资本配置效应,城市修建地铁会吸引更多高层次人才流入,提升城市人力资本水平,与此同时,地铁建设还能缩小城市教育差距,对城市人力资本均衡发展具有强大作用(Asahi和Pinto,2022)^[27]。综合上述分析,本文提出如下研究假设:

假设H2:地铁建设可以通过外商直接投资、绿色技术创新和人力资本升级影响城市绿色转型。

地铁建设对城市绿色转型的影响也会因研究对象不同而存在差异。在不同等级和地理区位的城市,由于存在显著的经济、地理、制度条件等差异,地铁建设对城市绿色转型的作用会有所不同。一、二线城市或东部地区拥有较好的发展资源禀赋,修建地铁时间较早,已经享受到地铁建设带来的绿色转型红利。三线城市或西部地区由于人力资本和初始创新条件有限,地铁修建后吸引的人才和资本等要素流入会带来较大的绿色转型边际产出效应。特别是西部地区,既有国家层面上政策、资金、基建等的扶持,又有源于其自身开发较少所带来的高潜力,对国外资本吸引力更大。因此,三线城市或西部地区可能会从地铁建设中获益更多。

在资源型与非资源型城市,地铁建设对城市绿色转型的影响也可能会存在异质性。基于此,本文提出如下研究假设:

假设H3:地铁建设的绿色转型效应因城市规模、区域和类型而存在差异。

四、研究设计

(一) 模型构建

根据上述理论分析,本文将地铁开通的城市作为实验组,未开通地铁的城市作为对照组,构建多期DID模型对地铁建设的城市绿色转型效应进行评估,基准模型设定如下:

$$Poll_{it} = \alpha_0 + \beta_0 Metro_{it} + \theta_0 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $Poll_{it}$ 代表被解释变量——绿色转型; $Metro_{it}$ 代表核心解释变量——地铁建设, X_{it} 是可能影响城市绿色转型的一系列控制变量, μ_i 和 λ_t 分别控制城市固定效应和时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

(二) 变量选取

1. 被解释变量:绿色转型。根据上文的理论分析,选择反向维度——环境污染排放强度作为绿色转型的替代指标。对工业二氧化硫、工业废水和工业烟粉尘三类污染物排放指标使用熵值法构建环境污染指数,计算公式如下。第一步进行标准化处理:

$$x'_{ijt} = [x_{ijt} - \min(x_{jt})] / [\max(x_{jt}) - \min(x_{jt})] \quad (2)$$

计算第*i*个城市污染物*j*在*t*年的指标值比重:

$$y_{ijt} = x'_{ijt} / \sum_{i=1}^m x'_{ijt} \quad (0 \leq y_{ijt} \leq 1) \quad (3)$$

根据比重计算指标信息熵:

$$e_j = -\frac{1}{\ln n} \sum_{i=1}^n y_{ij} \ln y_{ij} \quad (4)$$

计算各指标的权重:

$$w_j = d_j / \sum_{j=1}^k d_j, d_j = 1 - e_j \quad (5)$$

最后计算综合污染指数值:

$$Poll_{it} = \sum_{j=1}^k y_{ijt} w_j \quad (6)$$

$Poll$ 的数值越大, 说明城市环境污染越严重, 绿色转型效果越差。

2. 解释变量: 地铁建设。本文所定义的地铁建设是指城市开通地铁。考虑到地铁开通运营后带来的影响效果通常会存在一定的时滞性, 因此本文借鉴王春杨等(2020)^[28]关于高铁的处理办法, 如果城市是在1—6月开通运营地铁, 那么地铁虚拟变量在当年取值为1; 如果是在7—12月开通运营地铁, 那么地铁虚拟变量则在当年取值为0, 在下一年取值为1。

3. 控制变量。本文还控制了其他影响城市绿色转型的因素, 包括: (1) 人口规模(Peo)。人口集聚以及活动通常会影响到城市环境质量(Carozzi和Roth, 2023)^[29], 选择城市人口数量衡量人口规模, 并作对数处理。(2) 产业结构(Sec)。第二产业能源投入后的排放是环境污染的重要诱因(孙传旺等, 2019)^[6], 为控制第二产业对城市环境的影响, 使用城市第二产业增加值比重衡量产业结构。(3) 经济发展水平($Pgdp$)。经济发展水平与本地环保资金投入以及环境污染有直接关系, 选择人均国内生产总值反映城市经济发展水平, 并作对数处理。(4) 科学技术投入($Tech$)。科学技术投入可以直接反映城市的技术水平, 城市绿色转型与低碳减排等绿色技术息息相关(邵帅等, 2016)^[30], 但也可能存在科学技术投入挤占城市环保投入的现象, 从而对城市绿色转型产生消极影响, 采用科学技术支出占GDP的比重衡量城市科学技术投入水平。(5) 绿化水平(Gre)。城市绿化水平高, 会在一定程度上减轻污染排放对环境的危害, 采用人均绿地面积衡量城市绿化水平。(6) 金融规模(Fin)。近年来, 金融支持环境保护力度加大, 对环境质量改善起到了积极作用, 采用年末金融机构贷款额占GDP的比重衡量城市金融规模。(7) 互联网发展水平($Inter$)。互联网发展能够提升企业绿色创新绩效, 有利于促进环境质量改善, 使用互联网宽带接入用户数量表示互联网发展水平, 并作对数处理。

4. 机制变量。根据前文分析, 外商直接投资、绿色技术创新、人力资本升级是地铁建设影响城市绿色转型的重要渠道, 因此本文选择机制变量如下: 外商直接投资(Fdi), 使用实际使用外资金额来反映。绿色技术创新(Gi), 地铁建设推动绿色技术层面的产学研协同创新, 提升了城市绿色技术创新水平, 使用绿色专利获得数来表征。人力资本升级(Hu), 以研发人员为代表的高层次人才通常更加重视工作地点的通勤质量(代昀昊等, 2023)^[31], 选择城市研发人员数量反映人力资本升级, 为缓解离群值的影响, 对变量进行1%的缩尾处理。

本文的研究样本为2003—2020年中国城市样本。考虑到样本期选择, 本文剔除2004年之前开通地铁的城市, 包括北京(1971年)、天津(1984年)、上海(1993年)、广州(1997年)、长春(2002年)和大连(2003年)6个城市, 最终确定全国278个城市2003—2020年共5004个观测值的面板数据。数据来自《中国城市统计年鉴》、国泰安数据库及中国研究数据服务平台(CNRDS), 缺失数据由插值法填补。变量的描述性统计见表2。

表2 变量描述性统计

变量	变量名称	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
$Poll$	环境污染指数	5004	0.0885	0.0890	0.00001	0.9370
$Metro$	地铁建设	5004	0.0422	0.2010	0	1
Peo	人口规模	5004	5.8427	0.6862	2.7955	8.1362

(续表2)

变量	变量名称	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Sec</i>	产业结构	5004	0.4708	0.1124	0.0266	0.9097
<i>Pgdp</i>	经济发展水平	5004	10.2387	0.8432	4.5951	13.0557
<i>Tech</i>	科学技术投入	5004	0.0019	0.0023	0.00002	0.0631
<i>Gre</i>	绿化水平	5004	0.1599	0.3325	0.0008	6.5597
<i>Fin</i>	金融规模	5004	0.8869	0.5594	0.0967	9.6221
<i>Inter</i>	互联网发展水平	5004	3.4748	1.2834	-4.2687	7.3364
<i>Fdi</i>	外商直接投资	5004	0.3801	0.8134	0	9.0846
<i>Gi</i>	绿色技术创新	5004	0.0168	0.0525	0	1.1178
<i>Hu</i>	人力资本升级	5004	1.7596	4.5013	0.0004	177.3922

五、实证结果及其分析

(一) 平行趋势检验

平行趋势假定是使用 DID 模型的重要前提,为确保本文使用多期 DID 的回归结果更加可信,首先进行平行趋势检验,图1为在95%的置信区间的平行趋势检验图。结果显示,地铁建设开通前,系数不显著,即在“地铁建设开通”这一政策干预发生之前,实验组与对照组城市有相同的变化趋势,没有显著的绿色转型效应差异,通过了事前平行趋势检验;在地铁开通之后,系数呈现明显的下降趋势,说明地铁建设为修建地铁的城市带来了明显的额外绩效变化,即地铁建设在一定程度上降低环境污染,促进城市绿色转型发展。

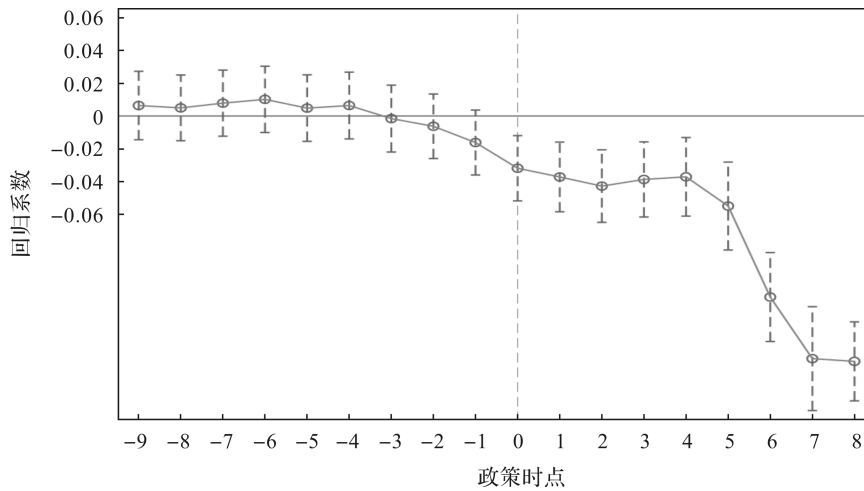


图1 平行趋势检验

(二) 基准回归结果

表3报告了地铁建设与城市绿色转型发展的基准回归结果。列(1)一(4)中,通过分别引入固定效应与控制变量的方式对地铁建设的绿色转型效应进行检验,回归结果显示,核心解释变量地铁建设(*Metro*)的系数均在1%的水平下显著为负,说明地铁建设能够减少环境污染排放,对城市绿色转型发展具有一定的促进作用,估计结果验证了假设 H1a。从 *Metro* 估计系数的经济学意义上看,在控制其他因素不变的条件下,相对于没有建设地铁的城市,地铁建设可以显著缓解城市环境污染,在一定程度上促进城市绿色转型发展。

表3 地铁建设与城市绿色转型的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Metro</i>	-0.0547 *** (0.0055)	-0.0494 *** (0.0049)	-0.0434 *** (0.0057)	-0.0518 *** (0.0052)
<i>Peo</i>			0.0362 *** (0.0047)	0.0237 *** (0.0084)
<i>Second</i>			0.0558 *** (0.0138)	0.0535 *** (0.0165)
<i>Pgdp</i>			-0.0146 *** (0.0028)	-0.0035 * (0.0042)
<i>Tech</i>			-0.8137 * (0.4722)	0.1116 (0.4286)
<i>Green</i>			0.0149 *** (0.0045)	0.0084 * (0.0043)
<i>Fin</i>			0.0049 * (0.0026)	0.0050 ** (0.0025)
<i>Inter</i>			-0.0021 (0.0019)	0.0028 (0.0018)
<i>Constant</i>	0.0908 *** (0.0038)	0.0903 *** (0.0028)	0.0036 (0.0388)	-0.0497 (0.0643)
<i>City FE</i>	No	Yes	No	Yes
<i>Year FE</i>	No	Yes	No	Yes
<i>R-squared</i>	0.0305	0.2764	0.0716	0.2806
<i>Observations</i>	5004	5004	5004	5004

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为稳健标准误。下同。

在控制变量方面,人口规模增大产生的集聚效应会带来更高的城市环境污染水平,阻碍城市绿色转型;产业结构对环境污染具有显著影响,即第二产业发展会增加废气、废水等污染物排放,对城市绿色转型发展产生抑制作用。经济发展水平与地方政府财政收入有密切关系,会直接影响政府环保项目资金的投入比例,通常经济发展水平越高越能显著改善污染物排放,促进绿色转型。科学技术投入可能通过节能减排等绿色技术创新促进绿色转型,但同时也可能存在科学技术投入挤占城市环保投入的现象。城市绿化并未达到减排效果,可能是由于城市中可绿化的土地面积有限,城市绿化面积占比较低,导致其没有对绿色转型产生促进作用。此外,城市绿化投入也可能存在对环境污染治理投入的挤占效应,影响城市绿色转型。增加金融规模没有对城市绿色转型产生积极作用,可能是因为,近年来虽然金融支持环境保护力度加大,对绿色转型产生了一定的作用,但是金融在支持绿色转型方面仍存在绿色标准与配套政策缺失、投资力度不够、金融产品吸引力缺乏等一系列问题,从而导致金融规模没有对城市绿色转型起到积极影响。互联网发展对绿色转型的影响不显著,原因可能是区域信息基础设施没有达到相应水平,信息技术与绿色低碳产业融合不够。

(三) 稳健性检验

1. 更换被解释变量。基准回归结果呈现了地铁建设对城市绿色转型的显著影响,但这并不能排除可能是源于指标测算导致的结果。为检验基准回归结果的稳健性与所得结论的可靠性,本文将通过更换被解释变量进行稳健性检验。第一,基于对绿色转型的正向维度刻画,绿色全要素生产率(GTFP)是产业体系绿色、低碳、高效转型的直接体现,使用GTFP来衡量绿色转型。利用SBM距离函数和GML(Global Malmquist-Luenberger)测度GTFP指数,其中期望产出是以2006年为基期的实际GDP,非期望

产出为工业二氧化硫、工业废水和工业烟粉尘排放量,投入要素包括劳动(城市从业人数)、资本(永续盘存法估算实际资本存量)、土地(城市建成区面积)与能源(城市能源消耗)。第二,借鉴沈坤荣等(2017)^[32]关于对污染排放指数的测度,基于工业二氧化硫、工业废水和工业烟粉尘排放量重新构建污染排放指数并进行测度,计算方式如下。

$$pv_{ijt} = p_{ijt} / \sum_{i=1}^n (p_{ijt}/n) \quad (7)$$

$$Total_Poll_{it} = (pv_{it} + pv_{2t} + pv_{3t})/3 \quad (8)$$

其中, $Total_Poll_{it}$ 为第*i*个城市*t*年的污染排放指数; p_{ijt} 代表第*i*个城市*t*年污染物*j*的排放量; pv_{ijt} 代表第*i*个城市*t*年污染物*j*相对于全国平均水平的排放指数,该值越大说明*i*城市在*t*年的污染物*j*排放量在全国相对较大。表4中的结果证实了基准回归结果的稳健性。

2. 解释变量均滞后一期。考虑到城市地铁建设可能会在未来时期带来明显的绿色转型效应,本文对地铁建设这一变量进行滞后一期处理,同时为了缓解其他控制变量可能存在的内生性问题,对控制变量均作滞后一期处理,回归结果见表4列(2)。结果表明,*Metro*的系数仍然在1%的水平下显著为负,本文的回归结果是可靠的。

3. 剔除特殊样本。第一,剔除省级与副省级城市。在国内,省级城市和副省级城市通常享有更大的资源优势,更容易获得新建地铁项目的审批,也更能吸引到技术水平高、污染排放少的投资项目,可能会影响模型估计结果的稳健性。因此,剔除样本中的直辖市和副省级城市,重新对模型进行估计,表4列(3)的结果验证了本文实证结果的稳健性。第二,剔除2020年样本。2020年是我国经受新冠疫情巨大冲击的一年,在此期间,由于封闭、居家隔离等,居民出行活动减少,企业停工停产,这可能会混淆本文关于地铁绿色转型效果的识别。基于此,文章尝试剔除2020年样本并重新对基准模型进行估计。表4列(4)的结果表明,即使剔除了特殊年份的样本,“地铁建设促进城市绿色转型”的结论仍然成立。

4. 排除其他政策影响。自2010年7月国家发改委开始推行低碳城市试点政策至今,已确定三批试点省份和城市,为排除低碳城市试点政策对基准回归结果的影响,本文在基准模型中引入代表是否试点城市的虚拟变量,表4列(5)显示,在控制低碳城市试点政策的影响下,地铁建设仍然对城市绿色转型存在显著的积极影响。

表4 稳健性检验结果

	(1) 更换被解释变量		(2) 解释变量均滞后一期	(3) 剔除省级、副省级城市	(4) 剔除2020年样本	(5) 排除政策影响	(6) 异质性稳健估计
	Gtfp	Total_Poll					
<i>Metro</i>	0.0362*** (0.0120)	-0.3292*** (0.0892)	-0.0307*** (0.0056)	-0.0303*** (0.0062)	-0.0553*** (0.0054)	-0.0536*** (0.0150)	-0.1008** (0.0412)
<i>Policy</i>						0.0075 (0.0059)	
<i>Constant</i>	1.1121*** (0.1491)	-1.0875 (1.1123)	-0.2041** (0.0832)	-0.1102* (0.0630)	-0.1561* (0.0834)	-0.0499 (0.1024)	—
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R-squared</i>	0.056	0.0046	0.3168	0.2730	0.2941	0.2818	—
<i>Observations</i>	5004	5004	4726	4770	4726	5004	5004

5. 异质性稳健估计。处理效应的异质性也许会影响双向固定效应模型估计量的结果,进一步利用Callaway和Sant'Anna(2021)^[33]的方法估计“异质性—稳健”的结果,表4列(6)结果显示,*Metro*的系数仍然显著为负,验证了估计结果的稳健性。

6. 安慰剂检验。为验证基准回归结果并不随机,本文将278个城市随机生成一个伪实验组、随机生

成地铁建设虚拟变量进行安慰剂检验。按照这一方法进行1000次模拟实验,得到1000个核心解释变量系数估计值的概率密度分布(见图2)。估计系数基本服从以0为中心的正态分布,且真实估计结果远离随机抽样估计结果,说明本文回归结果可信。

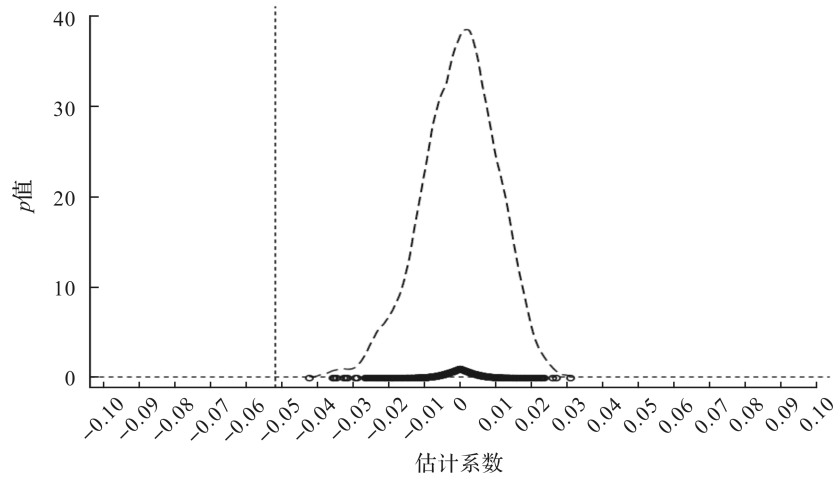


图2 安慰剂检验

(四) 内生性分析

地铁作为城市的“窗口”与“名片”,与城市发展密切相关,并且政府在规划城市地铁线路和站点选择时通常具有一定的目的性,会受到城市发展特征等因素的影响,因此,地铁建设并不是一个纯粹的外生政策冲击。为了处理可能存在的内生性问题,本文参考孙传旺等(2019)^[6]的方法,选取城市地形坡度作为地铁建设的工具变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)的实证策略对内生性问题进行处理。选择城市地形坡度作为工具变量的原因是:首先,地形坡度是一个能够反映城市特征的较为天然的外生变量,能够有效满足工具变量外生性的要求;其次,地形坡度在很大程度上决定城市交通基础设施建设,尤其对地铁建设有很大影响,满足了工具变量相关性的要求。由于地形坡度是一个非时变变量(城市截面数据),且坡度对地铁建设的影响可能会伴随时间的推移发生改变,故在本模型中需要合理考虑不同年份维度的差异。为克服截面数据的限制,本文使用地形坡度的倒数与年份虚拟变量的交互项作为地铁建设的工具变量引入模型。

根据表5的回归结果,第一阶段工具变量在1%的水平下显著,且Cragg-Donald Wald的F统计量为65.27,大于Stock-Yogo弱识别检验的临界值16.38,排除了“弱工具变量”的干扰,意味着本文选择的工具变量有效。第二阶段回归的Metro系数在1%的水平下显著为负,验证了基准模型回归结果的稳健性。因此,上述结果表明,地铁建设对城市绿色转型的促进作用不受内生性干扰。

表5 两阶段最小二乘法回归结果

	(1)	(2)
<i>IV</i>	26.0330 *** (3.2223)	
<i>Metro</i>		-0.2088 *** (0.0531)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>FE</i>	Yes	Yes
<i>Cragg-Donald Wald F statistic</i>	65.27	
<i>Observations</i>	5004	

(五) 作用机制检验

根据上文分析,地铁建设可能会通过外商直接投资、绿色技术创新、人力资本升级三种渠道影响城市绿色转型。本部分拟通过构建中介效应模型对上述作用机制进行识别和检验。具体模型如下:

$$Poll_{it} = \alpha_0 + \beta_0 Metro_{it} + \theta_0 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$M_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Metro_{it} + \theta_1 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$Poll_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Metro_{it} + \gamma M_{it} + \theta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, M 为可能的机制变量,包括外商直接投资(Fdi)、绿色技术创新(Gi)及人力资本升级(Hu)。表6报告了中介效应回归结果。

由表6列(2)和列(3)可知,当外商直接投资作为中介变量时,地铁建设对外商直接投资的影响系数在1%的水平下显著为正,说明相比没有地铁的城市,地铁建设显著促进了城市外资进入。在基础模型中引入外商直接投资变量,进一步揭示地铁建设影响城市绿色转型的作用机制,结果显示,外商直接投资系数在1%水平下显著为负,表明地铁建设能够通过影响外商直接投资促进城市绿色转型,即外商直接投资是地铁建设影响城市绿色转型的重要渠道。列(4)一(7)分别显示了绿色技术创新与人力资本升级作为中介变量的检验结果。地铁建设同样对城市绿色技术创新与人力资本升级有显著的正向作用,并且均能通过推动绿色技术创新与人力资本升级进而促进城市绿色转型,说明绿色技术创新与人力资本升级也是地铁建设影响城市绿色转型的有效途径。上述结果验证了假设H2的成立。

表6 作用机制检验结果

	(1) $Poll$	(2) Fdi	(3) $Poll$	(4) Gi	(5) $Poll$	(6) Hu	(7) $Poll$
$Metro$	-0.0518 *** (0.0052)	0.6141 *** (0.0490)	-0.0395 *** (0.0052)	0.1158 *** (0.0034)	-0.0251 *** (0.0056)	1.0066 *** (0.3302)	-0.0517 *** (0.0052)
Fdi			-0.0183 *** (0.0015)				
Gi					-0.2627 *** (0.0237)		
Hu							-0.0001 * (0.0002)
$Constant$	-0.0497 (0.0643)	-1.7962 *** (0.3281)	-0.0298 (0.0633)	0.1321 *** (0.0225)	-0.2224 *** (0.0653)	-1.2752 (2.2127)	-0.0511 (0.0643)
$Controls$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$City FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$Year FE$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R-squared$	0.2806	0.1369	0.3031	0.4243	0.2989	0.0105	0.2806
$Observations$	5004	5004	5004	5004	5004	5004	5004

(六) 异质性分析

对总体样本进行分析可能会掩盖不同城市的差异,本文认为,城市等级、区位以及类型会对地铁建设的绿色转型效应产生影响。因此,本文根据国家统计局关于城市等级的划分标准,将城市划分为一线、二线和三线城市,由于一线城市样本只剩深圳(北京、上海、广州不在研究样本之列),因此合并一线城市与二线城市样本进行分析。表7列(1)和列(2)报告了分城市等级的估计结果,地铁建设的回归系数均在1%的水平下显著为负,但对三线城市的作用更大,原因可能是一、二线城市修建地铁较早,所享受到地铁带来的绿色发展红利正在减弱,三线城市正迈入地铁时代,地铁释放出较大的绿色发展红利。

表7列(3)和列(4)报告了东中部、西部的估计结果,发现地铁建设促进绿色转型的作用在西部地

区更大。原因可能是西部地区受到地理条件和交通基础设施水平的影响,交通运输体系不够完善,因此地铁建设会更容易使西部地区享受到交通运输结构优化带来的绿色转型效应。此外,西部地区地广人稀,为地铁在地面上扩建提供了便利,从而降低了政府负担,政府也可以节省大量资金用于城市生态环保发展支出。

城市环境主要污染源是工业生产、汽车尾气以及冬季取暖燃煤排放等,因此以资源开采、加工为主的资源型城市与非资源型城市绿色转型可能会在地铁开通的影响下存在本质区别,尤其是国内存在一些规模庞大的矿产资源型城市。根据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》中关于资源型城市的界定,本文将样本城市划分为资源型城市与非资源型城市并进行异质性检验,估计结果见表7列(5)和列(6)。结果显示,地铁开通对非资源型城市绿色转型存在显著的促进作用,而对资源型城市的影响不明显,原因可能是长期以来资源型城市发展主要依赖比较优势,工业在产业结构中占主导,导致地方政府在GDP锦标赛中官员晋升激励的重要性大于生态环保,从而使地铁开通的绿色转型效应在资源型城市样本中不显著。上述结果验证了假设H3的成立。

表7 异质性分析回归结果

	(1)一、二线	(2)三线	(3)东中部	(4)西部	(5)资源型	(6)非资源型
<i>Metro</i>	-0.0374 *** (0.0109)	-0.0627 *** (0.0102)	-0.0407 *** (0.0055)	-0.0894 *** (0.0120)	-0.0188 (0.0477)	-0.0531 *** (0.0054)
<i>Constant</i>	0.0651 (0.3254)	-0.0814 (0.0661)	0.0647 (0.0752)	-0.2027 (0.1381)	-0.1803 * (0.1078)	0.0788 (0.0897)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R-squared</i>	0.3840	0.2735	0.3425	0.2123	0.2580	0.3015
<i>Observations</i>	522	4482	3492	1512	2052	2952

六、结论与政策建议

本文将“地铁建设”视为准自然实验,选取2003—2020年278个城市面板数据实证研究了地铁建设对城市绿色转型的影响,得到以下结论:(1)地铁建设显著促进了城市绿色转型,在经过稳健性检验及内生性分析后该结论仍然成立。(2)机制分析结果表明,地铁建设对城市绿色转型的影响主要通过外商直接投资、绿色技术创新、人力资本升级机制发挥作用。(3)地铁建设对城市绿色转型存在异质性影响,在城市等级方面,地铁建设显著促进一、二线和三线城市绿色转型,这一作用强度在三线城市更大;在城市地理区位方面,地铁建设对西部城市绿色转型的促进作用要大于东中部城市;在城市类型方面,地铁建设显著促进了非资源型城市绿色转型,对资源型城市作用效果不明显。

根据本文的研究结论,可考虑采取如下三条政策建议:

第一,积极发挥地铁对城市绿色转型的驱动力,有序推进地铁建设,统筹规划与地铁建设配套的便利设施,打造绿色、高效的地铁运输体系,引领交通运输行业结构优化与高质量发展。顺应绿色交通发展趋势,以绿色智能技术创新和应用助推地铁建设与运营节能降耗,为城市绿色转型发展提供现代化交通支撑。

第二,充分发挥地铁建设对外商直接投资、绿色技术创新与人力资本升级的积极影响,努力营造城市多样化、包容性的外商投资环境、创新环境与人才发展环境,优化完善相关制度体系,发挥地铁对外资和人才的吸引力、对绿色技术创新的驱动力,实现交通—资源—环境的协调发展,以地铁新基建助推城市绿色转型与高质量发展。

第三,科学完善地铁基础设施空间布局,一、二线城市,东中部城市进一步拓展地铁网络,对于大部分三线城市,要充分考虑地铁建设相较于其他公共交通工具具有的高建设与运营成本特征,以及其为城市发展带来的财政负担,从城市集约化、节能减排视角,长远规划地铁建设,确保城市主要公共交通工具与城市经济体量以及生态环保需求相匹配。合理利用西部广阔的地上面积,加大对西部重点城市地铁基础设施建设的政策倾斜,以交通运输结构优化为契机,助力区域绿色协调发展。对于资源型与非资源型城市,地方政府要配合制定有针对性的绿色发展政策,放大地铁的绿色转型效应。

参考文献:

- [1] DESMET K, NAGY D K, ROSSI-HANSBERG E. The Geography of Development[J]. *Journal of Political Economy*, 2018, 126(3): 903-983.
- [2] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. *经济研究*, 2018(2): 20-34.
- [3] ZIVIN J G, NEIDELL M. The Impact of Pollution on Worker Productivity[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(7): 3652-3673.
- [4] HANNA R, OLIVA P. The Effect of Pollution on Labor Supply: Evidence from a Natural Experiment in Mexico City[J]. *Journal of Public Economics*, 2015, 122(12): 68-79.
- [5] 罗勇根, 杨金玉, 陈世强. 空气污染、人力资本流动与创新活力——基于个体专利发明的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2019(10): 99-117.
- [6] 孙传旺, 罗源, 姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J]. *经济研究*, 2019(8): 136-151.
- [7] 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.
- [8] 魏守华, 黄和, 吴海峰. 地铁和多中心结构如何影响中国大城市的人口增长? [J]. *财贸研究*, 2022(7): 1-15.
- [9] 丁华, 丁宁. 交通基础设施对商贸流通效率的影响研究[J]. *商业经济与管理*, 2023(7): 28-39.
- [10] 何雄浪, 王诗语. 高铁建设能促进城乡融合发展吗? ——以长江经济带为例[J]. *经济经纬*, 2023(3): 3-12.
- [11] 刘秉镰, 刘玉海. 交通基础设施建设与中国制造业企业库存成本降低[J]. *中国工业经济*, 2011(5): 69-79.
- [12] ZHANG F, WANG F, YAO S. High-speed Rail Accessibility and Haze Pollution in China: A Spatial Econometrics Perspective[J]. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 2021, 94(6): 102802.
- [13] 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(4): 1335-1354.
- [14] 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(2): 29-44.
- [15] 蔡宏波, 钟超, 韩金镛. 交通基础设施升级与污染型企业选址[J]. *中国工业经济*, 2021(10): 136-155.
- [16] 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.
- [17] 李兰冰, 张聪聪. 高速公路连通性对区域市场一体化的影响及异质性分析[J]. *世界经济*, 2022(6): 185-206.
- [18] 王学渊, 李婧薇, 赵连阁. 地铁开通对城市空气质量的影响[J]. *中国人口科学*, 2020(3): 89-103.
- [19] BONO P H, DAVID Q, DESBORDES R, et al. Metro Infrastructure and Metropolitan Attractiveness[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2022, 93(2): 103757.
- [20] 王岳龙, 袁旺平. 地铁开通、知识溢出与城市创新——来自中国 289 个地级市层面的证据[J]. *经济科学*, 2022(2): 82-95.
- [21] 付明卫, 丛正龙. 地铁开通与城市绿色全要素生产率[J]. *产业经济评论*, 2023(2): 167-182.
- [22] GENDRON-CARRIER N, GONZALEZ-NAVARRO M, POLLONI S, et al. Subways and Urban Air Pollution[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2022, 14(1): 164-196.
- [23] 孙博文. 加快发展方式绿色转型: 内在逻辑、任务要求与政策取向[J]. *改革*, 2023(10): 60-73.
- [24] 史丹, 史可寒. 中国绿色低碳发展的目标研判、特征事实与影响因素分析[J]. *世界社会科学*, 2023(4): 95-120.
- [25] CHATMAN D G, NOLAND R B. Transit Service, Physical Agglomeration and Productivity in US Metropolitan Areas[J]. *Urban Studies*, 2014, 51(5): 917-937.
- [26] AUDRETSCH D B, FELDMAN M P. R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production[J]. *The American*

Economic Review, 1996, 86(3): 630-640.

- [27] ASAHI K, PINTO I. Transit, Academic Achievement and Equalisation: Evidence from a Subway Expansion[J]. Journal of Economic Geography, 2022, 22(5): 1045-1071.
- [28] 王春杨, 兰宗敏, 张超, 等. 高铁建设、人力资本迁移与区域创新[J]. 中国工业经济, 2020(12): 102-120.
- [29] CAROZZI F, ROTH S. Dirty Density: Air Quality and the Density of American Cities[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2023, 118(2): 102767.
- [30] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J]. 经济研究, 2016(9): 73-88.
- [31] 代昀昊, 安铮, 王砾. 通勤成本与制造业企业生产率[J]. 经济学动态, 2023(8): 63-81.
- [32] 沈坤荣, 金刚, 方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究, 2017(5): 44-59.
- [33] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 200-230.

Transportation Structure Optimization and Urban Green Transformation: Evidence from a Metro Expansion

XU Bing^{1,2}, LAI Fengbo³

(1. School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China;

2. School of Economics and Management, Shandong Jiaotong University, Jinan 250357, China;

3. Weifang University, Weifang 261061, China)

Abstract: The optimization of transportation structure is an important way to promote the green transformation of urban development mode. Taking metro construction as a quasi-natural experiment, based on the panel data of 278 cities from 2003 to 2020, a multi-period DID model was constructed to investigate the impact of transportation structure optimization on urban green transformation. The results show that metro construction can effectively promote the green transformation of urban development mode, and the regression results are highly stable. The mechanism analysis shows that the foreign direct investment, green technology innovation and human capital upgrading caused by metro construction are important mechanisms for metro to influence urban green transformation. The promoting effect of metro construction on urban green transformation is heterogeneous, and the effect is more obvious in third-tier cities, western regions and non-resource cities. The research conclusions provide policy enlightenment for promoting the optimization of transportation structure and fully releasing the green development momentum of metro construction under the background of a country with great transportation strength.

Key words: transportation structure; metro; green transformation



(责任编辑 孙 豪)