

地铁开通与城市绿色全要素生产率

付明卫 丛正龙*

摘要：经济高质量发展要求加快推动产业结构、能源结构和交通运输结构的调整优化。越来越多的城市把兴建地铁作为优化交通运输结构和能源结构的具体举措。本文基于 2003—2019 年中国 259 个城市的面板数据，使用双重差分法，发现城市开通地铁能提高其绿色全要素生产率，实现绿色发展和创新发展。具体而言，地铁通过改善城市空气质量和交通状况，吸引来科研人员和 FDI，增加政府科学支出，促进城市技术创新增加、全要素生产率提升，实现产业转型升级和污染排放减少。进一步分析发现，地铁提高绿色全要素生产率的作用在特大城市和非特大城市间、在东中西部间存在异质性，某城市开通地铁能提高邻近城市的绿色全要素生产率。地铁提高绿色全要素生产率的作用通过了一系列稳健性检验。本文的发现有助于解释中国城市的“地铁热”。

关键词：地铁；绿色全要素生产率；创新；污染

DOI:10.19313/j.cnki.cn10-1223/f.2023.02.002

一、引言

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段，正处于转变发展方式、优化经济结构和转换增长动力的攻关期。2022 年召开的中国共产党第二十次全国代表大会进一步提出，高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务，推动经济社会发展绿色化和低碳化是实现高质量发展的关键环节，要加快推动产业结构、能源结构和交通运输结构等调整优化。实现高质量发展，必须全面贯彻创新、协调、绿色、开放和共享的新发展理念。

地铁是符合新发展理念的交通工具，但建设和运营成本巨大，其修建需要经过严格的审批。地铁具有如下几个特征：首先，地铁载客量大，票价低，人人可用，是促进共享的交通工具。其次，地铁是绿色交通工具。地铁使用电作为动力，没有尾气排放。发电厂在发电过程中集中处理污染物的成本，远小于处理汽车尾气的成本。因此，地铁通过替代燃油、燃气汽车^①，可减轻尾气排放造成的空气污染，是绿色的交通出行方式。最后，地铁还能促进城市创新（王岳龙和袁旺平，2022；肖挺，2021）。地铁的建造成本和运营成本十分高昂。根据《城市轨道交通 2019 年度统计和分析报告》，城市轨道交通每公里的建造成本为 6.11 亿元，每单位人·公里的平均运营收入为 0.47 元，而每单位人·公里的平均运营成本为 0.69 元。正因如此，中国中央政府对各城市修建地铁制定了严格的申报程序和审批条件。2003 年发布的《国务院办公厅关于加强城市快速轨道交通建设管理的通知》（国办发〔2003〕81 号）规定，只有一般公共财政预算收入在 100 亿元以上、国内生产总值在 1 000 亿元以上、城区人口在 300 万人以上，且规划线路的客流规模达到单向高峰小时 3 万人以上的城市，才能新建地铁。伴随着经济和社会发展，2018 年发布的《国务院办公厅关于进一步加

* 付明卫，中国社会科学院经济研究所副研究员；丛正龙（通讯作者），中国社会科学院大学商学院本科生，Email: congzhenglong@126.com。

本文为国家自然科学基金面上项目“国际生产网络视角下技术创新促进产业升级的机制和路径研究”（项目编号：72173132）的阶段性成果。

① 如无特别说明，下文中的“汽车”都指“燃油或燃气汽车”。

强城市轨道交通规划建设管理的意见》(国办发〔2018〕52号)将上述条件更新为:一般公共预算收入在300亿元以上、地区生产总值在3000亿元以上、市区常住人口在300万人以上,且拟建地铁线路的初期客运强度不低于每日每公里0.7万人次、远期客流规模达到单向高峰小时3万人次以上。符合这些基本条件的城市制定出地铁建设规划后,先交省级发展改革部门会同城乡规划主管部门、住房城乡建设部门进行初审,然后由国家发展和改革委员会同住房和城乡建设部组织审核后报国务院审批。2017年开工建设的包头地铁和衡阳地铁,因为不符合审批条件,都被国家发展和改革委员会叫停。

进入21世纪以来,地铁在中国发展迅速。北京于1970年开通地铁,是中国大陆最早开通地铁的城市。之后,天津、上海和广州分别于1985年、1993年和1997年开通地铁。如表1所示,进入21世纪之后,中国开通地铁的城市数目迅速增加。2009—2022年,中国大陆地区每年平均新开通16.54条地铁线、每年平均新增地铁里程数489.64千米;截至2022年末,中国大陆地区开通地铁的城市已达42个,共运营248条线路,累计运营里程数7295.98千米。在已开通地铁的42个城市中,39个仍在扩建地铁。^①

表1 各城市开通地铁的时间

年份	城市和日期
2002	长春 (10.30)
2003	大连 (5.1)
2004	武汉 (7.28)、深圳 (12.28)
2005	南京 (5.15)、重庆 (6.18)
2010	沈阳 (9.27)、成都 (9.27)、佛山 (11.3)
2011	西安 (9.16)
2012	苏州 (4.28)、昆明 (6.28)、杭州 (11.24)
2013	哈尔滨 (9.26)、郑州 (12.28)
2014	长沙 (4.29)、宁波 (5.30)、无锡 (6.17)
2015	青岛 (12.16)、南昌 (12.26)
2016	东莞 (5.27)、南宁 (6.28)、福州 (6.18)、合肥 (12.26)
2017	石家庄 (6.26)、贵阳 (12.28)、厦门 (12.31)
2018	乌鲁木齐 (10.25)
2019	济南 (1.23)、常州 (9.21)、徐州 (9.28)、温州 (9.28)、呼和浩特 (12.29)
2020	兰州 (9.28)、太原 (12.26)
2021	洛阳 (3.28)
2022	绍兴 (4.29)、南通 (11.10)

说明:括号中数字为城市开通地铁的日期。数据来自中国城市轨道交通协会官方网站:www.camet.org.cn。

本文主要研究地铁开通对城市绿色全要素生产率(Green Total Factor Productivity, GTFP)的影响。GTFP是考虑了污染排放这种非期望产出后的全要素生产率,能同时体现创新发展和绿色发展。本文基于2003—2019年中国259个城市的面板数据,使用双重差分法,发现城市开通地铁能提高其GTFP,平均提高0.25个单位。我们证实了开通地铁提高城市GTFP的两个机制:其一,地铁通过改善城市空气质量和交通状况,吸引来科研人员和FDI,增加政府科学支出,导致城市技术创新增加、全要素生产率提升。其二,创新促进城市产业转型升级,工业废水、废气和固体废物排放减

^① 数据来自历年的《城市轨道交通年度统计和分析报告》。

少。地铁开通提高城市 GTFP 这一基本结论，在考虑各城市开通地铁的年份不一样、GTFP 不同的测算方式、是否包含直辖市和副省级城市、其他政策的干扰和 GTFP 的空间相关性后，依然成立。我们还分析了地铁开通的这一影响的溢出效应和异质性。

本文从以下两个方面丰富了已有文献：首先，根据我们掌握的文献，目前研究地铁影响 GTFP 的学者仅有肖挺。肖挺（2021）计算 GTFP 时的非期望产出仅包含二氧化硫排放，而本文的非期望产出还包含工业废水和工业烟尘排放，因而测算的 GTFP 更加科学。其次，各个城市开通地铁的年份不尽相同，但基于城市样本、使用 DID 方法研究地铁影响的文献都没考虑开通年份不同对估计结果带来的偏误，本文使用五种交叠型 DID 估计量考察了地铁开通年份不对估计结果的影响。

二、文献综述

截至目前，研究地铁开通如何影响城市 GTFP 的文献仅有一篇，但研究地铁开通如何影响一种非期望产出—空气污染—的文献却比较多。开通地铁能否缓解公路交通拥堵和空气污染^①，在理论上讲是不确定的。根据交通转移观点（肖挺，2021），地铁可能吸引走一部分原来依赖汽车的通勤者，从而改善交通拥堵和空气污染。然而，根据交通创造观点（Duranton and Turner, 2011; Vickrey, 1969），地铁也可能创造新的道路交通：首先，部分通勤者发现地铁吸引走一部分原来依赖汽车的通勤者导致公路交通改善，于是转而使用汽车通勤。其次，地铁开通导致中心城区房价上涨，使得部分居民转而居住在郊区，这部分居民用汽车通勤会增加交通拥堵和空气污染。最后，城市开通地铁改善通勤和空气质量，吸引人口来工作、居住，吸引来企业，增加交通拥堵和空气污染。由于后两类交通创造需要假以时日，因此估计地铁开通对空气质量的影响时，考察期的长短就至关重要。

已有研究确实发现，地铁在短期内可能降低空气污染，但在长期内却不一定。这些研究主要使用断点回归设计法和双重差分法。使用断点回归设计法的研究，都是用距离地铁开通日的天数做配置变量、用地铁开通做处理变量，因而识别出的都是地铁在开通当天对空气质量的影响。研究结果都发现地铁开通降低了空气污染（冯国强和李菁，2019；高明等，2018；梁若冰和席鹏辉，2016；王学渊等，2020；杨小聪等，2017；Chen and Whalley, 2012）。在使用双重差分法的研究中，Li 等（2019）使用北京地铁开通之前和之后 60 天的数据^②、Zheng 等（2019）使用长沙地铁开通之前和之后一年的数据，用距离地铁站较远的空气监测点作对照组，都发现地铁开通降低地铁站附近空气监测点的空气污染水平。然而，使用更长样本期的研究得出了不一致的结论。譬如，梁若冰和席鹏辉（2016）使用中国 120 个城市 2005—2013 年的数据，发现地铁开通降低了空气污染；Gendron-Carrier 等（2022）使用 2001—2016 年间全球开通了地铁的 58 个城市的数据，发现地铁开通没有减轻空气污染。

与本文研究问题最为接近的是肖挺（2021）、王岳龙和袁旺平（2022）。肖挺基于中国 285 个城市 2004—2016 年的面板数据，使用双重差分法，发现地铁开通不影响城市全要素生产率，但提高了城市 GTFP。肖挺研究的不足之处在于，他计算 GTFP 时的非期望产出仅包含二氧化硫排放。王岳龙和袁旺平（2022）使用中国 289 个地级市 2001—2016 年的面板数据，运用双重差分法，发

^① 譬如，基于美国亚特兰大（Friedman et al., 2001）、意大利米兰（Gibson and Carnovale, 2015）和中国北京（Chen et al., 2016）的经验研究都发现，公路交通拥堵污染空气。

^② Li 等（2019）还使用了工具变量法。

现地铁开通提高了城市创新水平。他们还证实了地铁开通促进城市创新的三个机制：第一，作为中国创新主体的企业，其研发活动集中在实验发展。中国高校的研发活动集中于基础研究和应用研究。企业和高校的研发活动具有很强的互补性。地铁开通通过降低通勤成本，增加高校和企业之间的交流，促进城市创新。第二，地铁开通降低通勤成本，减轻空气污染，吸引研发人员流入，促进城市创新。第三，地铁开通会吸引 FDI 流入，FDI 产生的技术外溢促进城市创新。由于全要素生产率是度量创新的一种指标，这三个也是地铁开通影响 GTFP 的机制。

基于已有研究，我们将地铁开通提升城市 GTFP 的途径概括为两个方面：首先，地铁开通促进城市创新，提升城市全要素生产率。其次，创新促进城市产业转型升级，减少污染物排放。

三、模型、变量与数据

我们设定如下的 DID 模型：

$$GTFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Metro_{it} + \Gamma X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $GTFP_{it}$ 表示 i 城市 t 年的 GTFP。 $Metro_{it}$ 表示 i 城市 t 年是否已经开通地铁（开通了取值为 1，未开通取值为 0）。参考孙伟增等（2019）、王岳龙和袁旺平（2022）的做法，地铁开通日期如果在某年 7 月 1 日之前，则当作是在该年开通；如果在某年 7 月 1 日及之后，则当作是在下年开通。 X_{it} 、 γ_t 、 μ_i 和 ε_{it} 分别是一系列控制变量、年份固定效应、城市固定效应和随机扰动项。 α_1 代表地铁开通对 GTFP 的影响，是本文感兴趣的系数。这里的基准分析采用双向固定效应法估计模型（1），稳健性分析考虑各种异质性处理效应估计量。

我们借鉴李斌等（2016）和白雪洁等（2014）的做法，采用基于非期望产出的 SBM（Slack Based Measure）方向性距离函数和 GML（Global Malmquist-Luenberger）指数测算 GTFP。其中，投入指标包括劳动、资本和能源，分别用年末从业人员数（万人）、利用永续存盘法估算的固定资本存量（万元）和用电量（万千瓦·时）做其代理变量；期望产出是以 2000 年为不变价的实际国内生产总值（万元）；非期望产出包括工业废水、工业烟尘和工业二氧化硫排放量（万吨）。

根据已有文献（何凌云和陶东杰，2020；尹子擘等，2021；湛泳和李珊，2022；张学良，2012），控制变量包括人均 GDP、人口密度、产业高级化、政府支出和政府干预程度。其中，人口密度为人口数与城市面积之比；产业高级化为第三产业产值与第二产业产值之比；政府干预程度为政府一般公共预算支出占 GDP 之比。除产业高级化和政府干预程度外，其他变量的数据均已进行对数化处理。地铁相关变量的数据来源于各年的《城市轨道交通年度统计和分析报告》，其余变量的数据来源于各城市历年的《城市统计年鉴》。

我们的样本为 259 个城市 2003—2019 年的面板数据。样本期始于 2003 年的原因在于，各地级市《城市统计年鉴》提供的工业废水、工业烟尘和工业二氧化碳排放量数据始自 2003 年；终于 2019 年的原因是该年年底暴发了新冠疫情。为排除其他政策的干扰，我们剔除下述两类城市：首先，2004 年之前开通地铁的北京、天津、上海、广州、长春和大连共 6 个城市，以免这些已经被处理的城市作对照组。其次，样本期内行政区划出现过变更的城市。这样剩余 259 个城市，其中 27 个开通地铁的城市是处理组，其余 232 个城市为对照组。最终，我们得到 259 个城市 17 年共 4 403 个观测值的平衡面板数据。

表 2 报告了各变量的描述性统计。GTFP 是一个没有量纲的变量，对于所有城市在基期 2003 年取值都为 1。2019 年，绿色全要素生产率排名前五的城市分别为乌海、包头、西安、兰州和吉林，

而全要素生产率排名前五的城市分别为厦门、福州、无锡、深圳和潮州，都是东部沿海城市。

表 2 变量描述性统计

变量名称	单位	均值	标准差	最小值	最大值
GTFP	—	1.286	0.444	0.10	5.74
地铁开通	—	0.041	0.198	0.00	1.00
人均 GDP	元/人	37 005.120	29 348.610	1 891.270	215 488.510
人口密度	人/平方公里	434.902	310.423	9.79	2 648.11
产业高级化	—	0.656	0.281	0.09	2.69
政府支出	万元	1 324 180	2 410 733	21 521	37 700 052
政府干预程度	—	15.156 0	9.891	1.02	270.24
PM2.5	μg/m ³	48.610	11.041	22.528	78.781
科研人员数量	万人	0.856	1.596	0.017	19.386
政府科学支出	元	53 614	205 175	34	5 555 937
发明专利授权数	个	374.200 1	1 302.093	0.00	25 950.00
环境污染指数	—	18.608 8	2.029	4.52	24.78
FDI 额	万元	392 695.150	815 964.259	20.261	9 080 453.155

资料来源：根据本文样本计算而得。

图 1 描述 259 个城市平均 GTFP 的变化。由图可知，中国 GTFP 在 2003—2012 年间稳步增加，在 2013 年骤然下降后接着增加了三年，于 2017 年再次经历大幅下降。两次下降的可能原因是中国经济进入了新常态，全要素生产率增速放缓。进一步分析发现，GTFP 高的城市主要分布在中国东北和西南，而经济发达的东南沿海城市的 GTFP 普遍偏低。

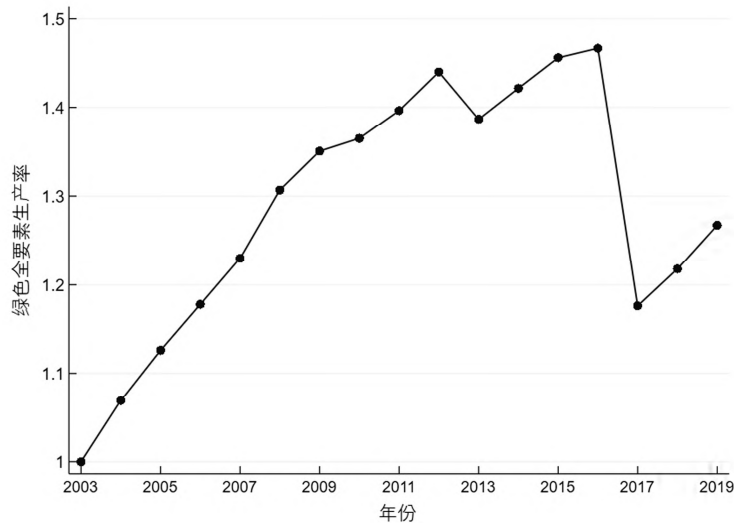


图 1 所有城市的平均绿色全要素生产率

四、基准分析和稳健性分析结果

(一) 基准分析

表 3 报告了基准回归结果。根据列 (1)，仅控制城市固定效应和年份固定效应、不控制其他变量时，一个城市开通地铁能提高其 GTFP0.28 个单位。根据列 (2)，进一步加入一系列控制变量后，开通地铁依然能提高城市 GTFP，但其作用大小下降到 0.25 个单位。考虑到 GTFP 的样本均值

为 1.29，开通地铁提高 GTFP 的作用并不小。2019 年，江苏省常州市和湖南省株洲市的 GTFP 分别为 1.96 和 1.71，正好相差 0.25。这意味着，控制其他因素之后，株洲市开通地铁就能让其 GTFP 赶上常州市。

表 3 基准回归结果

变量	(1) GTFP	(2) GTFP
地铁开通	0.282*** (0.053)	0.254*** (0.056)
人均 GDP		-0.284*** (0.075)
人口密度		-0.054 (0.212)
产业高级化		0.059 (0.082)
政府支出		0.009 (0.052)
政府干预程度		-0.174 (0.158)
常数项	1.000*** (0.020)	3.777*** (1.232)
城市固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	4 403	4 403
R ²	0.230	0.252

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著。下同。

只有平行趋势假设成立时 DID 才适用。为此，我们设定下述模型检验平行趋势假设是否成立：

$$GTFP_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-16}^{-2} pre_k D_{it}^k + \sum_{k=0}^{14} post_k D_{it}^k + \Gamma X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， i 城市 t 年的观测值如果距离 i 城市开通地铁年份有 k ($k=-16, -15, \dots, -2, 0, 1, \dots, 14$) 年，则 D_{it}^k 取值为 1，否则， D_{it}^k 取值为 0。 β_0 、 pre_k 、 $post_k$ 和 Φ 都是待估计的系数。其他变量的定义同模型 (1)。 pre_k 的系数估计值都不是显著的异于零，表明不拒绝平行趋势假设。

如图 2 所示， pre_k 的 95% 置信区间都覆盖零点，表明系数估计值都不是显著的异于零，平行趋势假设没有被拒绝^①。图 2 还表明，地铁开通对 GTFP 的提升作用随着时间不断增强，在地铁开通 12 年后趋于稳定。这个动态效果的原因在于，地铁开通促进校企研发合作、吸引研发人员和 FDI 流入的效果，都是假以时日才能实现。

(二) 稳健性分析

1. 异质性稳健估计。由于各城市开通地铁的年份不尽相同，模型 (1) 的双向固定效应估计量存在偏误 (Callaway and Sant’Anna, 2021; De Chaisemartin and D’Haultfoeuille, 2020; Goodman-Bacon, 2021; Sun and Abraham, 2021)。模型 (1) 的双向固定效应估计量可分解为三类处理时间一致的 DID 估计量的加权平均，如表 4 所示。双向固定效应估计量产生的偏误来自下面这一类处理时间一致的 DID 估计量：将早期开通地铁的城市当作晚期开通城市的对照组。然而，根据表 4 的培根分解结果，这一类 DID 所占的权重仅为 0.037，故双向固定效应估计量存在的偏误不大。

① 其他 7 种异质性稳健 DID 估计也未拒绝平行趋势假设。限于篇幅，文中未报告其结果。

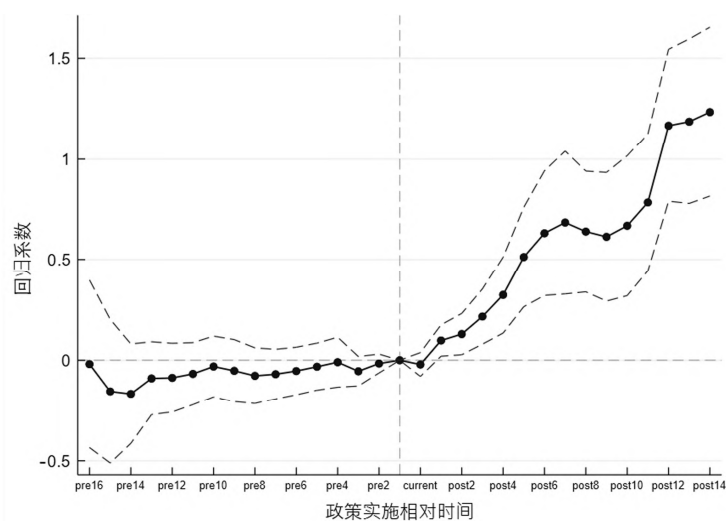


图2 平行趋势假设的检验结果

注：圆点表示系数估计值。虚线表示 95%置信区间。

表 4

培根分解

对照组	处理组	权重	平均处理效应
未开通地铁的城市	开通地铁的城市	0.915	0.296
晚期开通地铁的城市	早期开通地铁的城市	0.048	-0.082
早期开通地铁的城市	晚期开通地铁的城市	0.037	-0.339

异质性稳健的估计方法得到的结果，也确实与基准结果差别不大。如表 5 所示，五种异质性稳健估计值都在 1%水平上显著不为零，并且 De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille (2020)、Callaway 和 Sant'Anna (2021) 的估计值与基准估计值差别不大。因此，下文的分析都使用双向固定效应估计。

表 5

异质性稳健估计的结果

估计方法	估计结果
Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille (2021)	0.274*** (0.057)
Sun 和 Abraham (2021)	0.329*** (0.055)
Callaway 和 Sant'Anna (2021)	0.264*** (0.045)
Gardner (2021)	0.376*** (0.074)
Cengiz、Dube、Lindner 和 Zipperer (2019)	0.299*** (0.051)

2. 替换被解释变量。参考蔡宁等 (2014) 的方法，这里以各城市就业人员、资本存量和技术合同成交额作为投入要素，以实际 GDP 作为期望产出，以各城市工业废水排放量、工业废气排放量和工业固体废弃物排放量作为非期望产出，重新计算出 GTFP，再估计模型 (1)，结果如表 6 列 (1) 所示。不难发现，地铁开通依然能提高城市 GTFP。

3. 剔除直辖市和副省级城市。直辖市和副省级城市的行政级别高，享有更大的资源配置权利，相较于其他城市 (江艇等, 2018)。譬如，直辖市和副省级城市更容易获得新建地铁的审批，更能吸引到技术水平高、污染排放少的投资项目。因此，我们发现的“地铁提高城市 GTFP”可能

是直辖市和副省级城市主导的结果。为此，我们剔除样本中的直辖市和副省级城市，重新估计模型（1），结果如表6列（2）所示。显然，剔除直辖市和副省级城市后，“地铁提高城市GTFP”的结论依然成立。

表6 替换因变量、剔除特殊城市和排除其他政策干扰的结果

变量	(1) GTFP	(2) GTFP	(3) GTFP
地铁开通	0.176*** (0.039)	0.196*** (0.071)	0.220*** (0.062)
低碳城市试点			0.160** (0.065)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	4 403	4 165	4 403
R ²	0.255	0.250	0.260
城市数量	259	245	259

4. 排除其他政策的干扰。在样本期2003—2019年内，中央政府出台了众多政策，其中与本文最相关的是2010年7月起开始推行的低碳城市试点政策。此政策不断扩大试点范围，截至2019年已确定了三批低碳试点城市和省份。为了排除该政策的干扰，本文在模型（1）中加入表示城市是否已经开始低碳试点的虚拟变量。根据表6列（3），控制了城市是否参与低碳城市试点之后，地铁开通的系数估计值依然在1%水平上显著，且估计值只是略小于基准模型的0.25。这表明，排除其他政策的干扰后，地铁开通提高城市GTFP的结论依然成立。

5. 安慰剂检验。为了检验基准结果在多大程度上受到随机因素、遗漏变量等的影响，我们通过随机筛选地铁开通城市、随机确定地铁开通年份来构造“伪地铁开通”变量，然后进行基准回归。我们按此方法进行500次实验，将得到的“伪地铁开通”变量的500个系数估计值的分布绘制在图3中。显而易见，这些系数都位于零点附近，与基准回归的系数估计值0.25差距明显。这表明，本文发现的地铁开通提高城市GTFP的效果，不可能是某些遗漏的随机因素引起的。

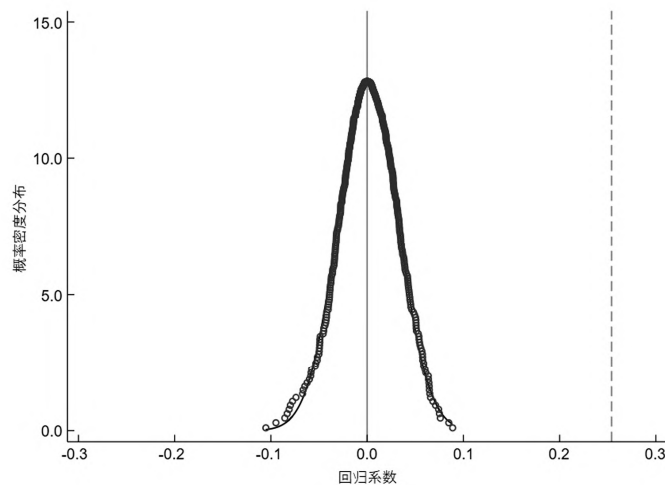


图3 安慰剂检验

说明：图中虚线为基准模型的估计结果。

6. 考虑空间相关性。同一地区的不同城市，由于地理环境和文化传统相同、基础设施共享等原因，其 GTFP 通常是相关的。如表 7 所示，除了 2004 年和 2017 年之外，其他年份莫兰 I 指数和吉尔里指数均显著为正，表明各城市的 GTFP 存在正的空间相关性。上文的模型都未考虑这种空间相关性。

表 7 空间自相关检验

年份	莫兰 I 指数	吉尔里指数
2004	-0.002	0.986
2005	0.012***	0.934***
2006	0.007**	0.950***
2007	0.010**	0.953***
2008	0.013***	0.948***
2009	0.021***	0.939***
2010	0.015***	0.943***
2011	0.018***	0.943***
2012	0.024***	0.937***
2013	0.017***	0.947***
2014	0.016***	0.950***
2015	0.013***	0.950***
2016	0.011***	0.953**
2017	0.013***	0.979
2018	0.028***	0.940***
2019	0.028***	0.939***

考虑空间相关性的模型包括空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型。如表 8 所示，LR 检验、Wald 检验和 LM 检验都拒绝空间杜宾模型可以退化为空间误差模型和空间滞后模型的原假设。因此，本文选择空间杜宾模型进行分析，具体模型如下：

表 8 空间计量模型适用性检验

	空间滞后模型	空间误差模型
LR 检验	0.001*** (87.80)	0.001*** (104.72)
Wald 检验	0.001*** (81.60)	0.001*** (105.61)
LM 检验	0.001*** (7.73)	0.001** (5.28)

说明：括号内为 t 值。

$$GTFP_{it} = \theta_0 + \rho W \cdot GTFP_{it} + \theta_1 W \cdot Metro_{it} + \theta_2 W \cdot X_{it} + \theta_3 Metro_{it} + \Gamma X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， W 为空间权重矩阵，其他变量定义与模型 (1) 相同。我们使用三类空间权重矩阵：地理距离矩阵、经济距离矩阵和经济地理嵌套矩阵。地理距离矩阵通过两个城市中心点间的距离来衡量两地间相关性的重要程度，两点之间距离远则所占的权重低，距离近则权重高。经济距离矩阵给人均 GDP 越接近的城市赋予的权重越大。

研究发现，考虑空间相关性后，地铁开通依然提高了城市 GTFP。如表 9 所示，无论使用哪种空间权重矩阵，地铁开通的系数估计值都在 1% 水平上显著，且系数估计值都只是略小于基准估计结果。表 9 还初步表明，某城市开通地铁能提高其邻近城市的 GTFP，即地铁开通存在空间溢出效应。

表 9 空间计量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	地理距离矩阵 GTFP	经济距离矩阵 GTFP	经济地理嵌套矩阵 GTFP
地铁开通	0.240*** (0.030)	0.224*** (0.031)	0.209*** (0.031)
空间矩阵×地铁开通	0.681 (0.798)	0.329*** (0.080)	0.218*** (0.076)
控制变量	是	是	是
空间矩阵×控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
直接效应	0.232*** (0.030)	0.243*** (0.030)	0.224*** (0.030)
间接效应	2.216 (2.269)	0.548*** (0.109)	0.512*** (0.120)
总效应	2.483 (2.279)	0.792*** (0.110)	0.736*** (0.122)
观测值	4 403	4 403	4 403
R ²	0.043	0.048	0.016

由于存在溢出效应，我们借鉴 Clarke (2017) 的溢出稳健-双重差分方法，在基准模型中加入邻近处理组，同时估计政策的处理效应和“近邻”的处理效应，设定的模型如下：

$$GTFP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Metro_{it} + \sum_{k=1}^K \gamma_k Close_{itk} + \Gamma X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 $Close_{itk}$ 为虚拟变量，定义如下：当对照组城市到最近的已开通地铁的城市的距离不少于 $k-1$ ($k=1, 2, 3, \dots, K$) 公里且少于 k 公里时， $Close_{itk}=1$ ；其他情形时 $Close_{itk}=0$ 。 K 由模型根据赤池信息准则确定。其他变量的定义同模型 (1)。

表 10 报告了溢出稳健-双重差分法的估计结果。由表可知，将溢出效应纳入到经典框架中、缓解了溢出效应带来的估计偏差后，无论是否加入控制变量，地铁开通对城市 GTFP 的影响均在 1% 的水平上显著，且估计值与基准结果相差不大。这进一步验证了本文结论的稳健性。同时，无论是否加入控制变量，溢出效应的范围估计都在 45-50 千米内。地铁开通之所以在 GTFP 上具有溢出效应，是因为某城市因为地铁开通带来的空气质量改善，能借助大气流动改善周边城市的空气质量，提高周边城市对研发人员和 FDI 的吸引力。

表 10 溢出效应分析

变量	(1)	变量	(2)
	GTFP		GTFP
地铁开通	0.292*** (0.055)	地铁开通	0.269*** (0.060)
[0,46km]	0.140** (0.058)	[0,49km]	0.151*** (0.042)
常数项	0.594*** (0.021)	常数项	4.556*** (1.163)
控制变量	否	控制变量	是
城市固定效应	是	城市固定效应	是
年份固定效应	是	年份固定效应	是
观测值	4 403	观测值	4 403
R ²	0.656	R ²	0.671

五、机制分析和拓展分析结果

（一）机制分析

本文从总体效应和动态效应两个角度进行机制分析。总体效应分析即是用机制变量代替模型（1）中的 GTFP。动态效应分析即是用机制变量代替模型（2）中的 GTFP。根据第二部分的分析，我们选择的机制变量包括 PM2.5 浓度、科研人员数量、政府科学支出、FDI 额、发明专利授权数和环境污染指数。PM2.5 数据来源于大气成分分析组（Atmospheric Composition Analysis Group）计算的全球年度 PM2.5 卫星栅格数据。这里首先利用 ArcGIS 软件将栅格数据的图层信息提取出来，然后将每个栅格定位到其所在的城市上，接着把落在每个城市内的所有栅格数据进行平均，得到各个城市不同年份的 PM2.5 浓度值。这里利用熵值法对工业废水、工业烟尘和工业二氧化硫进行无量纲化处理并计算各自权重，最后加权求得环境污染指数。

表 11 报告了总体效应的机制分析结果。首先，地铁开通通过促进创新来提高城市 GTFP。根据列（1），城市开通地铁导致平均 PM2.5 下降 0.62 个单位。这意味着，在 2003—2019 年间，地铁开通的交通转移效应整体而言超过交通创造效应，减少道路交通量，改善空气质量。交通拥堵的缓解和空气质量的提高，吸引来科研人员 [列（2）]^①。科研人员数的增加使得政府投入更多科学支出 [列（3）]，以配套他们的研发项目。同时，城市开通地铁后，吸引来更多 FDI [列（4）]。科研人员和政府科学支出的增加，以及 FDI 带来的技术外溢，促进城市创新 [列（5）]。其次，地铁开通通过减少污染排放来提高城市 GTFP。如列（6）所示，地铁开通导致城市环境污染指数平均下降 0.41 个单位。

表 11 总体效应的机制分析结果

变量	(1) PM2.5	(2) 科研人 员数量	(3) 政府科 学支出	(4) 外商直 接投资	(5) 发明专利 授权数	(6) 环境污染指 数
地铁开通	-0.615*** (0.187)	0.139* (0.082)	0.309*** (0.115)	0.114* (0.069)	0.209** (0.093)	-0.410* (0.214)
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	4 403	4 403	4 403	4 403	4 403	4 403
R ²	0.508	0.381	0.872	0.892	0.833	0.179

注：科研人员数量、政府科学支出、FDI 和发明专利授权数都取了对数。

图 4 展示了各个机制发挥作用的时间特征。首先，地铁提升 GTFP 的各个机制发挥作用都存在时滞。虽然地铁在开通后当年就降低 PM2.5（Panel A），但其吸引科研人员、增加政府科学支出和吸引 FDI 的作用依次在地铁开通后的 1 年（Panel B）、4 年（Panel C）和 5 年（Panel D）才呈现。因此，地铁在开通 6 年后才增加发明专利授权数（Panel E）。地铁减少环境污染的效果也在地铁开通 7 年后才呈现（Panel F）。其次，地铁吸引科研人员和增加政府科学支出的作用，随着时间流逝不断增强。

^① 空气质量影响流动人口的就业选址，这一点在高学历群体中更为明显（孙伟增等，2019）。由于科研人员一般都拥有高学历，所以地铁开通通过改善空气质量吸引来科研人员这一结果并不难理解。

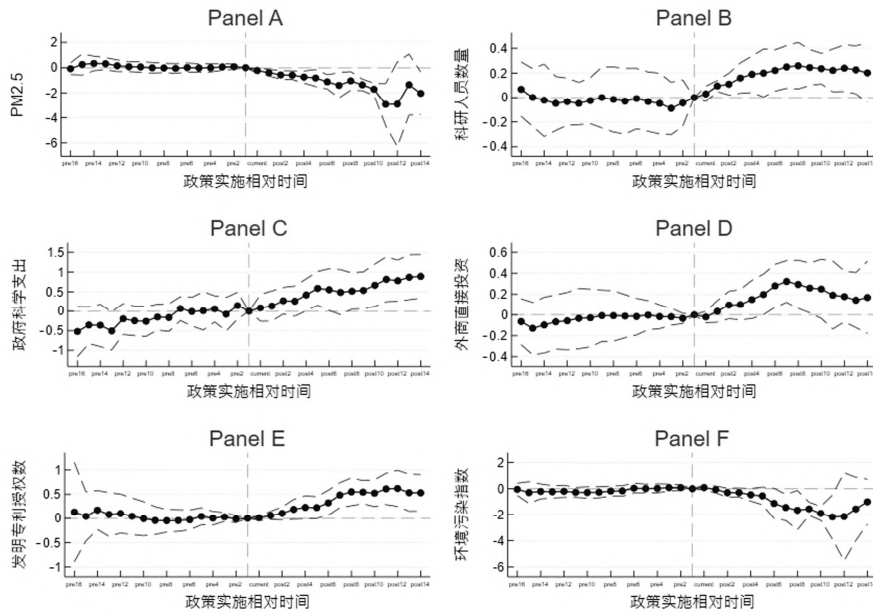


图4 动态效应的机制分析结果

(二) 拓展分析

1. 增量效应分析。地铁开通不仅影响GTFP，还影响GTFP的增长率。根据表12列(1)，地铁开通能使得GTFP的增长率提高5.8个百分点。GTFP增长率可分解为综合技术效率增长率和技术创新增长率。综合技术效率增长率体现制度创新和投入要素规模变化的影响。分析表明，地铁开通对GTFP的促进作用，主要是通过提高技术创新的增长率[列(3)]，而不是综合技术效率的增长率[列(2)]。

表12 增量效应分析结果

变量	(1) GTFP 增长率	(2) 综合技术 效率增长率	(3) 技术创新 增长率
地铁开通	0.058*** (0.013)	0.016** (0.008)	0.042*** (0.010)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	4 403	4 403	4 403
R ²	0.202	0.193	0.427

2. 地铁完善度的影响。同是开通地铁的城市，有的只运营一条线路、运营里程数只是二三十千米，而有的运营几十条线路、运营里程数高达七八百千米，差别巨大。很多城市开通地铁后，在很长一段时期内都在新建线路、增设站点。此处考察地铁运营里程数、线路数和车站数对GTFP的影响，设定的模型如下：

$$GTFP_{it} = \mu_0 + \mu_1 N_{it} + \Gamma X_{it} + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， N_{it} 表示地铁里程数、线路数或车站数，其他变量的定义同模型(1)。由于数据可得性的限制，此处样本为2009—2019年的268个城市。

表 13 报告了地铁、线路数和车站数里程数对 GTFP 的影响。不难发现，地铁线路、车站数和里程数的增加，都能提高城市 GTFP。平均而言，新开通一条线路使得 GTFP 增加 0.095 个单位，新增加一个地铁站使得 GTFP 增加 0.003 个单位，新增加 1 千米地铁里程数使得 GTFP 增加 0.002 个单位。概括而言，除了开通地铁，地铁网络的扩张也能提高城市 GTFP。

表 13 地铁里程、线路和车站的影响

变量	(1) GTFP	(2) GTFP	(3) GTFP
地铁线路数	0.095*** (0.010)		
地铁车站数		0.003*** (0.000)	
地铁里程数			0.002*** (0.000)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	2 948	2 948	2 948
R ²	0.190	0.186	0.188

3. 城市规模和区位的异质性。如表 14 所示，地铁开通提高 GTFP 的作用在特大城市显著 [列 (1)]，但在非特大城市不显著 [列 (2)]。导致特大城市和非特大城市这一差异的原因可能是：首先，特大城市的交通拥堵和空气污染更严重，因而地铁开通改善交通拥堵和空气污染的效果更明显。其次，地铁开通对 GTFP 的促进作用需要假以时日才能显现。特大城市开通地铁早，故地铁开通的效果已经呈现，而非特大城市开通地铁晚，故地铁开通的效果还未呈现。根据列 (3) 至列 (5)，地铁开通提高 GTFP 的作用在东、中、西部依次增大。导致这个地区差异的原因是，在中西部地区，开通地铁擦亮“城市名片”的作用更强，吸引研发人员和 FDI 的效果更明显。总而言之，地铁开通提高 GTFP 的作用在特大城市和非特大城市间的异质性和在东中西部的异质性，再次证实了本文的基本结论。

表 14 地铁开通对于城市 GTFP 的异质性分析结果

变量	(1) 特大城市	(2) 非特大城市	(3) 东部地区	(4) 中部地区	(5) 西部地区
地铁开通	0.299*** (0.065)	0.134 (0.088)	0.128** (0.057)	0.303*** (0.082)	0.443*** (0.153)
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
观测值	1 343	3 060	1 751	1 785	867
R ²	0.348	0.236	0.343	0.236	0.264
城市数量	79	180	103	105	51

说明：特大城市指 2003 年时常住人口大于 500 万的城市。

六、结论和政策建议

最近几年，中国各城市掀起了“地铁建设热”，众多三线城市先后开通地铁，还有很多城市正在如火如荼地扩建地铁。尽管地铁建设成本巨大、运营收入不够补偿其运营成本，但各地建设地铁

的热情却十分高,背后原因在于建设地铁具有很强的正外部性,譬如缓解交通拥堵、改善空气质量和提高土地价格等。本文证实了地铁的另外一种正外部性——提高城市 GTFP。具体而言,地铁开通经由两个渠道提高城市 GTFP:首先,地铁改善空气质量,吸引来研发人员和 FDI,增加政府科学支出,促进创新,提高全要素生产率。其次,地铁开通促进城市产业转型升级,减少工业废气、废水和废弃物排放。本文还发现,某城市开通地铁,不仅能提高自身的 GTFP,还能提高其毗邻城市的 GTFP;地铁开通提高 GTFP 的作用在特大城市要强于非特大城市,在东、中、西部依次增强。根据本文结论,我们提出两条政策建议:首先,2018年以来,国家发展和改革委员会未再批准任何城市新建地铁。国家发展和改革委员会应考虑到我国已进入高质量发展的新阶段,重新考量这一严控政策,批准已经达到条件的城市新建地铁。其次,为加快西部地区的发展,中央政府可考虑为西部城市新建地铁提供适当补贴。

参考文献

- [1] 白雪洁,汪海风,闫文凯. 资源衰退、科教支持与城市转型——基于坏产出动态 SBM 模型的资源型城市转型效率研究[J]. 中国工业经济, 2014(11):30-43.
- [2] 蔡宁,丛雅静,李卓. 技术创新与工业节能减排效率——基于 SBM-DDF 方法和面板数据模型的区域差异研究[J]. 经济理论与经济管理, 2014(6):57-70.
- [3] 冯国强,李菁. 城市轨道交通减排治污效应评估[J]. 中国人口·资源与环境, 2019(10):143-151.
- [4] 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.
- [5] 何凌云,陶东杰. 高铁开通对知识溢出与城市创新水平的影响测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2020(2): 125-142.
- [6] 江艇,孙鲲鹏,聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 管理世界, 2018(3):38-50.
- [7] 李斌,祁源,李倩. 财政分权、FDI 与绿色全要素生产率——基于面板数据动态 GMM 方法的实证检验[J]. 国际贸易问题, 2016(7):119-129.
- [8] 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.
- [9] 孙伟增,张晓楠,郑思齐. 空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究[J]. 经济研究, 2019(11):102-117.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] 肖挺. 地铁建设对我国城市全要素生产率的影响——作用机理及定量评估[J]. 世界经济文汇, 2021(1): 100-117.
- [13] 杨小聪,彭飞,康丽丽. 绿色地铁:轨道交通对空气污染的净化效果评估——基于南京地铁 3 号线的实证研究[J]. 甘肃行政学院学报, 2017(4):82-94.
- [14] 尹子擘,孙习卿,邢茂源. 绿色金融发展对绿色全要素生产率的影响研究[J]. 统计与决策, 2021(3):139-144.
- [15] 湛泳,李珊. 智慧城市建设、创业活力与经济高质量发展——基于绿色全要素生产率视角的分析[J]. 财经研究, 2022(1):4-18.

- [16] 张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012(3):60-77.
- [17] Callaway B, Sant'Anna P. Difference-in-Differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):200-230.
- [18] Chen Y, Whalley A. Green infrastructure: the effects of urban rail transit on air quality[J]. American Economic Journal-Economic Policy, 2012, 4(1):58-97.
- [19] Clarke D. Estimating difference-in-differences in the presence of spillovers[Z]. University Library of Munich, Germany, 2017.
- [20] De Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9):2964-2996.
- [21] Duranton G, Turner M A. The fundamental law of road congestion: evidence from us cities[J]. American Economic Review, 2011, 101(6):2616-2652.
- [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] Goodman-Bacon A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):254-277.
- [24] Li S J, Liu Y Y, Purevjav A O, et al. Does subway expansion improve air quality?[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2019, 96:213-235.
- [25] Mohring H. Optimization and scale economies in urban bus transportation[J]. American Economic Review, 1972, 62(4):591-604.
- [26] Sun L Y, Abraham S. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2):175-199.
- [27] Vickrey W S. Congestion theory and transport investment[J]. American Economic Review, 1969, 59(2):251-260.
- [28] Zheng S Q, Zhang X N, Sun W Z, et al. The effect of a new subway line on local air quality: A case study in Changsha[J]. Transportation Research Part D-Transport and Environment, 2019, 68:26-38.

Subway Opening and City's Green Total Factor Productivity

MINGWEI FU

(Chinese Academy of Social Sciences)

ZHENGLONG CONG

(University of the Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: High-quality economic development requires accelerating the adjustment and optimization of industrial structure, energy structure and transportation structure. More and more cities are taking the construction of subways as a

measure to optimize the transportation structure and energy structure. Based on the panel data of 259 cities in China from 2003 to 2019, using the difference-in-difference method, this paper finds that the opening of subways can improve city's green total factor productivity, and thus achieve green development and innovative development. Specifically, by improving urban air quality and traffic conditions, the subway attracts scientific researchers and FDI, increases government science expenditure, leads to increased urban technological innovation, total factor productivity, industrial transformation and upgrading, and pollution emission reduction. Further analysis shows that the role of subway in improving green total factor productivity is heterogeneous between megacities and non-megacities, and among eastern, middle and western cities, and the opening of a subway can improve the green total factor productivity of neighboring cities. The role of metros in improving green total factor productivity has passed a series of robustness tests. Our findings help explain the "subway fever" in Chinese cities.

Keywords: subway; green total factor productivity; innovation; pollution

(执行编辑: 刘自敏)