

交通基础设施对绿色全要素生产率的影响研究 ——基于产业结构和外商投资视角

朱雪芬

江苏大学财经学院, 江苏 镇江

收稿日期: 2025年3月31日; 录用日期: 2025年5月30日; 发布日期: 2025年6月9日

摘 要

本文基于2011~2020年282个城市的样本数据探究交通基础设施与绿色全要素生产率之间的关系。最终发现以下结论: (1) 自2011年至2020年, 我国各城市的绿色全要素生产率呈现上升趋势, 且地区之间的绝对差异在逐渐缩小, 总体来看, 中国绿色全要素生产率呈现出“东北-西南”分布特征; (2) 交通基础设施与绿色全要素生产率之间存在着“U”形关系。此外, 分地区和城市规模来看, 在东部地区和大中城市中, 上述“U”形关系得到显著的验证, 而在中西部地区和小城市中, 上述“U”形关系并未得到显著的验证; (3) 通过中介效应可知, 交通基础设施主要通过影响产业结构和外商投资来影响城市的绿色全要素生产率。基于上述结论, 本文提出了相应的政策建议来提高城市绿色全要素生产率。

关键词

绿色全要素生产率, 交通基础设施, 产业结构, 外商投资, 中介效应

A Study on the Impact of Transportation Infrastructure on Green Total Factor Productivity

—Based on Industrial Structure and Foreign Investment Perspective

Xuefen Zhu

School of Finance and Economics, Jiangsu University, Zhenjiang Jiangsu

Received: Mar. 31st, 2025; accepted: May 30th, 2025; published: Jun. 9th, 2025

Abstract

This study investigates how transportation infrastructure affects green total factor productivity

(GTFP) using data from 282 cities in China from 2011 to 2020. The final findings are as follows: (1) From 2011 to 2020, the GTFP of cities in China demonstrated increased trend, and the absolute difference between regions was gradually decreasing, and in general, the green total factor productivity in China showed a “northeast-southwest” distribution. (2) The connection between transportation infrastructure and GTFP exhibits a “U-shaped”. In addition, by region and city size, the U-shaped relationship is significantly validated in the eastern area and medium and large cities, but not in the western and central areas and small cities. (3) The mediating effect shows that transport infrastructure impacts GTFP of cities mainly through its influence on industrial structure and foreign investment. In light of the foregoing, this study suggests corresponding policy measures to promote the growth of transport infrastructure and thus improve GTFP in cities.

Keywords

Green Total Factor Productivity, Transport Infrastructure, Industrial Structure, Foreign Investment, Intermediation Effect

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

1.1. 研究背景与意义

党的十九大报告中指出中国经济已经由高速增长阶段转向高质量发展阶段，而全要素生产率作为一种资源配置效率被认为是推动高质量发展的动力源泉。而绿色全要素生产率是在全要素生产率的基础上考虑到能源消耗、环境污染等因素的影响，更加契合新发展理念的内核，因此推动绿色全要素生产率的发展有助于实现经济高质量发展。然而，目前我国绿色全要素生产率的发展仍面临着区域之间发展不协调、不充分的问题[1][2]，这些问题已然成为推动我国经济高质量发展，实现共同富裕的重要掣肘。交通基础设施作为国民经济中的先导性产业，加强交通基础设施建设有利于打破地域限制，实现各种要素资源的互联互通，有利于构建全国统一大市场建设，从而提升资源的配置效率，在一定程度上会推动经济的高质量发展。因此，在高质量发展背景下，探究交通基础设施能否推动绿色全要素生产率的发展，进而解决其发展过程中存在的不平衡、不充分问题，从而推动中国经济高质量发展，这具有很强的现实意义。

1.2. 文献综述

关于交通基础设施的经济效应的相关研究一直以来是学术界的热点话题，交通基础设施与经济增长的关系的研究大致可以分为以下几个方面：一是认为交通基础设施通过降低地区之间的联通成本，加快地区之间的资源要素的交换，从而推动经济增长[3]，如刘秉镰 *et al.* [4]运用中国 29 个省份 2001~2007 年的数据分析发现，交通基础设施能够显著促进中国的全要素生产率，并且高速铁路和二级公路设施对经济的推动作用比较大；Pokharel *et al.* [5]基于新经济地理学视角下研究尼泊尔的交通基础设施对经济发展的影响，最终得出结论：交通基础设施能够加快城市的城镇化进程，从而提高了人均 GDP。随着高铁等快速交通基础设施的兴起，也有学者基于高铁开通这一准自然事件，构建双重差分模型研究发现高铁开通能够显著促进城市的经济发展[6][7]，如 Diao [8]运用中国 2009~2013 年的数据进行研究发现，高铁开通能够给城市带来更多的投资，从而推动经济的发展；彭小辉 and 王静怡[9]从要素资源配置扭曲的视角

运用各种城市 2008~2015 年的数据研究发现, 高铁建设可以通过缓解劳动力要素配置扭曲来促进城市绿色全要素生产率的发展。而另一方面来看, 也有学者认为交通基础设施与经济发展之间并不存在显著的相关关系甚至存在负相关关系[10] [11], 比如张杰 and 郑姣姣[12]认为交通基础的完善会使得资源要素资源向第三产业部门倾斜过多, 进而不利于第二产业部门的发展, 形成了“鲍莫尔成本病”, 从而不利于中国全要素生产率的发展; 在考虑绿色发展的条件下, 交通基础设施因为在建设过程中往往伴随着环境污染问题, 从而不利于经济的绿色发展[13], Zhang [14]认为交通基础设施与环境污染密切相关, 交通基础设施的发展会加剧能源消耗和污染物排放, 因此会阻碍绿色全要素生产率的发展; Wang *et al.* [15]运用中国 30 个省份 2004~2017 年的相关数据进行研究发现交通基础设施的发展伴随着环境污染会在一定程度上抑制经济高质量发展。

综上所述, 我们通过过往文献对于交通基础设施对经济发展的影响做出了深入的探讨, 但仍存在以下不足: (1) 过往研究往往都只考虑交通基础设施与绿色全要素生产率之间的线性关系, 而忽视了他们之间可能存在的非线性关系; (2) 大多数研究都是基于省份层面进行研究交通基础设施对绿色全要素生产率的影响, 对于城市层面的研究往往都是基于高铁这一交通工具进行研究, 而忽视了传统的公路交通对于城市绿色全要素生产率的影响。

基于此, 本文以 2011~2020 年全国 282 个城市的相关数据作为研究样本, 深入探讨交通基础设施对绿色全要素生产率的影响关系, 本文可能做出的边际贡献包括: (1) 综合前人的研究成果, 探讨交通基础设施与绿色全要素生产率之间是否存在一种非线性关系; (2) 考虑到公路交通作为我国主要的交通基础设施, 因此在城市层面深入研究公路交通基础设施对绿色全要素生产率的关系; (3) 从产业结构和外商投资的视角, 探究交通基础设施对绿色全要素生产率的影响机制。

1.3. 理论分析与研究假设

交通基础设施作为地区经济发展的重要资源禀赋, 它被认为是缓解地区之间发展差距的重要手段之一, 但是交通基础设施在带来正向作用的同时往往也会带来一些负面作用。因此本文以中国城市层面的交通基础设施发展状况为研究样本, 探究交通基础设施与绿色全要素生产率之间可能存在的非线性关系, 基于此, 本文提出以下研究假设:

在交通基础建设的前期, 因为交通基础设施建设具有投资规模大、投资回报期比较长等特点, 这会降低了资本的配置效率; 且在交通建设过程中, 往往还会伴随着环境污染等生态问题, 对沿线地区的生态环境质量造成破坏[16]; 且随着交通基础设施的不断完善, 会吸引新的出行者, 增加了能源消耗, 增加生态环境的承载负担。但是, 根据新经济地理理论可知, 当交通基础设施发展到一定程度形成了紧密的交通网时, 它不仅能够改善其区位条件, 降低区域之间存在的“冰山成本”, 促进了各类要素的有序流动, 从而促进了资源的合理配置, 提高资源配置效率; 且完善的交通基础设施体系能够加强地区之间的合作交流, 加强了地区之间的知识溢出效应[17], 特别是近年来随着高铁等快速交通基础设施的大幅兴起, 跨地区间的合作交流变得更加频繁和普遍, 先进技术和知识的扩散范围大幅度得到提高, 提升了企业的生产率。因此, 本文提出假设:

假设 H1: 随着交通基础设施的不断发展, 绿色全要素生产率将先下降后上升, 即交通基础设施与绿色全要素生产率之间存在“U”型关系。

因为地区发展条件的不同, 各地区之间的交通基础设施发展程度具有迥异性, 具体而言, 东部城市因为地理、经济等条件相对来说比较优越, 其交通基础设施发展程度最高, 中部地区次之, 西部地区处于落后水平, 所以不同地区的交通基础设施可能对于绿色全要素生产率的影响存在差异性; 不同规模的城市由于自身资源禀赋条件的不同, 其对于交通基础设施的投入力度存在差异, 大城市的交通基础设施

相对来说比较完善,中小城市相对较差,此外,完善的交通基础设施可能会提高大城市的“虹吸效应”,吸引中小城市的要素资源,发挥极化效应[18]。因此,交通基础设施对于绿色全要素生产率的影响效应可能因区域与城市规模等因素而存在差异性。故本文提出假设:

假设 H2: 交通基础设施对于绿色全要素生产率的影响具有异质性。

通过对相关文献的梳理,本文认为交通基础设施可以通过产业结构升级和外商投资两个途径来影响绿色全要素生产率,具体如下:

交通基础设施的不断完善会使得地区之间联系更加紧密,地区之间的生产要素流动加快,从而使得各地区之间形成了自己的优势产业,专业化的产业分工会使得形成产业集群化发展,形成一个相对合理并且完善的产业链,使得地区间的产业结构得到优化[19];交通基础设施带来的分工效应也出现在企业内部之中,比如企业可以将管理、销售等部门投放在大城市中,而将生产部门放在小城市中以降低自己的生产成本[20]。而产业结构的不断升级使得产业结构更加合理,优化了各种资源的配置,使得生产要素从低生产率部门转向高生产率部门,提高了资源利用效率,减少了环境污染,从而提升了地区的绿色全要素生产率[21][22]。据此,提出假设:

H3a: 交通基础设施能够通过促进产业结构升级来提高城市的绿色全要素生产率水平。

交通基础设施的提高能够大幅度改善地区因地理条件较差所带来的不利影响,区位优势开始得到体现,能够吸引各类要素资源进行聚集,形成了集聚经济,从而提高对外资吸引力[23];此外,完善的交通基础设施可以降低地区之间商品的运输成本,这降低了企业的生产成本[24],从而在一定程度上也能够增强对外资的吸引力。而根据污染天堂假说可知,地方政府为了引进外资,会展开逐底竞争,降低环境标准来提高对外资的吸引力,此外,对外投资的增加往往会扩大生产规模,这在一定程度上也会加大污染物的排放[25],从而不利于地方的环境发展,因此,外商投资的增加可能不利于提升城市的绿色全要素生产率。据此,提出假设:

H3b: 交通基础设施会通过扩大外商投资规模来抑制城市的绿色全要素生产率水平。

2. 模型构建

2.1. 基准回归模型

根据前文的理论分析,可以构建基准回归模型如下:

$$\text{gtfp}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{road}_{i,t} + \alpha_2 \text{road}_{i,t}^2 + \sum_{j=3}^r \alpha_j X_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 和 t 分别代表城市和时间,gtfp为城市的绿色全要素生产率,road为本文的核心解释变量,代表的是城市的交通基础设施水平,同时引入其二次项来考察交通基础设施与绿色全要素生产率之间的非线性关系, $X_{i,t}$ 代表的是控制变量, μ_i 、 θ_t 分别代表个体固定效应和时间固定效应, ε_{it} 代表随机扰动项。

2.2. 中介效应模型

为了进一步探究交通基础设施对绿色全要素生产率的影响机制,参考 Hayes and Preacher [26]的研究,建立中介效应模型如下:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{road}_{i,t} + \sum_{j=2}^r \beta_j X_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{gtfp}_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{road}_{i,t} + \lambda_2 \text{road}_{i,t}^2 + \lambda_3 M_{i,t} + \sum_{j=4}^r \lambda_j X_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中 M_{it} 代表的是中介变量，其余变量含义同(1)式。

2.3. 变量选取

2.3.1. 被解释变量

本文采用 SBM-GML 方法来测算绿色全要素生产率(gtfp) [27]，考虑到 SBM-GML 测度的是绿色全要素生产率的变化率，因此假定 2010 年为基期即绿色全要素生产率为 1，则 2011 年的绿色全要素生产率为 2010 年的基期值乘以 2011 年的 GML 指数，以此类推可以得到之后年度的绿色全要素生产率[28]。

其中投入指标包括劳动、土地、资本和能源投入，其中劳动投入采用各城市年末单位从业人员数量来表征；土地投入采用各城市建成区面积来代替；资本投入借鉴张军 *et al.* [29]的做法，采用永续盘存法来估算各城市的固定资本存量；因各城市的能源消耗数据无法直接获取，因此利用各城市工业增加值占所属省份工业增加值的比重将各省的能源消耗量折算到各个城市中去[30][31]。期望产出指标为各城市的实际 GDP，为了消除通货膨胀的影响，本文以 2003 年为基期对各地区的名义 GDP 进行平减处理得到。非期望产出主要由各地区工业废水排放量、工业二氧化硫排放量和工业烟尘排放量三部分组成。

2.3.2. 核心解释变量

交通基础设施主要包括公路运输、铁路运输、水上运输和航空运输等四种方式，而中国交通基础设施是以公路为主[32]，且囿于地级市层面数据的可得性，本文采用公路密度作为城市交通基础设施的代理变量[33]，其中公路密度为各地市的公路里程数与各地市的总面积之比。

2.3.3. 中介变量

由前文的分析可知，交通基础设施可能通过产业结构(is)和外商投资(fdi)来影响城市绿色全要素生产率，其中借鉴付凌晖[34]的做法计算的产业结构高级化指数作为产业结构的代理变量，外商投资采用实际利用外资额占 GDP 的比重来表征。

2.3.4. 控制变量

参考现有文献的做法[35][36]，本文选取的控制变量具体包括：政府干预水平(gb)，采用政府财政支出与 GDP 的比重来表征；市场化水平(mark)，以城市所在的省份的樊纲市场化指数衡量城市的市场化水平[37]；人力资本(hc)，以在校大学生数量与地区常住人口的比值来代表；金融发展水平(fin)，以金融机构各项存贷款余额与 GDP 的比值来表征。

2.3.5. 数据来源

考虑到部分城市的样本数据存在缺失问题，本文将上述城市予以剔除，最后共选取了共计 282 个城市的 2011~2020 年的相关数据作为研究样本，文中大部分指标数据来自历年《中国城市统计年鉴》、EPS 数据库、CEIC 数据库和各城市统计公报，对于部分缺失数据采用线性插值法和趋势预测法进行填补，描述性统计见表 1。

Table 1. Descriptive statistics for each variable
表 1. 各变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
gtfp	2820	1.182	0.272	0.255	3.315
road	2820	1.097	0.52	0.068	4.021
gb	2820	0.009	0.003	0.002	0.027

续表

mark	2820	8.218	1.633	3.36	11.614
hc	2820	0.017	0.02	0	0.228
fin	2820	2.525	1.249	0.588	21.297
is	2820	6.542	0.347	5.518	7.657
fdi	2820	0.017	0.019	0	0.21

3. 城市绿色全要素生产率的时空演化特征

为了分析城市绿色全要素生产率的时空变化特征,通过上文的方法测算出中国 282 个城市 2011~2020 年的绿色全要素生产率,并且从时间和空间两个角度来探讨其演化特征。

3.1. 城市绿色全要素生产率的时序演变特征

从图 1 可以看到,随着时间的推移,各城市的绿色全要素生产率在不断提高。从分布形态上看,总体分布曲线的主峰高度上升且宽度缩小,说明各城市的绿色全要素生产率的绝对差异变小,从分布延展性看,并不存在拖尾现象,即区域内各城市绿色全要素生产率出现极化分布的趋势可能性很低。

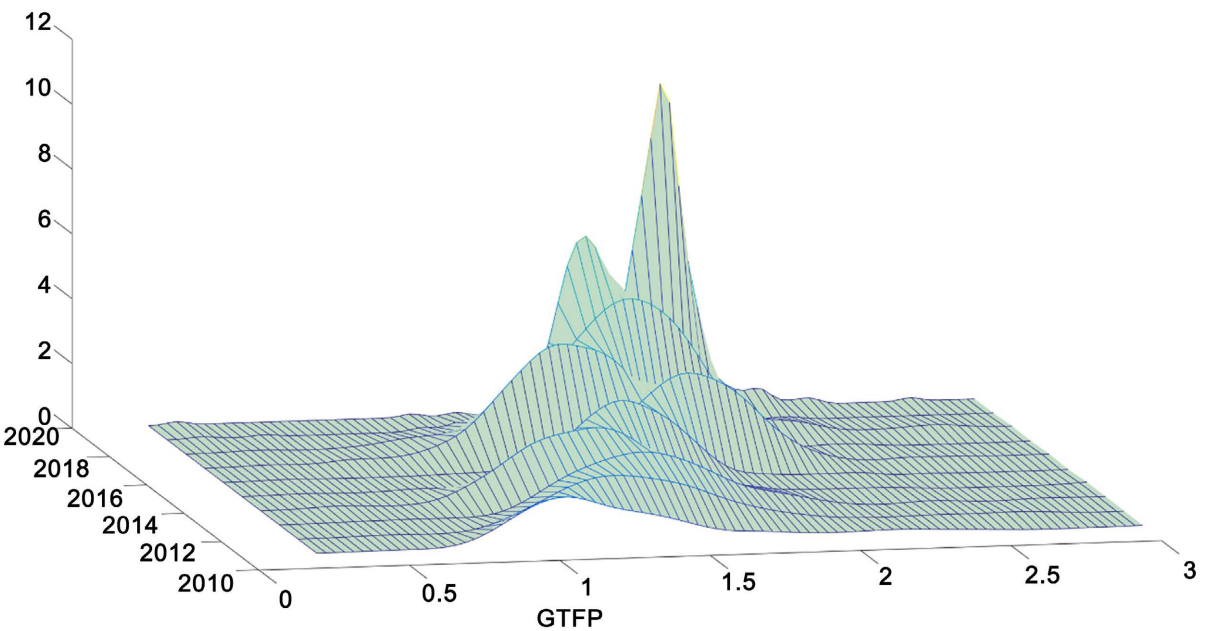
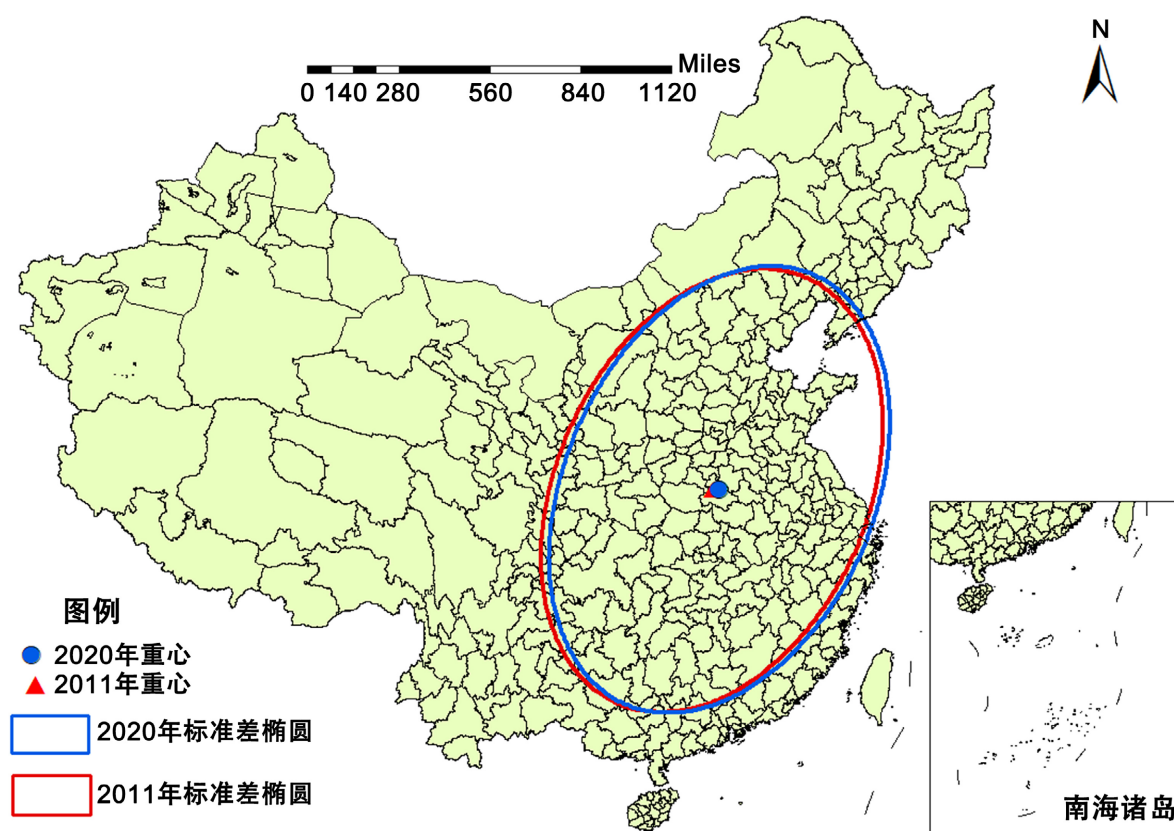


Figure 1. Kernel density estimates of green total factor productivity in cities

图 1. 城市绿色全要素生产率的核密度估计

3.2. 城市全要素生产率的空间演变特征

运用重心 - 标准差椭圆分析中国城市的绿色全要素生产率的空间分布变化,如图 2 所示,可以看到绿色全要素生产率呈现出“东北 - 西南”分布格局,从重心移动轨迹上可以看到从 2011~2020 年,重心有向东北方向演进的趋势。其次长轴的标准差变大,对应的短轴的标准差变小,表明绿色全要素生产率在南北方向存在轻微的扩散趋势。椭圆面积虽然存在上升趋势但是其变化幅度较小,因此整体上而言绿色全要素生产率仍保持着东北 - 西南分布。



注：基于自然资源部标准地图服务网站审的标准地图(审图号 GS(2019)1822 号)制作，底图无修改。

Figure 2. Evolution of the centre of gravity-standard deviation ellipse for green total factor productivity in cities
图 2. 城市绿色全要素生产率的重心 - 标准差椭圆演进

4. 基准回归分析

为了降低遗漏变量所带来的问题，本文均采用双向固定效应进行回归分析。基准回归的结果如表 2 所示，可以看到，交通基础设施的一次项与绿色全要素生产率之间存在显著为负的相关关系，而二次项却与之呈现出显著的正相关关系，这在一定程度上说明了交通基础设施与绿色全要素生产率之间可能存在 U 形关系。但仅凭二次项的显著性往往并不能判断它们之间一定存在非线性关系[38]，因此我们通过 Utest 检验来进一步判断两者之间是否存在 U 形关系，可以看到无论是模型(1)还是模型(2)的 Utest 检验均在 1%水平下显著，这说明上述两者之间确实存在 U 形关系，这也验证了假设 H1。此外可以看到相较于加入控制变量而言，交通基础设施的二次项系数有了一定程度的下降，且二次曲线的拐点向左偏移，这说明控制变量的选取的合理性。

控制变量方面：政府干预水平对于绿色全要素生产率的影响为正，但并不显著，可能的原因是政府的政策具有时滞效应；市场化水平却显著抑制绿色全要素生产率的发展，说明现在我国的市场化程度还有待进一步加深，其会制约绿色全要素生产率的发展，因此应当进一步深化市场化改革，完善市场化配置以推动经济高质量发展[39]；人力资本也显著抑制绿色全要素生产率的发展，可能的原因在于受教育程度的提高并不意味着人们对于环境的重视程度一定得到提高，相反，受教育程度的提高可能会推动技术进步从而诱使人们加大生产力度，从而消耗了更多的能源进而给生态环境造成压力；[40]金融发展水平在 5%水平下显著促进绿色全要素生产率的发展，这说明在金融资源的合理配置下，企业的融资问题得到了

解决，从而加快了生产要素的流动，从而推动绿色全要素生产率的发展。

Table 2. Benchmark regression results
表 2. 基准回归结果

	(1)	(2)
	gtfp	gtfp
road	-0.8576*** (-9.1790)	-0.7995*** (-8.3935)
road2	0.2175*** (9.3840)	0.2039*** (8.6210)
gb		3.3171 (1.3152)
mark		-0.0171** (-2.0689)
hc		-1.5214** (-2.1980)
fin		0.0129** (2.3668)
固定效应	是	是
_cons	1.6065*** (23.8327)	1.6644*** (18.4119)
Utest	8.6***	7.97***
拐点	1.972	1.961
N	2820	2820
R ²	0.453	0.457

注：***代表 1%水平下显著，**代表 5%水平下显著，*代表 10%水平下显著，括号内为 t 统计量，下表同。

4.1. 内生性处理

为了避免交通基础设施与绿色全要素之间可能存在的双向因果关系会影响到模型的回归结果，本文进一步采用工具变量法进行内生性检验。借鉴孙传旺 *et al.* [41]和吉赞 and 杨青[42]的做法，本文采用城市平均地理坡度这一地理指标作为交通基础设施的工具变量，由于地理坡度为截面数据，不能直接用于面板数据分析，所以我们采用地理坡度与年份虚拟变量的交乘项来进行分析[43]。

本文采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计，为了保证估计结果的稳健性，还引入了 LIML 回归和 GMM 估计，模型的第二阶段估计结果如表 3 所示。可以看到，3 种模型下的交通基础设施的一次项系数在 10%水平下显著为负，二次项系数在 5%水平下显著为正，且通过了 Utest 检验，与基准回归结果一致。进一步地考察工具变量的合理性，可以看到不可识别检验中在 1%水平下强烈拒绝不可识别的原假设，在 15%显著水平下拒绝工具变量为弱工具变量的原假设，表明选取的工具变量是比较合理的。

Table 3. Endogeneity test results
表 3. 内生性检验结果

	(1) 2SLS	(2) LIML	(3) GMM
	gtfp	gtfp	gtfp
road	-1.3940* (-1.6866)	-1.3940* (-1.6866)	-1.3940* (-1.6866)
road2	0.3098** (1.9809)	0.3098** (1.9809)	0.3098** (1.9809)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
_cons	2.6793*** (3.2571)	2.6793*** (3.2571)	2.6793*** (3.2571)
不可识别检验		12.127*** (0.000)	
弱工具变量检验		5.448 (4.58)	
Utest		1.51*	
拐点		2.249	
N	2820	2820	2820
R ²	0.651	0.651	0.651

注：不可识别检验中的括号为概率值，弱工具变量检验中的括号为 Stock-Yogo 检验 15%水平以上的临界值。

4.2. 稳健性检验

为了保证回归结果的稳健性，本文通过对被解释变量进行双边缩尾处理、替换被解释变量、更换估计方法和控制固定效应等方法来进行稳健性检验，具体如下：

4.2.1. 对被解释变量进行双边缩尾处理

为了消除数据中的异常值带来的影响，本文对绿色全要素生产率进行双边缩尾 1%处理后再次进行回归，模型的回归结果如表 4 中列(1)，可以看到交通基础设施的一次项与二次项系数的方向与基准回归一致，这说明再消除异常值带来的影响后，本文的研究结论仍然成立。

4.2.2. 替换被解释变量

考虑到只采用上文的 SBM-GML 方法测算的绿色全要素生产率来进行回归可能会对结果产生偏差，因此本文另外采用基于松弛测度的方向性距离函数(SBM-DDF)和全域(GML)指数来重新测度绿色全要素生产率[44][45]，并将其带入基准模型中进行回归，回归结果见表 4 中列(2)，可以看到结果仍没有发生太大变化，基准回归结果比较稳健。

4.2.3. 更换估计方法

为了解决内生性问题带来的影响，采用系统 GMM 估计和差分 GMM 估计方法进行稳健性检验[46][47]。如表 4 中列 3 和列 4 所示，两个模型均通过了 AR 检验和 Hasen 检验，说明系统 GMM 模型和差分 GMM 模型均是有效的，且估计结果与基准结果保持一致，再度证明了结果的稳健性。

4.2.4. 控制固定效应

考虑到省份层面的一些特征因素可能会对绿色全要素生产率产生影响，借鉴 Bai [48]和赵涛 *et al.* [49]

的做法，通过控制省份固定效应以及省份与年份的交互效应进行回归，回归结果见表 4 中第(5)列所示，可以看到在考虑到了省份层面的遗漏变量带来的影响后，回归结果与之前的结论保持一致。

Table 4. Robustness test results
表 4. 稳健性检验结果

	(1) 缩尾处理	(2) 替换被解释变量	(3) 系统 GMM	(4) 差分 GMM	(5) 控制固定效应
	gtfp	gtfpddf	gtfp	gtfp	gtfp
L.gtfp			0.9184*** (7.6362)	0.3983*** (3.1457)	
road	-0.7660*** (-8.8081)	-0.2384*** (-6.3610)	-0.0587* (-1.8867)	-0.3349*** (-2.7036)	-0.5545*** (-5.0525)
road2	0.1994*** (9.2352)	0.0621*** (6.6683)	0.0236* (1.9371)	0.0840** (2.5407)	0.1504*** (5.5048)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
_cons	1.6353*** (19.8134)	(34.0614) 1.2118***	0.0893 (0.7267)	- -	1.4871*** (16.2025)
AR(1)			0.000	0.011	
AR(2)			0.509	0.847	
HasenJ			0.213	0.414	
Utest	8.7***	6.28***	1.88**	2.26**	5.02***
拐点	1.921	1.921	1.243	1.993	1.843
N	2820	2820	2538	2256	2770
R ²	0.489	0.294	-	-	0.715

4.3. 异质性分析

4.3.1. 分区域的异质性分析

因为地区发展条件的不同，各地区的交通基础设施的发展情况不尽相同，其中东部地区因为地理位置优越，经济发展条件好，其交通基础设施条件最好，中部地区其次，西部地区因为地理条件等因素，交通基础设施状况弱于其他两大地区。为了进一步考察交通基础设施对于绿色全要素生产率的影响，从东中西三个区域来分别考察交通基础设施对绿色全要素生产率的影响¹，具体回归结果见表 5 中(1)~(3)列。

可以看到东、中和西三大地区的交通基础设施与绿色全要素生产率之间均呈现 U 形关系，其中，东部地区的交通基础设施与绿色全要素生产率之间存在显著的 U 形的关系，而中部和西部地区的 U 形关系并不显著，并未通过 Utest 检验。进一步分析可以发现，由于东部地区的交通基础设施发展较好，绝大多数城市的交通基础设施的发展水平已经跨过拐点，交通基础设施的正外部效应已经开始得到体现；而中、

¹参考相关文献的做法，东部地区主要包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等 11 个省份；中部地区主要包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林和黑龙江等 8 个省份；西部地区主要包括内蒙古、广西、重庆、四川、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆等 12 个省份。

西部的交通基础设施发展落后于东部地区，其中大多数城市均没有达到各自对应的拐点 3.679 和 2.328，因此交通基础设施无法发挥它对城市的全要素生产率的提升作用，但随着中部崛起战略和西部大开发战略的深入推进，中西部地区的交通基础设施条件的不断改善，交通基础设施终会发挥它应有的正外部效应。

4.3.2. 分城市规模的异质性分析

不同等级的城市因为自身发展条件的不同，所对应的交通基础设施水平也不尽相同，不同等级的城市的交通基础设施对于绿色全要素生产率的影响也可能存在差异性，因此将全样本分成大、中和小城市三类样本进行回归分析²，结果见表 5 的(4)~(6)。

可以看到，在大城市及中等城市，交通基础设施与绿色全要素生产率之间存在着显著的 U 形关系，而小城市却并未存在这种显著的 U 形关系。一个可能的原因是城市的规模越大，人口数量越多，所需要的各种要素资源就越多，起初不发达的交通设施会不利于各种要素资源的流动，从而抑制城市全要素生产率的提升，而当交通基础设施在发展到一定阶段后，会加快各类资源的流动，从而提高城市全要素生产率。而对于小城市而言，因为其自身发展的局限性，交通基础设施的完善会加速要素资源外溢现象的发生[50]，从而在一定程度上不利于经济的发展，因此可能会抵消完善的交通基础设施所带来的外部经济效应。因此，前文的假设 H2 成立。

Table 5. Results of heterogeneity test

表 5. 异质性检验结果

	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 大城市	(5) 中等城市	(6) 小城市
	gtfp	gtfp	gtfp	gtfp	gtfp	gtfp
road	-0.6427*** (-3.8781)	-0.3949** (-2.0386)	-0.2652 (-1.4036)	-0.9501*** (-7.3316)	-0.8244*** (-4.3943)	0.3459 (1.0308)
road2	0.1838*** (4.9600)	0.0537 (0.9297)	0.0570 (1.1370)	0.2273*** (7.3105)	0.2476*** (4.2108)	0.0298 (0.2637)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
_cons	2.0050*** (9.5709)	1.2217*** (6.2178)	1.0643*** (8.7798)	2.1719*** (14.6642)	1.6147*** (10.4979)	0.5604*** (3.0022)
Utest	3.63***	—	0.33	6.61***	3.12***	—
拐点	1.748	3.679	2.328	2.09	1.665	-5.802
N	1000	990	830	1440	910	470
R ²	0.528	0.476	0.370	0.446	0.500	0.541

4.4. 机制检验

为进一步探讨交通基础设施如何影响城市绿色全要素生产率，本文以产业结构和外商投资作为中介变量来探究交通基础设施影响城市绿色全要素生产率的机制，具体回归结果见表 6。

从表 6 的(1)和(2)列可以看出，在 1%显著水平下，交通基础设施能够显著推动产业结构升级，产业结构也能够显著提高城市绿色全要素生产率的发展水平。而从表 6 的(3)和(4)列可以发现，在 1%显著水

¹根据《国务院关于调整城市规模划分标准的通知》这一规划，以 2015 年市辖区常住人口为基准，人口规模在 100 万人以上的为大城市，人口规模在 50~100 万人的城市为中等城市，人口规模在 50 万人以下的城市为小城市。

平下，交通基础设施对外商投资起到正向作用，而外商投资的增加却抑制了城市全要素生产率的提升。由此我们可以得出结论：交通基础设施通过产业结构和外商投资两个渠道来影响城市全要素生产率，其中交通基础设施通过提升产业结构水平来提升城市绿色全要素生产率，而通过扩大外商投资来抑制了城市的全要素生产率，验证了前文的假设。

Table 6. Mechanism test results
表 6. 机制检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	is	gtfp	fdi	gtfp
road	0.0832*** (5.7707)	-0.5278*** (-5.1342)	0.0055*** (2.7200)	-0.2268** (-2.1712)
road2		0.1777*** (6.8870)		0.1372*** (5.1464)
is		0.5477*** (14.5722)		
fdi				-1.2249*** (-3.4711)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
_cons	6.1303*** (187.2875)	-2.5826*** (-12.5166)	-0.0336*** (-7.2868)	0.2484*** (3.2846)
Utest		5.06***		2.06**
拐点		1.485		0.827
N	2820	2820	2820	2820
R ²	0.740	0.329	0.130	0.276

5. 结论及对策建议

本文基于 2011~2020 年 282 个城市的样本数据，首先运用 SBM-GML 方法测度了样本城市的绿色全要素生产率，并运用面板数据模型探究交通基础设施与绿色全要素生产率之间的关系。此外，本文还借助中介效应模型深入探究交通基础设施影响绿色全要素生产率的机制，最终得出以下结论：(1) 自 2011 年至 2020 年，我国各城市的绿色全要素生产率呈现上升趋势，且地区之间的绝对差异在逐渐缩小，总体来看，中国绿色全要素生产率呈现出“东北 - 西南”分布特征；(2) 交通基础设施与绿色全要素生产率之间存在着“U”形关系，即在交通基础设施发展条件较差时，它会抑制绿色全要素生产率的发展，而当交通基础设施完善到一定程度后，交通基础设施就会体现为促进作用。此外，分地区和城市规模来看，在东部地区和大中城市中，上述“U”形关系得到显著的验证，而在中西部地区和小城市中，上述“U”形关系并未得到显著的验证；(3) 通过中介效应可知，交通基础设施可以通过促进产业结构升级从而促进城市绿色全要素生产率发展，而交通基础设施也会通过吸引外资来抑制城市的绿色全要素生产率发展。

从本文的研究结论可以得到如下的政策建议：(1) 加强城市间协调发展。可以看到虽然近些年各城市之间的绿色全要素生产率的绝对差异在不断缩小，但是城市之间的绿色全要素生产率之间的差异仍不可

忽视, 尤其西部地区与东部地区之间的差距, 因此应当加快推进长江经济带、黄河流域生态保护和高质量发展等区域协调战略, 培育完整健全的产业链分工体系, 从而降低城市之间的绿色全要素生产率之间的差异, 实现所有城市的高质量发展。(2) 加大交通基础设施建设投入力度。从上文可以看到, 交通基础设施与绿色全要素生产率之间存在 U 形关系, 即只有交通基础设施发展到一定程度时才会发挥规模效益, 推动绿色全要素生产率的发展。因此, 我们应当深入推动交通强国建设, 加大对交通基础设施建设的投入力度, 使交通基础设施能够对绿色全要素生产率起到推动作用, 此外, 对于交通基础设施的投资应该主要投放在中西部地区以及小城市中, 以此推动他们的交通基础设施跨过拐点, 从而发挥交通基础设施的正向作用; (3) 充分考虑交通基础设施对产业结构及外商投资的影响。交通基础设施可以加快产业结构升级和吸引外商投资来影响城市的绿色全要素生产率, 因此我们应当加大推动产业结构升级, 深入推进产业转型高质量发展, 其次, 尽管外商投资显著抑制绿色全要素生产率的发展, 但外商投资所带来的知识溢出效应却会促进绿色全要素生产率的发展[51], 因此应当合理引进外资, 最大程度发挥外商投资所带来的知识溢出效应从而避免污染天堂效应。

参考文献

- [1] 杨万平, 李冬. 中国生态全要素生产率的区域差异与空间收敛[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(9): 80-99.
- [2] 刘浩, 马琳, 李国平. 中国城市全要素生产率的演化格局及其影响因素[J]. 地理研究, 2020, 39(4): 880-891.
- [3] Hong, J., Chu, Z. and Wang, Q. (2011) Transport Infrastructure and Regional Economic Growth: Evidence from China. *Transportation*, **38**, 737-752. <https://doi.org/10.1007/s11116-011-9349-6>
- [4] 刘秉镰, 武鹏, 刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 中国工业经济, 2010(3): 54-64.
- [5] Pokharel, R., Bertolini, L., te Brömmelstroet, M. and Acharya, S.R. (2021) Spatio-Temporal Evolution of Cities and Regional Economic Development in Nepal: Does Transport Infrastructure Matter? *Journal of Transport Geography*, **90**, Article ID: 102904. <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2020.102904>
- [6] 游士兵, 郑良辰. 高铁对沿线中型城市的经济拉动效应评估[J]. 改革, 2018(10): 150-159.
- [7] 汪克亮, 庞素勤, 张福琴. 高铁开通能提升城市绿色全要素生产率吗? [J]. 产业经济研究, 2021(3): 112-127.
- [8] Diao, M. (2018) Does Growth Follow the Rail? the Potential Impact of High-Speed Rail on the Economic Geography of China. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, **113**, 279-290. <https://doi.org/10.1016/j.tra.2018.04.024>
- [9] 彭小辉, 王静怡. 高铁建设与绿色全要素生产率——基于要素配置扭曲视角[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(11): 11-19.
- [10] Ghali, K.H. (1998) Public Investment and Private Capital Formation in a Vector Error-Correction Model of Growth. *Applied Economics*, **30**, 837-844. <https://doi.org/10.1080/000368498325543>
- [11] Duranton, G. and Turner, M.A. (2012) Urban Growth and Transportation. *The Review of Economic Studies*, **79**, 1407-1440. <https://doi.org/10.1093/restud/rds010>
- [12] 张杰, 郑姣姣. 中国经济增长是否陷入“鲍莫尔病”陷阱——公路基础设施投资对地区全要素生产率负向效应的思考[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学), 2022, 59(1): 26-52, 158.
- [13] 梁喜, 李思遥. 交通基础设施对绿色全要素生产率增长的空间溢出效应研究[J]. 西部论坛, 2018, 28(3): 33-41.
- [14] Zhang, H. (2021) Trade Openness and Green Total Factor Productivity in China: The Role of ICT-Based Digital Trade. *Frontiers in Environmental Science*, **9**, Article 809339 <https://doi.org/10.3389/fenvs.2021.809339>
- [15] Wang, X., Dong, F., Pan, Y. and Liu, Y. (2022) Transport Infrastructure, High-Quality Development and Industrial Pollution: Fresh Evidence from China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, **19**, Article 9494. <https://doi.org/10.3390/ijerph19159494>
- [16] 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(2): 29-44.
- [17] Agrawal, A., Galasso, A. and Oettl, A. (2017) Roads and Innovation. *The Review of Economics and Statistics*, **99**, 417-434. https://doi.org/10.1162/rest_a_00619
- [18] 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.
- [19] 孙伟增, 牛冬晓, 万广华. 交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析[J]. 管理世界,

- 2022, 38(3): 19-41, 58.
- [20] Shao, S., Tian, Z. and Yang, L. (2017) High Speed Rail and Urban Service Industry Agglomeration: Evidence from China's Yangtze River Delta Region. *Journal of Transport Geography*, **64**, 174-183. <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2017.08.019>
- [21] 余硕, 王巧, 张阿城. 技术创新、产业结构与城市绿色全要素生产率——基于国家低碳城市试点的影响渠道检验[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(8): 44-61.
- [22] 刘志彪, 凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 15-29.
- [23] Aitken, B.J. and Harrison, A.E. (1999) Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela. *American Economic Review*, **89**, 605-618. <https://doi.org/10.1257/aer.89.3.605>
- [24] 黄友星, 曲妍兵, 赵艳平. 海外交通基础设施布局、形成模式与中国对外直接投资区位选择[J]. 国际贸易问题, 2022(4): 38-55.
- [25] Sapkota, P. and Bastola, U. (2017) Foreign Direct Investment, Income, and Environmental Pollution in Developing Countries: Panel Data Analysis of Latin America. *Energy Economics*, **64**, 206-212. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.04.001>
- [26] Hayes, A.F. and Preacher, K.J. (2010) Quantifying and Testing Indirect Effects in Simple Mediation Models When the Constituent Paths Are Nonlinear. *Multivariate Behavioral Research*, **45**, 627-660. <https://doi.org/10.1080/00273171.2010.498290>
- [27] 史代敏, 施晓燕. 绿色金融与经济高质量发展: 机理、特征与实证研究[J]. 统计研究, 2022, 39(1): 31-48.
- [28] 陈超凡. 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究[J]. 统计研究, 2016, 33(3): 53-62.
- [29] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000 [J]. 经济研究, 2004, 39(10): 35-44.
- [30] 蔺鹏, 孟娜娜. 环境约束下京津冀区域经济发展质量测度与动力解构——基于绿色全要素生产率视角[J]. 经济地理, 2020, 40(9): 36-45.
- [31] Dhakal, S. (2009) Urban Energy Use and Carbon Emissions from Cities in China and Policy Implications. *Energy Policy*, **37**, 4208-4219. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.05.020>
- [32] 刘冲, 刘晨冉, 孙腾. 交通基础设施、金融约束与县域产业发展——基于“国道主干线系统”自然实验的证据[J]. 管理世界, 2019, 35(7): 78-88, 203.
- [33] Shan, J., Yu, M. and Lee, C. (2014) An Empirical Investigation of the Seaport's Economic Impact: Evidence from Major Ports in China. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, **69**, 41-53. <https://doi.org/10.1016/j.tre.2014.05.010>
- [34] 付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2010, 27(8): 79-81.
- [35] 王亚飞, 廖薏, 王亚菲. 高铁开通促进了农业全要素生产率增长吗?——来自长三角地区准自然实验的经验证据[J]. 统计研究, 2020, 37(5): 40-53.
- [36] 刘晓光, 张勋, 方文全. 基础设施的城乡收入分配效应: 基于劳动力转移的视角[J]. 世界经济, 2015, 38(3): 145-170.
- [37] 李兰冰, 阎丽, 黄玖立. 交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长: 市场势力、生产率及其配置效率[J]. 经济研究, 2019, 54(12): 182-197.
- [38] Lind, J.T. and Mehlum, H. (2010) With or without U? The Appropriate Test for a U-Shaped Relationship. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **72**, 109-118. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2009.00569.x>
- [39] Lin, B. and Chen, Z. (2018) Does Factor Market Distortion Inhibit the Green Total Factor Productivity in China? *Journal of Cleaner Production*, **197**, 25-33. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.06.094>
- [40] 张桅, 胡艳. 长三角地区创新型人力资本对绿色全要素生产率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(9): 106-120.
- [41] 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, 54(8): 136-151.
- [42] 吉赞, 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(2): 147-166.
- [43] Angrist, J.D. and Krueger, A.B. (1991) Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings? *The Quarterly Journal of Economics*, **106**, 979-1014. <https://doi.org/10.2307/2937954>
- [44] 邵朝对, 苏丹妮, 杨琦. 外资进入对东道国本土企业的环境效应: 来自中国的证据[J]. 世界经济, 2021, 44(3): 32-60.

-
- [45] Fukuyama, H. and Weber, W.L. (2009) A Directional Slacks-Based Measure of Technical Inefficiency. *Socio-Economic Planning Sciences*, **43**, 274-287. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2008.12.001>
- [46] Blundell, R. and Bond, S. (1998) Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, **87**, 115-143. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(98)00009-8)
- [47] Arellano, M. and Bond, S. (1991) Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, **58**, 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- [48] Bai, J. (2009) Panel Data Models with Interactive Fixed Effects. *Econometrica*, **77**, 1229-1279.
- [49] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.
- [50] Boarnet, M.G. (1998) Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure. *Journal of Regional Science*, **38**, 381-400. <https://doi.org/10.1111/0022-4146.00099>
- [51] Yu, D., Li, X., Yu, J. and Li, H. (2021) The Impact of the Spatial Agglomeration of Foreign Direct Investment on Green Total Factor Productivity of Chinese Cities. *Journal of Environmental Management*, **290**, Article ID: 112666. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.112666>