

中国城镇化对交通运输业碳排放的空间效应研究

田 泽¹, 肖玲颖¹, 刘 超², 王雨璇¹, 任阳军¹

(1.河海大学 商学院, 南京 211100; 2.河海大学 公共管理学院, 南京 211100)

摘 要: 基于2010—2019年中国30个省份(因数据缺失, 不包括西藏和港澳台地区)的面板数据, 利用动态空间杜宾模型实证分析了人口、土地、经济多维度城镇化对交通运输业碳排放水平长期和短期的影响机制及空间溢出效应。研究结果表明: 中国交通运输业碳排放存在显著的空间相关性和“时间惯性”: ①人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化都对本地区交通运输业碳排放产生显著的促进作用, 且长期影响要大于短期影响, 其中, 人口城镇化是推动本地区交通运输业碳排放增长的主要动力, 人口城镇化对相邻地区存在显著的正向空间溢出效应; ②分区域来看, 人口城镇化会显著抑制东部地区交通运输业碳排放的增长, 但能够促进中西部地区交通运输业碳排放的增长, 而东、中、西部地区土地城镇化和经济城镇化对交通运输业碳排放均产生显著的正向促进作用; 东、中部地区人口城镇化对交通运输业碳排放产生显著的正向溢出效应, 东部地区经济城镇化具有显著的正向溢出效应; ③分阶段来看, 两个阶段城镇化(人口、土地和经济)对交通运输业碳排放的长期影响均普遍高于短期影响, 城镇化对交通运输业碳排放的影响程度在不断加深。

关键词: 城镇化; 交通运输业碳排放; 空间溢出效应; 动态空间杜宾模型

中图分类号: F424.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)1—0141—13

一、引言

全球气候变暖已成为阻碍经济社会可持续发展的重要因素, 如何有效控制和减少以二氧化碳为主的温室气体排放成为当前人类亟待解决的重大难题(邵海琴和王兆峰, 2021)。作为国民经济中基础性、先导性、战略性产业和重要的服务性行业, 交通运输业一直是碳排放的主要增长源之一, 也是实现我国碳达峰碳中和目标的关键行业(戢晓峰等, 2022)。近年来交通运输业碳排放已经成为中国能源消耗和温室气体排放的重要来源。2021年, 我国交通运输业碳排放占到全国碳排放总量约10.4%, 年均增速达到5%以上, 是温室气体排放增长最快的领域之一。2021年国务院印发的《2030年前碳达峰行动方案》中明确提出, 要重点实施交通运输绿色低碳行动, 加快形成绿色低碳运输方式, 确保交通运输领域碳排放增长保持在合理区间, 其根本目标是实现交通运输业碳排放由强度到总量的“双降”。

今后一段时期内, 如何处理好交通运输发展的刚性需求与碳达峰碳中和目标下减排责任的硬约束, 是实现经济社会高质量发展的必然要求, 也是社会各界关注的热点话题。目前, 中国的城镇化仍然处于快速发展阶段, 在这一过程中, 人口规模和结构、居民生产生活方式、社会经济结构、城市空间布局等都发生着深刻的变化。其中, 随着城市人口规模的不断扩大, 交通运输需求总量也快速增加, 且城市建成区面积的大幅扩张导致城镇居民出行距离的加大, 由此导致交通运输业能耗的大量增长(Xu and Lin, 2017)。参照目前我国城市发展的实际情况, 城镇化进程在不断加快, 交通运输业碳排放也在持续增长(Zhang et al, 2019; 王慧慧等, 2018)。因此, 从“人口-土地-经济”角度探讨中国城镇化对交通运输业碳排放的影响及作用机制, 对于城镇

收稿日期: 2022-07-10

基金项目: 2021年国家社会科学基金后期资助项目“数字经济赋能制造业高质量发展与产业化实现研究”(21FJYB047); 中央高校科研业务专项资助“高质量共建海上丝路背景下中国与几内亚湾国家海洋经济合作”研究(B220207035); 中央高校科研业务专项资助“区域全面经济伙伴关系(RCEP)框架下中国制造业价值链重构机制、空间优化及对策研究”(B210207018); 江苏省高校哲学社会科学研究重大项目“‘双碳’背景下数字经济赋能江苏制造业绿色转型的关键问题与创新路径研究”(2022SJZDA083); 南京市软科学研究计划重点项目“数字经济创新驱动南京重点产业‘智改数转’高质量发展的机制与路径研究”(202206005)

作者简介: 田泽, 博士, 河海大学商学院教授, 博士研究生导师, 低碳经济研究所所长, 研究方向: 低碳经济; 肖玲颖, 河海大学商学院硕士研究生, 研究方向: 低碳经济; 刘超, 博士, 河海大学公共管理学院讲师, 研究方向: 区域政策与低碳经济; 王雨璇, 河海大学商学院博士研究生, 研究方向: 低碳经济; 任阳军, 博士, 河海大学商学院讲师, 博士后, 研究方向: 低碳经济与对外投资。

化模式构建和交通运输业绿色低碳行动方案制定,协调推进中国新型城镇化进程和交通运输业碳减排,具有重要实践指导意义。

由于交通部门纳入碳排放交易体系(emission trading scheme, ETS)的时间较短,关于交通运输业碳排放的研究起步较晚。随着我国交通运输业碳排放形势愈加严峻,交通运输业碳排放越来越受到学者们的广泛关注,研究主题最初主要围绕交通运输业碳排放的测度及其时空格局演变研究(李健等,2018;宁晓菊等,2014;杨文越等,2016),之后逐渐延伸至交通运输业的全要素碳排放效率测度(周银香和洪兴建,2018)及交通运输业碳排放的影响因素分析(张国兴和苏钊贤,2020;弓媛媛,2015;刘妍慧和栗洋,2022;袁长伟等,2017)、驱动机制探讨(刘好等,2021)和空间关联网研究(张帅等,2019)等。少数学者从时空双重维度分析交通运输业碳排放的区域异质性(吴星,2018)。从研究视角看,现有研究主要集中于从国家、区域和省域等宏观层面对交通运输业碳排放进行探讨(尹鹏等,2016;李灵杰和吴群琪,2018;马慧强等,2019),也有学者从交通运输方式角度出发,对公路(杨加猛和万文娟,2018;陈文婕等,2022)、铁路(于克美等,2020)等不同交通方式产生的碳排放进行测度研究。从研究方法看,关于交通运输业碳排放量的核算方法一直是学者们讨论的热点话题,主要可以分为两种方法(李健等,2018):一种是“自上而下”法,即根据IPCC碳排放核算方法,利用各种交通能源消费量的统计数据计算得到交通运输业碳排放总量;另一种是“自下而上”法,即直接测算各种交通方式的碳排放因子,通过计算各种交通方式的行车里程与其碳排放因子的乘积,加总得到交通运输业的碳排放量。考虑到交通运输业的复杂性及保证数据的准确性,既有研究主要采用“自上而下”的方法对交通运输业碳排放量进行测算。此外,在交通运输业碳排放的影响因素分析和驱动机制探究中主要采用STIRPAT模型(可拓展的随机性的环境影响评估模型)(王妍,2019)和LMDI(对数平均迪式分解)方法(吴雯和李玮,2019;胡怀敏等,2022),而空间关联网研究以运用空间聚类和社会网络分析法为主(邵海琴和王兆峰,2021)。

城镇化因素会显著增加碳排放这一观点得到了学术界的广泛认同(张腾飞等,2016;刘林杰和杨树旺,2022)。交通部门逐渐成为未来能源需求和碳排放增长的主要贡献者(国家发展和改革委员会能源研究所课题组,2010),因而少数学者研究重心开始转移至城镇化与交通运输业碳排放的关系,将城镇化作为交通运输业碳排放的主要影响因素之一进行探究,如Xu和Lin(2017)通过分析城镇化进程加速、经济持续增长、交通能源效率与中国省域交通碳排放之间的关系,发现城镇化进程加速是交通碳排放增长的主要来源之一;Zhang等(2019)运用地理加权回归模型分析城镇化、外商直接投资、第三产业比重、航空乘客周转量等对中国航空运输碳排放的影响,其中城镇化对航空业碳排放增长有正向促进作用;张陶新(2012)认为中国城镇化、经济发展、技术进步等因素与城市道路交通碳排放之间存在长期的均衡关系;王妍(2019)发现城镇化会导致交通运输业碳排放总量增长,但是这种增长效应会随着城镇化质量的提升而逐渐减弱。宋德勇等(2022)发现经济城市化和土地城市化是阻碍中国交通碳减排最关键因素,而人口城市化能够促进交通碳减排。随着新型城镇化建设的推进,部分学者也开始转向探讨新型城镇化背景下的交通运输业碳排放问题(张毅,2018)。

综上所述,现有研究成果为探究城镇化与交通运输业碳排放之间的关系提供了有益借鉴,但是仍然存在一些不足之处:一是现有研究中仅利用人口城镇化来衡量城镇化水平,难以准确反映城镇化发展的复杂程度;二是尚未对交通运输业碳排放的空间溢出效应产生足够重视,尤其是在空间互动日益密切的背景下,本地区交通运输业碳排放必然会影响到周边地区的交通运输业碳排放;三是目前关于城镇化对交通碳排放的影响研究还停留在静态效应分析上,动态效应研究有待拓展。据此,本文通过构建动态空间计量模型,从人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化三个方面研究中国城镇化对交通运输业碳排放的直接影响及空间溢出效应,并通过对交通运输强度、交通运输结构、交通能源强度等变量的控制,进一步分析中国不同区域不同时期城镇化对交通运输业碳排放的影响效应。

二、机理分析与研究假设

城镇化过程既是产业和人口集聚、经济社会不断发展的过程,也是能源消耗、交通拥堵、占用耕地和工业扩张的过程(刘林杰和杨树旺,2022)。在有限的城市区域内最大程度发挥集聚效应和规模效应的同时,也使其成为能源消耗和碳排放的主要来源,尤其是对交通运输业碳排放有着重要影响。当前在国内经济由高速增长转向高质量发展的大背景下,推动城镇化健康发展和交通运输业污染治理已成为社会关注的热点问题。

首先,城市是社会分工和生产力发展的重要产物,而城镇化进程中最显著的特征就是大量人口向城镇中心聚集,城镇人口的迅速膨胀导致居民交通出行需求总量的快速增长。随着人口城镇化率的快速提升,人口集聚所产生的收益在城市区域被显著放大,又吸引周边人口继续向城市区域集中,导致人口迅速膨胀,进而促进交通运输需求的急剧增长,加剧环境的污染和碳排放的发生。其次,城镇化进程的另一个明显特征就是城镇面积的扩张。随着城市规模的不断扩张,城镇建成区面积扩大无疑会增加货物运输距离和居民出行距离,这进一步提高社会对交通运输工具的需求量,导致交通运输业的能源消耗过度增长,加剧了交通运输业碳排放。此外,城镇化进程中的政府干预问题不容忽视,在现行政绩考核体系下,地方政府盲目追求经济数量增长往往会强制推动土地利用模式的转变,居民小区、经济开发区的大量开发,使得城市建成区边界不断向外拓展,土地用途的随意变更又进一步提高交通运输业碳排放。最后,城镇化是现代社会改变传统生产生活模式的重要路径(刘晨跃和徐盈之,2017)。城镇化进程中,产业结构逐渐由以第一产业为主转向第二和第三产业为主,经济活动变得更为频繁,由此带来刚性的货运需求和客运需求,引起交通运输结构和能源需求结构的剧烈变动,进一步刺激了交通运输总量增长和能耗总量增长,导致城市交通碳排放量显著增加。

基于此,本文提出假设1:

中国城镇化对交通运输业碳排放产生正向影响(H1)。

城镇化进程的不断加快,使得各地区交通运输碳排放的关联性出现加深的态势,形成高度的空间关联特征(张帅等,2019),因而不仅对本地区交通运输业碳排放产生影响,还可能影响相邻地区的交通运输业碳排放。首先,城镇化的推进不断加强区域间的经济联系,不同区域间货物贸易和人口流动愈加频繁,对区域间联通性提出了更高要求,从而推动区域间交通运输网络发展,交通运输业碳排放借助交通运输网络在地区间扩散流动,进而提高相邻区域的交通运输业碳排放。其次,城市的快速膨胀也容易突破本地区的资源承载力和环境容量,为了实现资源环境承载力和城市规模的平衡,城市建设用地必然向城市外围扩张,城市交通网络也随之向周边地区延伸,进而带动周边地区交通运输业的发展和碳排放的增长。再次,城镇化的推进有助于带动相邻地区的经济规模增长和产业结构调整,进而对相邻地区交通运输产生更大的需求,加剧相邻地区交通运输业的碳排放。最后,一个地区交通运输业碳排放的增加,在空气流动与挤压下,区域内的碳因子会由密度较高的城市扩散到碳密度较低的周边城市,使得交通运输业碳排放的溢出效应大大增强。但是,随着城镇化质量的不断提升,人口的规模聚集和土地的集约化利用,推动城市交通实现共享和集约化发展,以及绿色交通技术的推广应用,有助于改善交通运输业的运营效率和能源效率,从而降低相邻地区交通运输业的碳排放,并且高密度的城市土地开发利用模式也可以有效遏制相邻城市的盲目蔓延扩张,减少交通运输业碳排放的发生。

基于此,本文提出假设2:

中国城镇化对相邻地区交通运输业碳排放存在空间溢出效应(H2)。

三、研究设计

(一)空间计量模型设定

探究区域交通运输业碳排放相关问题应重视变量之间的空间相关性(陈文文,2020)。因此,本文采用空间计量模型来探究城镇化与交通运输业碳排放之间的关系。目前,常用的空间计量模型主要分为空间滞后模型(spatial Lag model, SLM)、空间误差模型(spatial error model, SEM)和空间杜宾模型(spatial Durbin model, SDM)三种类型(Elhorst,2012)。其中,SLM侧重考虑相邻地区被解释变量间的空间依赖性,用于探究某个地区被解释变量对整个系统中邻近地区被解释变量所造成的影响;SEM侧重考虑扰动项之间的空间依赖性,用于探究环境、非正式制度等难以被包含进解释变量的因素对邻近地区被解释变量产生的影响;SDM引入内生交互作用效应和外生交互作用效应,既能控制解释变量对被解释变量的空间效应,又能使得参数估计结果更加稳健。SDM本质上是SLM与SEM的组合扩展形式,既可以测度区域内的变量溢出效应(直接效应),又可以测度区域间的变量溢出效应(间接效应)。考虑到交通运输业碳排放的路径依赖特征可能导致系统偏差,本文在模型中加入了交通运输业碳排放的滞后项。在上述理论分析的基础上,构建如下空间杜宾模型:

$$\ln TC_{it} = \alpha + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln TC_{it} + \beta \ln URB_{it} + \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln URB_{it} + \theta \ln X_{it} + \gamma \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:TC为交通运输业碳排放水平;URB为城镇化水平;X为控制变量,包括交通运输强度、交通运输结构、

交通能源强度、经济发展水平、产业结构 5 个变量; α 为常数项; β 和 θ 为解释变量和控制变量的系数; ρ 、 λ 和 γ 为各变量的空间滞后系数; W 为空间权重矩阵; μ_i 和 λ_t 分别为个体和时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

交通运输业碳排放本身是一个动态且不断变化的过程,当期交通运输业碳排放的变动不仅取决于现期因素,而且受到前期因素的影响。多数相关研究虽然实现了对空间效应的分析,但是并未兼顾交通运输业碳排放的动力学特征,忽略了时空锁定效应所可能导致的系统性偏误。而动态空间杜宾模型(Durbin model of dynamic space, DSDM)不仅能够解释周边地区交通运输业碳排放对本地交通运输业碳排放的溢出效应,而且能够解释交通运输业碳排放的动态效应及时空效应(时间滞后项的空间溢出效应)(Elhorst, 2012)。因此,本文将被解释变量的时间滞后项和时空滞后项引入模型(1),构建 DSDM 来检验中国城镇化对交通运输业碳排放的影响。与静态 SDM 相比, DSDM 既考虑了交通运输业碳排放的动态效应与空间效应,又避免了“鸡蛋相生”的内生性问题,进而提高模型的估计精度和解释力,其数学表达式为

$$\ln TC_{it} = \alpha + \tau \ln TC_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln TC_{jt} + \eta \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln TC_{jt-1} + \beta \ln URB_{it} + \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln URB_{jt} + \theta \ln X_{it} + \gamma \sum_{j=1}^n W_{ij} \ln X_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: TC_{it-1} 为 TC 的时间滞后项; τ 为 TC 的时间滞后项系数; η 为 TC 的空间滞后项系数; ρ 为 TC 的时空滞后项系数。

DSDM 由于包含了被解释变量及其滞后一期变量的空间滞后项,其测度的空间溢出效应实际上是全局效应而非局部效应。Elhorst (2014)认为,模型中包含全局效应时,模型本身的点估计结果并不能代表解释变量的边际影响。为此,本文利用偏微分矩阵运算求出解释变量对被解释变量的直接和间接效应。由于 DSDM 还包含了被解释变量的时间滞后变量及时空双滞后变量,因而能够将其直接效应和间接效应进一步分解为短期效应和长期效应,从而分别反映某个解释变量对被解释变量的短期即时影响和考虑时间滞后的长期影响。其中,长期的直接和间接效应可表示为

$$\left\{ \left[(1 - \tau)I - (\rho + \eta)W \right]^{-1} (\beta_k I_N + \theta_k W) \right\}^{\bar{d}} \quad (3)$$

$$\left\{ \left[(1 - \tau)I - (\rho + \eta)W \right]^{-1} (\beta_k I_N + \theta_k W) \right\}^{\overline{rsum}} \quad (4)$$

短期的直接和间接效应可表示为

$$\left[(1 - \rho W)^{-1} (\beta_k I_N + \theta_k W) \right]^{\bar{d}} \quad (5)$$

$$\left[(1 - \rho W)^{-1} (\beta_k I_N + \theta_k W) \right]^{\overline{rsum}} \quad (6)$$

其中: $\bar{d}$ 为对角线元素的均值; $\overline{rsum}$ 为非对角线原始的行和均值; β_k 为核心解释变量和控制变量的回归系数; θ_k 为核心解释变量和控制变量的空间滞后项系数(空间响应参数); I_N 为特殊的空间效应。

(二) 空间权重矩阵

空间权重矩阵主要用于表达空间单元之间的相互依赖性,主要包括邻接空间权重矩阵(W^a)和地理距离空间权重矩阵(W^g)。其中, W^a 的元素根据空间单元是否具有共同的边界来设定,如果区域 i 和 j 在空间上相邻则为 1,不相邻则为 0; W^g 的元素采用通过经纬度数据计算的两个地区间地表距离平方项的倒数来衡量。随着现代经济社会的快速发展,影响变量间空间相关性的因素不再局限于地理距离,也包括经济发展、信息技术、产业转移等因素。因此,为了科学分析中国城镇化对交通运输业碳排放的影响,本文构建考虑地理距离和经济发展水平的非对称性经济地理空间权重矩阵(W^{eg}),具体表示为

$$W^{eg} = W^g \text{diag}(\bar{X}_1/\bar{X}, \bar{X}_2/\bar{X}, \dots, \bar{X}_n/\bar{X}) \quad (7)$$

其中: $\bar{X}_i = \sum_{t_0}^{t_1} X_{it} / (t_1 - t_0 + 1)$, $\bar{X} = \sum_{i=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} X_{it} / n(t_1 - t_0 + 1)$ 。实践中,为了消除数据的量纲影响或数据遗漏而引起的误差,对上述矩阵均进行行和为 1 的标准化处理。

(三) 空间自相关检验

空间自相关检验是从数据角度考察主体之间是否存在空间依赖性。如果存在空间自相关特征,则说

明研究区域内主体之间存在空间交互作用,需要构建空间计量模型处理问题。检验经济数据的空间相关性通常选用全局 Moran's I 指数,其数学表达式为

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (A_i - \bar{A})(A_j - \bar{A})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (8)$$

其中: $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_i - \bar{A})^2$, $\bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i$; A_i 为省份 i 的观测值; A_j 为省份 j 的观测值; n 为省份单元的个数。全局 Moran's I 指数的显著性水平可以采用标准统计量 Z 来判断,具体表示为

$$Z = \frac{\text{Moran's } I - E(I)}{\sqrt{\text{VAR}(I)}} \quad (9)$$

其中: $E(I) = -\frac{1}{n-1}$ 。

(四)变量选取和数据说明

(1)交通运输业碳排放水平(TC)。采用交通运输业碳排放强度来衡量交通运输业碳排放水平,交通运输业碳排放强度即每单位交通运输业生产总值所产生的二氧化碳排放量。其中,碳排放量的计算采用“自上而下”法,即 IPCC(联合国政府间气候变化专门委员会)碳排放核算方法。根据《中国能源统计年鉴》中对交通运输业能源消耗种类的划分,选取原煤、汽油、煤油、柴油、燃料油、液化石油气、天然气和电力共 8 种能源。各省份交通运输业碳排放量计算公式如式(10)所示:

$$A = \sum_{i=1}^8 E_i \times f_i \quad (10)$$

其中: A 为交通运输业碳排放量; E_i 为第 i 种能源消费量; f_i 为第 i 种能源的碳排放系数。

则交通运输业碳排放强度计算公式为

$$TC_j = \frac{A_j}{Y_j} \quad (11)$$

其中: TC_j 为 j 省份交通运输业碳排放强度; Y_j 为 j 省份交通运输业增加值。

(2)城镇化。本文从“人口-土地-经济”角度出发,以人口城镇化(PU)、土地城镇化(LU)和经济城镇化(EU)三项指标来衡量中国城镇化水平。其中,人口城镇化选用城镇常住人口与年末常住人口比值衡量,土地城镇化采用城镇建设用地占行政区域土地面积的比重表示,经济城镇化以二、三产业增加值占地区生产总值的比重衡量。

(3)控制变量。本文选取以下控制变量:交通运输强度(TTI),采用单位 GDP 交通运输总周转量来衡量;交通运输结构(TTS),采用旅客换算周转量占综合换算周转量比重表示;交通能源强度(TEI),采用交通运输业能源消费量与交通运输业能增加值的比值表示;经济水平($AGDP$),采用人均地区生产总值表示;产业结构(IND),采用第三产业增加值占地区生产总值的比重衡量。

本文以中国 30 个省市(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)交通运输业碳排放为研究对象,时间跨度为 2010—2019 年。数据资料主要来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国交通统计年鉴》及各省市统计年鉴和统计局官网。此外,各种能源碳排放因子来源于《2006 年 IPCC 国家温室气体清单指南》,交通综合换算周转量根据中国统计制度规定的客货换算系数进行换算。各变量的描述性统计说明见表 1。

表 1 变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
TC	300	2.6112	1.0693	0.8575	5.9846
PU	300	57.0097	12.2442	33.8000	89.3000
LU	300	4.4947	7.0398	0.0800	45.9800
EU	300	90.1497	5.1676	73.8500	99.7300
TTI	300	0.2917	0.1802	0.0356	1.0601
TTS	300	0.0960	0.0491	0.0036	0.2883
TEI	300	1.2145	0.5033	0.3694	2.8898
$AGDP$	300	5.0695	2.7185	1.3228	16.4220
IND	300	0.0512	0.0177	0.0285	0.1143

四、实证分析与讨论

(一)空间自相关检验

本文基于邻接权重矩阵、地理距离权重矩阵和非对称性经济地理权重矩阵,运用 STATA14.0 软件测算出 2010—2019 年交通运输业碳排放的全局 Moran's I 指数值,结果见表 2。可以看出,在三种空间权重矩阵下,

多数年份的全局 Moran's I 指数均为正,并在 5% 或 10% 水平下通过了检验,这表明中国交通运输业碳排放的空间分布并非是无序的,而是存在显著的空间正相关性,即高交通运输业碳排放地区相互集聚,低交通运输业碳排放的地区也相互集聚。此外, Moran's I 指数值总体呈现出增长的趋势,表明随着时间推移交通运输业碳排放的空间相关性在逐渐增强。

表 2 空间自相关检验

变量	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年
W^a	0.054	0.067	0.058	0.071*	0.136**	0.106**	0.090**	0.092*	0.164**	0.151**
W^b	0.007	0.086*	0.073*	0.084*	0.115**	0.092*	0.154**	0.005	0.087*	0.129**
W^c	0.023	0.078*	0.088*	0.092**	0.036	0.057	0.083*	0.074*	0.143**	0.156**

注:***、**、*分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验。

为了深入探讨不同地区的空间集聚模式,进一步测算出 2010—2019 年 30 个省份的交通运输业碳排放的局部 Moran's I 指数值,据此绘制出相应年份的 Moran 散点图,结果如图 1(限于篇幅,只给出 2010 年、2013 年、2016 年、2019 年的 Moran 散点图)。可以看出,样本区域被划分成四个象限,多数省份处于第一象限和第三象限。其中,第一象限表示高高集聚模式,即高交通运输业碳排放地区与高交通运输业碳排放地区相邻,广东、海南、四川、贵州、广西、青海等地区位于该象限;第三象限表示低低集聚模式,即低交通运输业碳排放地区与低交通运输业碳排放地区相邻,天津、河北、河南、江苏、山东、安徽等省份位于该象限;第二象限和第四象限分别为低高集聚模式和高低集聚模式,表示省域交通运输业碳排放之间存在负相关关系,其中内蒙古、吉林、湖南、辽宁等省份位于这两个象限。总体上,2010 年、2013 年、2016 年和 2019 年交通运输业碳排放位于第一和第三象限的省份数占样本总数的比重分别为 66.67%、66.67%、60.00% 和 76.67%,这进一步佐证了中国交通运输业碳排放存在显著的空间依赖性。

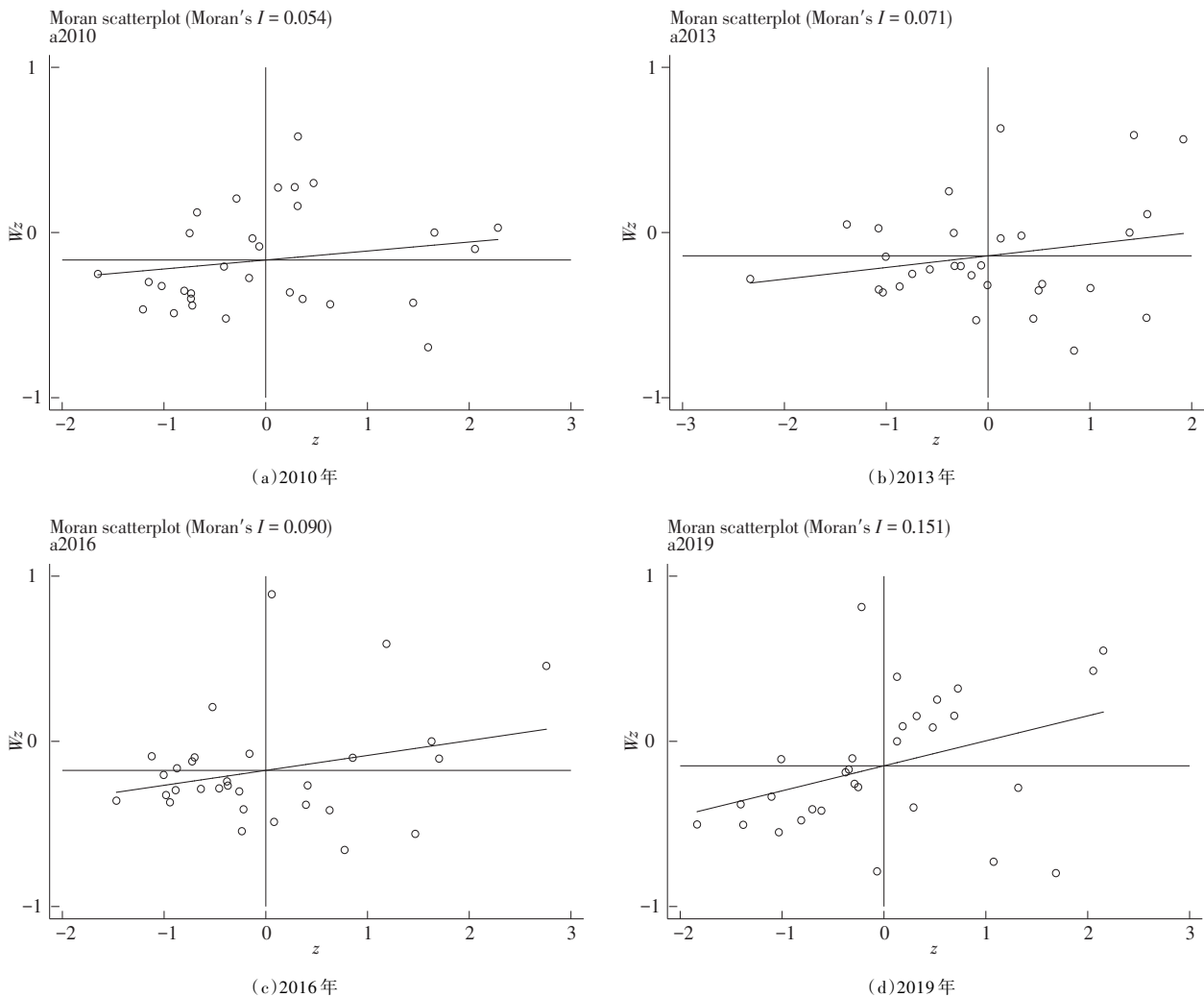


图 1 Moran 散点图

(二)估计结果与分析

为了选择合适的空间计量模型形式进行研究,首先,需要对模型进行空间相关性检验,结果见表3。观察发现,三种权重矩阵下的 Moran's I 指数值均通过了1%水平的显著性检验,进一步说明中国省域交通运输业碳排放之间存在显著的空间相关性。然后,根据 Anselin 等(2004)提出的判别准则,发现 LM-lag 检验和 LM-error 检验均在1%、5%水平上拒绝了各自无空间滞后项和无空间误差项的原假设,同时 Robust LM-lag 检验和 Robust LM-error 检验也均在10%水平上通过了显著性检验。因此,本文选择空间面板杜宾模型。最后,由于固定效应可分为时间固定效应、空间固定效应和时空双固定效应,三种权重矩阵下的空间固定效应和时间固定效应 LR 检验结果均在1%的水平上显著,说明需要使用双固定效应模型。

为了避免模型系数估计值的有偏或无效,采用极大似然法估计 SDM 的参数,估计结果见表4中的第2列、4列、6列。可以看出,模型结果整体拟合效果良好。利用 Ward 检验进一步确定 SDM 是否能够简化为 SAR(空间自回归模型)或 SEM。Ward 空间滞后检验结果显示 Ward_spatial_lag 值在1%水平上拒绝将模型简化为 SLM 的原假设,同时 Ward 空间误差检验结果显示 Ward_spatial_error 值在1%水平上拒绝将模型简化为 SEM 的原假设。因此与 SAR 和 SEM 相比,SDM 更适合该问题的研究。针对静态 SDM 固定效应和随机效应的选择问题, Hausman 检验结果表明应选择固定效应而非随机效应。因此,构建静态 SDM 的时空双固定效应模型能够更好地解释中国城镇化对交通运输业碳排放的影响效应。表4的估计结果显示,三种权重矩阵下空间滞后系数 ρ 的估计值均显著为正,说明中国交通运输业碳排放存在显著的空间相关性,这也反映交通运输业碳排放不仅受到核心变量和控制变量影响,还与地区间交通运输业碳排放的现实情况密切相关。

一个地区的交通运输业碳排放可能与本地区及相邻地区的上一期交通运输业碳排放有关,即交通运输业碳排放可能不仅存在空间效应,而且存在动态效应。因此,本文尝试引入 DSDM 来解释城镇化对交通运输业碳排放的动态效应。动态 SDM 的估计方法主要有两种:一种是剔除模型的空间相关性,采用传统面板方法进行估计(Griffith, 2000);另一种是采用无条件最大似然估计法对传统最大似然估计法进行改良(Elhorst, 2005)。Elhorst(2012)认为第二种方法可能更加渐进有效。因此,本文也采用无条件最大似然估计法进行模型估计。估计结果见表4中的第3列、5列、7列。为了检验静态 SDM 转化为动态 SDM 是否会增加模型的解释力,利用 LR 统计量对 $TCI(-1)$ 和 $W \times TCI(-1)$ 进行联合显著性检验,结果显示三种权重矩阵下的估计值分别是 169.8516、281.8730、174.1830,均通过1%水平的显著性检验,这也验证了 SDM 扩展为动态模型的必要性。三种权重矩阵下

表3 空间计量模型选择检验

统计检验	W^a	W^b	W^{bc}
Moran's I test	0.244***	0.279***	0.225***
LM-lag test	10.960***	12.953***	16.098***
Robust LM-lag test	9.741***	11.770***	14.167***
LM-error test	4.720**	5.383**	4.541**
Robust LM-error test	3.502**	4.237**	1.118*
空间固定效应 LR test	120.473***	144.100***	111.713***
时间固定效应 LR test	112.429***	132.084***	103.525***

注:***、**、*分别表示通过1%、5%、10%水平的显著性检验。

表4 静态和动态空间杜宾模型估计结果

变量	W^a		W^b		W^{bc}	
	static SDM	dynamic SDM	static SDM	dynamic SDM	static SDM	dynamic SDM
$L \cdot \ln TCI$		0.0203*		0.1165***		0.0226*
$W \times L \cdot \ln TCI$		0.0119*		0.1255**		0.0556*
$\ln PU$	0.0002	0.0026	0.0034*	0.0024*	0.0028*	0.0023*
$\ln LU$	0.0025*	0.0024*	0.0039*	0.0013*	0.0018*	0.0002*
$\ln EU$	0.0060*	0.0161***	-0.0028**	0.0010**	0.0112***	0.0203***
$\ln TTI$	-0.0852	-0.1022*	0.1926*	0.1340*	0.0609*	-0.0751
$\ln TTS$	-0.5706*	-0.5308*	1.0613***	0.9463***	0.3923**	-0.3170
$\ln TEI$	2.1038***	2.0635***	2.0809*	1.8625***	2.0833***	2.0315***
$\ln AGDP$	-0.0030	-0.0035	-0.0133	-0.0095	0.0077	0.0049
$\ln IND$	0.6515	0.0101*	-0.1043*	-0.5894*	0.1431	-0.6192
$W \times \ln PU$	-0.0086*	-0.0073*	0.0093**	0.0147***	-0.0118*	-0.0145**
$W \times \ln LU$	0.0176	0.0146	-0.0032	-0.0084	-0.0034	-0.0040
$W \times \ln EU$	-0.0003	0.0107	-0.0148	-0.0197	-0.0117	-0.0053
$W \times \ln TTI$	-0.0157	-0.2383	-0.0103	0.0123	-0.0796	-0.1540
$W \times \ln TTS$	0.0845	0.1881	-1.4141	-1.2849	-0.0701	0.4793
$W \times \ln TEI$	-0.3947*	-0.3010*	-0.0150	0.2169*	0.2240*	0.2421*
$W \times \ln AGDP$	0.0222	-0.0002	-0.0048	-0.0057	-0.0038	-0.0199
$W \times \ln IND$	3.6595**	3.2338**	2.6344**	0.4474**	2.2280***	4.6340***
ρ	0.2616***	0.2361**	0.2134***	0.2277***	0.1400***	0.0610***
R^2	0.9038	0.6515	0.9857	0.9870	0.9263	0.9321
Log-L	325.6486	410.5744	309.4672	450.4037	319.3682	406.4597
Wald_spatial_lag	39.70***		26.44***		10.80*	
Wald_spatial_error	37.04***		22.55***		16.30*	
Hausman	32.32***		26.02***		10.82*	

注: $L \cdot \ln TCI$ 和 $W \times L \cdot \ln TCI$ 分别表示交通运输业碳排放时间滞后项及其时空滞后项;***、**、*分别表示通过1%、5%、10%水平的显著性检验。

的 R^2 和 Log-L 值中,地理距离权重矩阵下的估计结果最优。因此,下文重点关注动态 SDM 的地理距离权重矩阵估计结果。

根据 LeSage 和 Pace(2009)的观点,在 DSDM 引入时间滞后项之后,由于时间效应和空间效应的双重影响,仅采用解释变量的估计系数来反映其对被解释变量的影响效果是不准确的,但是仍可以得到以下结论:在地理距离权重矩阵下,交通运输业碳排放时间滞后项的回归系数显著为正,说明交通运输业碳排放确实受到上一期交通运输业碳排放的影响;交通运输业碳排放的时空滞后项系数显著为正,说明本地区交通运输业碳排放不仅在时间上存在明显的“惯性”效应,而且通过空间溢出效应促进相邻地区交通运输业碳排放的增长。

需要指出的是,静态 SDM 中的空间滞后系数 ρ 要显著高于动态空间杜宾模型中的空间滞后系数。尤其是在考虑交通运输业碳排放一阶滞后变量之后,核心解释变量在动态模型中的系数估计值(绝对值)普遍低于静态模型中的系数估计值。这说明静态 SDM 高估了中国城镇化对交通运输业碳排放的影响效应。可能的原因在于静态模型忽略了经济水平、产业结构等城镇化以外的因素对交通运输业碳排放的影响,从而将这些因素笼统归结为空间相关性的影响;而将交通运输业碳排放的一阶滞后项作为解释变量之一加入动态模型中,可以将交通运输业碳排放的潜在影响因素从空间结构因素的影响中分离出来,从而对静态模型的偏差进行修正,使得空间影响因素对交通运输业碳排放的解释更为可靠,反映出中国交通运输业碳排放具有动态性和连续性,进一步说明了选择动态 SDM 研究中国城镇化对交通运输业碳排放的影响效应是合理的。

根据 Lesage 和 Pace(2009)和 Elhorst (2012)的研究成果,将中国城镇化及控制变量对交通运输业碳排放的影响分解为直接和间接效应。考虑到采用的是 DSDM,在时间维度上将其进一步分解为短期效应和长期效应,结果见表 5。

由表 5 可以看出,在地理距离权重矩阵下,人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化对交通运输业碳排放的短期直接效应分别为 0.0025、0.0012、0.0010,且分别通过了 10%、10% 和 1% 水平的显著性检验,说明人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化在短期内都对本地区交通运输业碳排放产生显著的促进作用,从而验证了 H1。其中,人口城镇化是推动本地区交通运输业碳排放增长的主要动力,可

可能的原因在于人口空间聚集作为城镇化发展的重要特征,随着人口规模的不断扩大,快速增长的交通需求与本地区交通运输设施不足的矛盾日益突出,从而推动交通运输业的快速发展,直接导致碳排放的增加。而人口城镇化对交通运输业碳排放的短期间接效应为 0.0142,在 1% 水平上通过显著性检验,土地城镇化和经济城镇化对交通运输业碳排放的短期间接效应分别为 -0.0086、-0.0190,但均未通过显著性检验,这说明只有人口城镇化能够显著推动相邻地区交通运输业碳排放的增长,呈现出明显的正向空间溢出效应,而土地城镇化和经济城镇化对相邻地区交通运输业碳排放的溢出效应不显著。这也从侧面说明中国城镇化对相邻地区交通运输业碳排放的溢出作用主要取决于人口城镇化,从而验证了 H2。大量人口向本地区的大规模流入,在加快本地区经济增长的同时,也对相邻地区经济发展产生辐射带动作用,从而对相邻地区交通运输业产生巨大的需求,推动相邻地区交通运输业碳排放的不断增长。

从控制变量来看,交通运输强度、交通运输结构、交通能源强度的短期直接效应均显著为正,而交通运输强度和交通运输结构的短期间接效应为负但并未通过显著性检验,交通能源强度的短期间接效应显著为正,表明交通运输强度的增强、交通运输结构和交通能源结构的提升均有效增强本地区交通运输业碳排放,且交通能源结构的提升还对交通运输业碳排放产生正向空间溢出效应。产业结构的短期直接效应和间接效应均

表 5 动态空间杜宾模型的效应分解

时间维度	变量	W^a		W^s		W^{sg}	
		直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
短期效应	lnPU	-0.0026	-0.0096	0.0025*	0.0142**	0.0025*	-0.0152*
	lnLU	0.0027*	0.0174*	0.0012*	-0.0086	-0.0003*	-0.0049
	lnEU	0.0165***	0.0176*	0.0010***	-0.0190	0.0203***	-0.0055
	lnTTI	0.1088	-0.3323	0.1372**	-0.0007	-0.0715	0.1653
	lnTTS	0.5187	0.0918	0.9618*	-1.3226	-0.3058	0.4707
	lnTEI	2.0687***	0.2308**	1.8583**	0.1783*	2.0290***	-0.1230
	lnAGDP	-0.0029	-0.0039	-0.0094	-0.0059	0.0057	-0.0218
	lnIND	0.0954*	4.0161**	-0.5954*	-0.3762*	-0.6732*	-5.0225*
长期效应	lnPU	-0.0027*	-0.0101	0.0028**	0.0140***	0.0025*	-0.0164*
	lnLU	0.0028*	0.0182**	0.0015**	-0.0089	-0.0004*	-0.0053
	lnEU	0.0169***	0.0188**	0.0015***	-0.0193	0.0207***	-0.0047
	lnTTI	0.1119*	-0.3490***	0.1559**	-0.0206	-0.0721	0.1746
	lnTTS	0.5296	0.0839	1.1178*	-1.4751	-0.3100	0.4890
	lnTEI	2.1136***	0.2861	2.1072***	0.0884*	2.0767***	0.0042***
	lnAGDP	-0.0030	-0.0042	-0.0105	-0.0046	0.0057	-0.0232
	lnIND	0.1072	4.1893**	-0.6701*	-0.2927*	-0.7230*	-5.5149*

注:***、**、*分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验。

显著为负,说明第三产业比重的增加能够有效降低本地区 and 相邻地区交通运输业碳排放。经济发展水平的短期直接效应和间接效应均为负,但均未通过显著性检验,这反映出目前经济水平的提升难以有效降低交通运输业碳排放水平,未来应在提高地区经济增长质量方面加大投入力度。

从长期来看,人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化的直接效应分别为 0.0028、0.0015、0.0015,间接效应分别为 0.0140、-0.0089、-0.0193,可以看出长期效应的绝对值均要高于相应的短期效应,且长期效应的显著性水平检验与短期效应相比明显增强。这种现象可能与城镇化所产生的影响效应在稳定之前需要一定“缓冲”时间有关,在短期内城镇化所发挥的作用有限。此外,与静态 SDM 相比,动态 SDM 中的人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化等解释变量的长期效应明显更大,且各效应系数的显著性水平有所提升,在一定程度上说明静态 SDM 低估了变量的长期效应,这也印证了构建动态 SDM 的合理性。

(三)区域异质性分析

为了进一步考察城镇化与交通运输业碳排放之间的关系,利用双固定效应 DSDM,对我国东部、中部、西部三大经济区域分别进行估计,结果见表 6(限于篇幅,仅报告地理距离权重矩阵下三大地区动态模型的效应分解结果)。

从短期直接效应来看,东部地区人口城镇化的短期直接效应在 5% 的水平下为 -0.0458,表明在短期内东部地区人口城镇化能够显著抑制本地区交通运输业碳排放的增长,而中部和西部地区人口城镇化的短期直接效应在 5% 和 10% 水平下分别为 0.0383 和 0.0205,说明中西部地区人口城镇化在短期内均能够显著促进交通运输业碳排放的增长。原因是由于东部地区城镇人口的规模聚集为构建综合交通运输模式、推动不同运输方式

合理分工提供了可行性,且相对集约的人口密度提升了交通资源共享程度和使用效率,使得交通资源具有规模经济性、交通发展更加集约化,在一定程度上降低了交通运输碳排放强度。而中西部地区人口的流入将加快本地区交通运输业的规模扩张,但是受限于以资源型产业、劳动密集型产业为主的产业结构,导致交通运输业出现粗放式发展,碳排放不断增长。从土地城镇化和经济城镇化短期直接效应估计结果来看,无论是东部、中部还是西部地区,土地城镇化和经济城镇化在短期内对交通运输业碳排放均产生显著的正向促进作用。与东中部地区相比,西部地区土地城镇化和经济城镇化对交通运输业碳排放的影响更强。随着西部大开发的深入,西部地区在土地政策、产业政策和交通政策方面具有一定的竞争性,交通运输业的发展速度不断加快,而东中部地区在前期发展中已接受过扶持政策,在当前的土地政策、产业政策和交通政策方面受到的约束较多,交通运输业也从前期的粗放式投入向更高的精细化的方向发展。

从短期间接效应来看,东部和中部地区人口城镇化对交通运输业碳排放产生显著的正向溢出效应,西部地区人口城镇化对交通运输业碳排放的正向溢出效应并未通过检验。究其原因,东中部地区人口城镇化能够对相邻地区交通运输活动起到辐射带动作用,从而刺激相邻地区交通运输业碳排放,而西部地区产业发展缓慢,人口流动较少,人口对相邻地区交通运输业碳排放的影响并不显著。同时,三大地区土地城镇化对交通运输业碳排放的间接效应均未通过显著性检验,说明三大地区城市建设面积扩张对相邻地区交通运输业碳排放均未产生明显的空间溢出效应。此外,东部地区经济城镇化具有显著的正向溢出效应,而中西部地区经济城镇化的溢出效应则不显著,这主要是由于东部地区经济城镇化中消费效应、投资效应和综合效应明显强于中西部地区,有利于带动相邻地区交通运输业碳排放的增长。

从长期效应来看,三大地区城镇化(人口、土地和经济)对交通运输业碳排放的影响效应与短期效应时的影响效应基本一致,且长期效应明显要高于短期效应,这也与从全国层面的估计结果相符。此外,无论是长

表 6 三大区域动态空间杜宾模型的效应分解

时间 维度	变量	东部地区		中部地区		西部地区	
		直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
短期 效应	lnPU	-0.0458**	0.0110*	0.0383**	0.0099*	0.0205*	0.0069
	lnLU	0.0122*	0.0158	0.010*	0.0140	0.0108**	0.0124
	lnEU	0.0440*	0.0048**	0.0398*	-0.0022	0.0256**	0.0104
	lnTTI	0.0064	-0.0046	-0.1181**	-0.0032	0.0509***	-0.1757
	lnTTS	0.0086	0.0035	-0.0392	0.0012	-0.0259	0.0001
	lnTEI	0.0094**	0.0157*	0.0050*	0.0181*	0.0027**	0.0173
	lnAGDP	-0.0058	0.0034	0.0018	-0.0029	0.0141*	0.0023*
长期 效应	lnIND	0.0021***	-0.0087*	0.0907**	0.0004	-0.0351**	-0.0017**
	lnPU	-0.0565**	0.0123*	0.0757*	0.0100*	0.0450*	0.0069
	lnLU	0.0199*	0.0169	0.0179*	0.0145	0.0164**	0.0135
	lnEU	0.0575*	0.0055**	0.0439*	-0.0022	0.0556**	0.0111
	lnTTI	0.0067	-0.0059	-0.1314**	-0.0035	0.0528***	-0.1908**
	lnTTS	0.0096	0.0039	-0.0422	0.0012	-0.0270	0.0001
	lnTEI	0.0106	0.0168**	0.0058**	0.0186*	0.0050**	0.0140
	lnAGDP	-0.0064	0.0034	0.0021	-0.0030	0.0162*	0.0023*
	lnIND	0.0023***	-0.0092**	0.0972***	0.0025	-0.0404**	-0.0048**

注:***、**、*分别表示通过 1%、5%、10% 水平的显著性检验。

期效应还是短期效应,东部地区城镇化对交通运输业碳排放的影响最为剧烈,中部地区次之,西部地区相对较弱。与中西部地区相比,东部地区经济发展水平较高,具有更多的就业机会和更好地生活条件,地区吸引力较强,在城镇化建设中处于优势地位,因而对交通运输业的需求及其碳排放强度的影响也最大。

(四)阶段异质性分析

2010年以来,我国城镇化始终保持较快的增长趋势,已由粗放式开发向高质量发展转变。在此背景下,不同的城镇化发展阶段对交通运输业碳排放的作用可能存在差异。表7分别给出了2010—2015年(“十二五”时期)和2016—2019年(“十三五”时期)两个不同阶段城镇化发展对交通运输业碳排放影响的实证结果。从直接效应来看,两个阶段人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化在短期内的影响系数分别为0.0019、0.0020、0.2369和0.2598、0.0700、0.3621,且均通过10%水平以上的显著性检验,这证明了在不同阶段城镇化均能够推动交通运输业碳排放增长。

从间接效应来看,两个阶段人口城镇化对相邻地区均具有显著的正向空间溢出效应,土地城镇化对相邻地区的溢出效应均不显著,而经济城镇化在2010—2015年对相邻地区没有产生显著的空间溢出效应,在2016—2019年对相邻地区形成显著的溢出效应,造成这一现象的原因可能是,“十二五”时期我国将稳步推进城镇化作为一项重要任务,由于处于起步阶段,经济城镇化水平不高,对相邻地区交通运输业碳排放的影响不明显,而进入“十三五”时期,我国产业结构不断优化升级,第三产业、制造业的运行质量显著提升,经济城镇化水平得到明显提高,从而相邻地区交通运输业碳排放产生显著的影响效应。

此外,两个阶段城镇化(人口、土地和经济)对交通运输业碳排放的长期影响普遍高于短期影响,并且2016—2019年的回归系数明显高于2010—2015年的回归系数,说明随着我国城镇化进程的加快,尤其是新型城镇化建设的高质量推进,城镇化对交通运输业碳排放的影响程度在不断增加。

(五)稳健性检验

为了进一步检验中国城镇化对交通运输业碳排放影响效应的稳健性,将通过构建经济距离权重矩阵对上述实证结果进行再检验。本文所构建的空间计量模型及其估计方法与前文一致,经济距离权重矩阵公式为

$$W^e = \begin{cases} 1/|\bar{A}_i - \bar{A}_j|, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (12)$$

其中: $\bar{A}_i$ 和 $\bar{A}_j$ 分别为在样本期间*i*省份和*j*省份实际人均GDP的均值。

从表8可以看出,除了某些变量系数和空间溢出系数及其显著性出现一定的增长或下降外,核心解释变量的估计结果与上文的研究结论基本一致。这充分说明中国城镇化对交通运输业碳排放的影响效应是具有稳健性和可靠性的。

表8 稳健性检验的估计结果

时间维度	类别	效应	lnPU	lnLU	lnEU	lnTTI	lnTTS	lnTEI	lnAGDP	lnIND
短期效应	全国	直接效应	0.0027*	0.0012*	0.0010***	0.1102**	0.8761*	2.0274**	-0.0097	-0.6050*
		间接效应	0.0106**	-0.0084	-0.0137	-0.0307	-1.2245	0.1219**	-0.0056	-0.3120*
	东部地区	直接效应	-0.0473**	0.0134*	0.0469*	0.0076	0.0093	0.0096**	-0.0061	0.0021**
		间接效应	0.0102*	0.0152	0.0044**	-0.0054	0.0032	0.0153*	0.0033	0.0080*
	中部地区	直接效应	0.0435**	0.0126*	0.0437**	-0.1292*	-0.041	0.0050*	0.0019	0.0946**
		间接效应	0.0091*	0.014	-0.002	-0.0041	0.0012	0.0171*	-0.0036	0.0004

表7 不同阶段动态空间杜宾模型的效应分解

时间维度	变量	2010—2015年		2016—2019年	
		直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
短期效应	lnPU	0.0019**	0.9883***	0.2598**	0.4349**
	lnLU	0.0020*	0.0231	0.0700**	0.1363
	lnEU	0.2369*	-1.1539	0.3621*	-0.1614*
	lnTTI	-0.1839	-0.0797	-0.0035**	-0.0243
	lnTTS	-0.0077	-0.0154	0.0047	-0.1426
	lnTEI	0.9406***	0.1326***	0.9220***	0.3138**
	lnAGDP	-0.0571	0.3045***	0.1326***	0.1422
	lnIND	-0.0432**	0.1514**	-0.0630**	0.2601**
长期效应	lnPU	0.0021**	1.0782***	0.3203**	0.4684**
	lnLU	0.0022*	0.0250	-0.0766**	0.1416
	lnEU	0.2509**	-1.2377	0.3834**	-0.1624**
	lnTTI	-0.1066	-0.0832	-0.0069***	-0.0247
	lnTTS	-0.0081	-0.0158	0.0050	-0.1533
	lnTEI	0.9794	0.1364***	0.9150***	0.3427**
	lnAGDP	-0.0606***	0.2098***	0.1405**	0.1525
	lnIND	-0.1443*	0.1682**	-0.0643**	0.2871***

注:***、**、*分别表示通过1%、5%、10%水平的显著性检验。

续表

时间维度	类别	效应	lnPU	lnLU	lnEU	lnTTI	lnTTS	lnTEI	lnAGDP	lnIND
	西部地区	直接效应	0.0210*	0.0110**	0.0258**	0.0554***	-0.0264	0.0028*	-0.0153*	-0.0383**
		间接效应	0.0061	0.0121	0.0103	-0.1728	0.0011	0.0166	0.0031*	-0.0016*
	2010—2015年	直接效应	0.0012**	0.0064*	0.2704*	-0.1174	0.0093	1.1424***	-0.0670**	-0.0474**
		间接效应	0.1557*	0.0208	-1.1045	-0.0664	-0.024	0.1311*	0.3017**	0.1388**
	2016—2019年	直接效应	0.1959*	0.0752*	0.3820*	-0.0039**	0.015	1.0314**	0.1403**	-0.0650**
		间接效应	0.4287*	0.1233	-0.1542*	-0.034	-0.1289	0.2028*	0.1262	0.2416**
	全国	直接效应	0.0048**	0.0016**	0.0016***	0.1633**	1.21623*	2.3598***	-0.0157	-0.7422*
		间接效应	0.0157***	-0.008	-0.0188	-0.0181	-1.409	0.0727**	-0.0075	-0.4778*
	东部地区	直接效应	-0.0576**	0.0214*	0.0579*	0.0068	0.0101	0.0128	-0.0065	0.0024***
		间接效应	0.0121*	0.0262	0.0060**	-0.0059**	0.0036	0.0158**	0.0032*	0.0079**
长期效应	中部地区	直接效应	0.0915**	0.0214*	0.0482*	-0.1520**	-0.0462	0.0019**	0.0023	0.1052***
		间接效应	0.0090*	0.0134	-0.0041	-0.0033	0.0012	0.0176**	-0.0027	0.0024
	西部地区	直接效应	0.0465**	0.0197***	0.0279***	0.0562***	-0.0289	0.0051***	-0.0158*	-0.0482***
		间接效应	0.0062	0.0106	0.0104	0.1607**	0.0051	0.0107	0.0232*	-0.0082**
	2010—2015年	直接效应	0.0043*	0.0026	0.2774**	-0.1125	0.0093	1.0237**	-0.0716*	-0.2580*
		间接效应	1.0449**	0.0226	-1.1763	-0.0806	-0.0154	0.1287**	0.1490***	0.1678*
	2016—2019年	直接效应	0.3503**	-0.0689*	0.3863**	-0.0171***	0.0151	0.9918**	0.1413**	-0.1684*
		间接效应	0.4331*	0.1617	-0.1574*	-0.0238	-0.1514	0.3088**	0.1364	0.2736**

注：***、**、*分别表示通过1%、5%、10%水平的显著性检验。

五、结论与建议

基于中国30个省份(因数据缺失,不包含西藏及港澳台地区)2010—2019年的面板数据,运用解释力更强的DSDM检验了中国城镇化对交通运输业碳排放的影响效应。研究结论显示,空间溢出效应是研究中国城镇化与交通运输业碳排放的关系不可忽视的重要因素。主要研究结论如下:

(1)从全国层面来看,无论是在短期还是长期内,人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化均能够显著促进交通运输业碳排放的提升,其中人口城镇化对相邻地区交通运输业碳排放产生显著的正向空间溢出效应,而土地城镇化和经济城镇化对相邻地区交通运输业碳排放的溢出效应不显著。通过引入经济距离权重矩阵进行稳健性检验,该结论仍然成立。

(2)从区域异质性来看,中国城镇化对交通运输业碳排放的影响效应和空间溢出效应存在明显的差异:人口城镇化会抑制东部地区的交通运输业碳排放,但是能够显著促进中西部地区的交通运输业碳排放,且对东中部地区产生显著的正向溢出效应;土地城镇化和经济城镇化均对三大地区交通运输业碳排放产生显著的推动作用,其中,东部地区经济城镇化具有显著的正向溢出效应,西、中部地区溢出效应不显著。

(3)在阶段异质性上,2010—2015年与2016—2019年两个阶段的人口城镇化、土地城镇化和经济城镇化均能够提升本地区交通运输业碳排放,其中人口城镇化仍然具有显著的溢出效应,且2016—2019年城镇化对交通运输业碳排放的影响程度要高于2010—2015年的影响程度,说明随着时间的推移,中国城镇化对交通运输业碳排放的影响程度在不断加深。

为准确处理好城镇化与交通运输业碳排放的关系,实现我国交通运输业绿色低碳发展的目标,提出如下政策建议:

(1)破局交通运输业面临的“条块分隔”的体制瓶颈,充分重视交通运输业碳排放的空间溢出效应。低碳交通技术、人才、资本等资源在跨区域流动中面临诸多制度性或行政性阻碍,制约了中国交通运输的合理规划布局 and 结构优化,不利于实现交通运输与碳排放增加的“脱钩”,因而应避免政府对城镇化进程和交通运输业发展的不合理干预,建立和完善区域交通运输业碳减排的协同机制,在交通运输业绿色低碳转型方面实行跨区域合作。此外,不断缩小各省份在交通运输结构 and 时间距离等方面的差距,重点推动地理距离短及节能减排技术差异较大的省份间交通运输业碳减排的协同提升,从而降低中国交通运输业碳排放的整体水平。

(2)提升城镇化发展质量和效率,实现新型城镇化与交通运输业发展的紧密结合。新型城镇化是挖掘内需、激发动力、提升城镇化质量的一项重要民生工程,因而需要深入推进新型城镇化建设。新型城镇化要采取网络化的城市群发展模式,促进大中小城市和小城镇合理分工、功能互补、协同发展,避免单个城市过度集聚的“大城市病”等负外部性,有助于优化调整交通运输结构,提高城际、市郊铁路等区域快速轨道交

展,从而提高交通运输运行效率、降低碳排放强度。此外,充分发挥市场在交通设施建设和运输服务等资源配置中的决定性作用,在深化经济体制改革和投融资体制机制政策措施方面加大力度。

(3)探索针对性和差异化的城镇化路径:一方面,东部地区城镇化水平相对较高,逐渐步入高质量发展阶段,因而要以经济城镇化为着眼点,加快产业结构转型升级,逐步从增量扩张向内涵提升为主、外延增长为辅的方向转变,同时注重城市交通运输业的内涵扩大再生产,通过加快建设一体化综合客运枢纽和衔接高效的综合货运枢纽等方式,促使交通运输业实现“规模经济效应”,从而抑制交通运输业碳排放的增长;另一方面,中西部地区城镇化进程相对缓慢,要以人口城镇化和土地城镇化为抓手,促进人口合理集聚,优化城镇建设用地面积占比,同时进一步培育中西部地区城市群发展,促进中西部城镇化加快转型,合理规划城镇开发边界和城镇发展政策,避免“摊大饼”式的低效发展模式给交通运输业碳减排造成巨大压力。

此外,由于城市层面交通运输业碳排放的相关数据获取难度较大,本文仅从省域角度探究交通运输业碳排放问题,在后续的相关研究中,可以进一步从微观主体的角度重点研究中国城镇化对交通运输业碳减排的影响。

参考文献

- [1] 陈文婕, 吴小刚, 肖竹, 2022. 中国四大经济区域道路交通碳排放预测与减排潜力评估——基于私家车轨迹数据的情景模拟[J]. 经济地理, 42(7): 44-52.
- [2] 陈文文, 2020. 城镇化对交通碳排放的空间溢出效应[D]. 北京: 北京交通大学.
- [3] 国家发展和改革委员会能源研究所课题组, 2010. 中国2050年低碳发展之路: 能源需求暨碳排放情景分析[M]. 北京: 科学出版社: 141-142.
- [4] 弓媛媛, 2015. 武汉市交通碳排放足迹测算及其驱动因素分析[J]. 中国人口·资源与环境, 25(S1): 470-474.
- [5] 胡怀敏, 左薇, 徐士元, 2022. 长江经济带交通能源碳排放脱钩效应及驱动因素研究[J]. 长江流域资源与环境, 31(4): 862-877.
- [6] 戢晓峰, 白淑敏, 陈方, 等, 2022. 效率视角下省域交通碳排放配额分配研究[J]. 干旱区资源与环境, 36(4): 1-7.
- [7] 李健, 景美婷, 苑清敏, 2018. 绿色发展下区域交通碳排放测算及驱动因子研究——以京津冀为例[J]. 干旱区资源与环境, 32(7): 36-42.
- [8] 李灵杰, 吴群琪, 2018. 交通运输碳排放强度时空特征分析——以“一带一路”沿线中国西北地区为例[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 39(4): 44-52.
- [9] 刘晨跃, 徐盈之, 2017. 城镇化如何影响雾霾污染治理? ——基于中介效应的实证研究[J]. 经济管理, (8): 6-23.
- [10] 刘林杰, 杨树旺, 2022. 中国城镇化进程影响全要素碳排放效率的区域异质性研究[J]. 云南社会科学, (2): 101-110.
- [11] 刘妍慧, 栗洋, 2022. 湖北省交通运输业碳排放测算及影响因素分解[J]. 统计与决策, 38(15): 88-92.
- [12] 刘好, 吴梦羽, 母睿静, 2021. 西藏地区交通运输业碳排放驱动因素分解及脱钩效应研究[J]. 西藏大学学报(社会科学版), 36(1): 126-133.
- [13] 马慧强, 刘嘉乐, 弓志刚, 2019. 山西省旅游交通碳排放测度及其演变机理[J]. 经济地理, 39(4): 223-231.
- [14] 宁晓菊, 张金萍, 秦耀辰等, 2014. 郑州城市居民交通碳排放的时空特征[J]. 资源科学, 36(5): 1021-1028.
- [15] 邵海琴, 王兆峰, 2021. 中国交通碳排放效率的空间关联网络结构及其影响因素[J]. 中国人口·资源与环境, 31(4): 32-41.
- [16] 宋德勇, 宋沁颖, 张麒, 2022. 中国交通碳排放驱动因素分析——基于脱钩理论与GFI分解法[J]. 科技管理研究, 42(11): 216-228.
- [17] 王慧慧, 余龙全, 曾维华, 2018. 基于职居分离调整的北京市交通碳减排潜力研究[J]. 中国人口·资源与环境, 28(6): 41-51.
- [18] 王妍, 2019. 城镇化对交通碳排放的影响机理及实证研究[D]. 北京: 北京交通大学.
- [19] 吴雯, 李玮, 2019. 中部六省交通运输业碳排放影响因素分析[J]. 管理现代化, 39(1): 62-65.
- [20] 吴星, 2018. 基于核密度估计和马尔科夫链的交通运输碳排放区域差异分析[D]. 西安: 长安大学.
- [21] 杨加猛, 万文娟, 2018. 江苏省公路运输碳排放分布及减排策略研究[J]. 物流技术, 37(11): 8-12.
- [22] 杨文越, 李涛, 曹小曙, 2016. 中国交通CO₂排放时空格局演变及其影响因素——基于2000—2012年30个省(市)面板数据的分析[J]. 地理科学, 36(4): 491-501.
- [23] 尹鹏, 段佩利, 陈才, 2016. 中国交通运输碳排放格局及其与经济增长的关系研究[J]. 干旱区资源与环境, 30(5): 7-12.
- [24] 于克美, 武剑红, 李红昌, 2020. 我国铁路运输业碳排放效率与影响因素分析[J]. 技术经济, 39(11): 70-76, 86.
- [25] 袁长伟, 张帅, 焦萍, 等, 2017. 中国省域交通运输全要素碳排放效率时空变化及影响因素研究[J]. 资源科学, 39(4): 687-697.

- [26] 张国兴, 苏钊贤, 2020. 黄河流域交通运输碳排放的影响因素分解与情景预测[J]. 管理评论, 32(12): 283-294.
- [27] 张帅, 袁长伟, 赵小曼, 2019. 中国交通运输碳排放空间聚类与关联网络结构分析[J]. 经济地理, 39(1): 122-129.
- [28] 张腾飞, 杨俊, 盛鹏飞, 2016. 城镇化对中国碳排放的影响及作用渠道[J]. 中国人口·资源与环境, 26(2): 47-57.
- [29] 张陶新, 2012. 中国城市化进程中的城市道路交通碳排放研究[J]. 中国人口·资源与环境, 22(8): 3-9.
- [30] 张毅, 2018. 新型城镇化背景下的低碳交通中国模式研究[C]// 第十四届中国软科学学术年会论文集. 北京: 中国软科学研究会: 180-185, 194.
- [31] 周银香, 洪兴建, 2018. 中国交通业全要素碳排放效率的测度及动态驱动机理研究[J]. 商业经济与管理, (5): 62-74.
- [32] ANSELIN L, RAYMOND J, FLORAX G M, et al, 2004. Advances in spatial econometrics: Methodology, tools and applications[M]. Berlin: Springer Verlag.
- [33] ELHORST J P, 2005. Unconditional maximum likelihood estimation of linear and log-linear dynamic models for spatial panels[J]. Geographical Analysis, 37(1): 85-106.
- [34] ELHORST J P, 2012. Dynamic spatial panels: Models, methods and inferences[J]. Journal of Geographical Systems, 14(1): 5-28.
- [35] ELHORST J P, 2014. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 37(3): 389-405.
- [36] GRIFFITH D, 2000. A linear regression solution to the spatial autocorrelation problem[J]. Journal of Geographical Systems, (2): 141-156.
- [37] LESAGE J, PACE P K, 2009. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: CRC Press: 27-41.
- [38] XU B, LIN B, 2017. Investigating the differences in CO₂ emissions in the transport sector across Chinese provinces: Evidence from a quantile regression model[J]. Journal of Cleaner Production, 175: 109-122.
- [39] ZHANG W S, JIANG L, CUI Y Z, et al, 2019. Effects of urbanization on airport CO₂ emissions: A geographically weighted approach using nighttime light data in China[J]. Resources, Conservation and Recycling, 150: 104454.

Research on the Spatial Effect of Urbanization on the Carbon Emission of Transportation Industry in China

Tian Ze¹, Xiao Lingying¹, Liu Chao², Wang Yuxuan¹, Ren Yangjun¹

(1. Business School, Hohai University, Nanjing 211100, China;

2. School of Public Administration, Hohai University, Nanjing 211100, China)

Abstract: Based on panel data of 30 provinces (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include Tibet Region, Hong Kong Special Administrative Region, Macao Special Administrative Region and Taiwan Province.) of China from 2010 to 2019, a dynamic spatial Durbin model was used to empirically analyze the long-term and short-term spatial spillover effects of multi-dimensional urbanization in terms of population, land and economy on the carbon emission of transportation industry. The results show that there are significant spatial correlations and “temporal inertia” in the carbon intensity of transport industry in China. Population urbanization, land urbanization and economic urbanization all have a significant role in promoting the carbon emissions of the transportation industry in the region, and the long-term impact is greater than the short-term impact. Among them, population urbanization is to promote the carbon emissions of the transportation industry in the region. The main driving force of growth; population urbanization has a significant positive spatial spillover effect on adjacent areas. From a regional perspective, population urbanization will significantly inhibit the growth of carbon emissions from the transportation industry in the eastern region, but it can promote the growth of carbon emissions from the transportation industry in the central and western regions. Urbanization has a significant positive role in promoting carbon emissions in the transportation industry, population urbanization in the eastern and central regions has a significant positive spillover effect on carbon emissions in the transportation industry, and economic urbanization in the eastern region has a significant positive spillover effect effect. In terms of stages, the long-term impact of urbanization (population, land and economy) on the carbon emissions of the transportation industry is generally higher than the short-term impact in the two stages, and the impact of urbanization on the carbon emissions of the transportation industry is deepening.

Keywords: urbanization; the carbon emission of transport industry; spatial spillover effect; dynamic spatial Durbin model