

郭琳,刘浩志,周育名,等. 基于时空双维度的公路交通基础设施与经济发展关系[J]. 长安大学学报(自然科学版), 2024, 44(4): 119-129.
GUO Lin, LIU Hao-zhi, ZHOU Yu-ming, et al. Relationship between highway traffic infrastructure and economic development based on two dimensions of time and space[J]. Journal of Chang'an University (Natural Science Edition), 2024, 44(4): 119-129.

DOI:10.19721/j.cnki.1671-8879.2024.04.011

基于时空双维度的公路交通基础设施与 经济发展关系

郭琳¹, 刘浩志², 周育名², 莫振涛²

(1. 交通运输部规划研究院, 北京 100028; 2. 长沙理工大学 交通运输工程学院, 湖南 长沙 410014)

摘要:为揭示省际视角下公路交通基础设施投入与区域国民生产总值(GDP)增长之间的关系,以湖南省 14 个市州 2004~2022 年的市级面板数据为例,构建了协整模型和空间计量模型,分析湖南省区域公路交通基础设施投入与经济发展的协整关系,以及基于多种空间权重下的空间溢出效应,分析湖南省经济协调发展的影响因素。研究结果表明:在对面板数据的协整分析中发现,GDP 与公路交通基础设施投入之间具有长期均衡稳定的关系,等级公路里程和公路交通基础设施投资对本区域的经济增长没有正向的促进作用;若忽略空间权重矩阵的作用,会放大交通基础设施投入对区域经济增长的贡献;全省区域内生产总值存在显著的空间自相关性,且在经济距离权重下的空间自相关性最为突出,但省内资源的过度集中造成了城市空间自相关性减弱的现象;在邻近空间矩阵 W_{ij_cont} 和经济距离矩阵 E_{ij_eco} 下,公路交通基础设施投入对经济增长的影响效应显著为负,这可能与省域内交通水平与经济发展的不均衡有关;在 2 种空间权重矩阵下,资本存量和劳动力水平均对经济发展有正向影响,且影响系数比重较大。研究结果可为中国中西部相似交通特点的地区提供参考,为合理确定区域公路交通基础设施的规划提供一定的依据。

关键词: 交通工程;公路交通基础设施;区域经济;协整模型;空间计量模型;空间溢出效应

中图分类号:U49

文献标志码:A

文章编号:1671-8879(2024)04-0119-11

Relationship between highway traffic infrastructure and economic development based on two dimensions of time and space

GUO Lin¹, LIU Hao-zhi², ZHOU Yu-ming², MO Zhen-tao²

(1. Transport Planning and Research Institute Ministry of Transport, Beijing 100028, China; 2. School of Transportation Engineering, Changsha University of Science and Technology, Changsha 410014, Hunan, China)

Abstract: To reveal the relationship between highway traffic infrastructure investment and regional GDP growth from an inter-provincial perspective, based on the municipal panel data of 14 cities and prefectures in Hunan Province from 2004 to 2022, cointegration model and spatial econometric model were constructed, to analyze the cointegration relationship between regional

收稿日期:2024-02-18

基金项目:国家自然科学基金项目(52108396);长沙理工大学青年成长计划项目(2019qjcz009)

作者简介:郭琳(1984-),男,陕西渭南人,高级工程师,E-mail:guolin@tpri.org.cn。

通讯简介:周育名(1985-),女,山东威海人,讲师,工学博士,E-mail:zym_2015@csust.edu.cn。

highway traffic infrastructure investment and regional economic development, and the spatial spillover effect under various spatial weights in Hunan Province. Based on these two models, the influencing factors of coordinated economic development in Hunan Province was explored. The results show that based on the cointegration analysis of panel data, there is a long-term equilibrium and stable relationship between GDP and highway traffic infrastructure investment, and grade highway mileage and highway traffic infrastructure investment has no positive effect on the economic growth of the region. If the role of the spatial weight matrix is ignored, the contribution of traffic infrastructure investment to regional economic growth will be amplified. There is a significant spatial correlation in the GDP of the whole province, and the spatial correlation under the economic distance weight is the most prominent, but the excessive concentration of resources in the province has caused the phenomenon of weakening the spatial correlation of the city. Under the influence of the two weights of economic distance, spatial correlation is the most prominent. Under the two matrices of W_{ij_cont} and E_{ij_eco} , the overall effect of highway traffic infrastructure investment on economic growth is significantly positive, and the spatial spillover effect of grade highway mileage on economic growth is more significant than the new fixed assets of highway traffic. Under the two spatial weight matrices, the capital stock and labor level have a positive impact on economic development, and the proportion of the impact coefficient is large. The results of this study can provide a reference for the similar traffic characteristics in central and western China, and provide policy guidance for the government to reasonably determine the planning of highway traffic infrastructure. 9 tabs, 2 figs, 28 refs.

Key words: traffic engineering; highway traffic infrastructure; regional economy; cointegration model; spatial econometric model; spatial spillover effect

0 引 言

社会发展规律表明,经济的增长往往伴随着交通运输需求的快速增加,带动交通运输业的规划建设;交通基础设施的改善可促进地区运输行业及其他产业经济增长,同时其溢出效应也会辐射带动邻近地区经济发展。由于区域管理及基础水平的差异,交通基础设施投入对经济的拉动作用也各不相同。为了有针对性地调节不同地区交通发展平衡,有必要对不同地区交通基础设施的建设水平与经济增长深入分析。在各种交通方式中,公路交通的发展对社会影响价值极大,是连接国民经济各部门和社会再生产各环节的重要经济互动方式,对区域经济的引导和拉动作用尤为显著^[1]。开展公路建设投入水平与区域经济关系的研究,对缩小区域经济差距、实现经济高质量发展具有重要意义。

一直以来,国内外相继用不同的方法与手段评估交通运输与地区经济的相互关系,并且人们也越来越重视交通运输在促进国民经济持续健康发展过程中所起的关键作用。通过对以往研究的分析发现,交通基础设施对经济产生的影响是一个长期且

复杂的问题,已有文献通过构建时间序列和动态面板数据模型,探究多维要素对经济增长的作用^[2-3]。Aschauer 对美国总生产率与公共资产投资相继下降原因产生思考,采用时间序列模型分析基础设施与社会生产率的关系,认为交通等核心基础设施是推动经济增长的关键原因^[4]。Holtz-Eakin 等则从社会生产总要素中独立出高速公路基础设施的资本,单独估计公路基础设施资本对经济增长的影响^[5]。基于此,学者对中国各层次的交通基础设施与各经济要素进行了协整分析。蔡新民等基于交通基础设施与经济发展的时间序列,通过协整理论和格兰杰因果检验,验证了交通基础设施对经济增长具有积极作用^[6]。葛晓燕等基于固定效应模型,发现新疆区域的交通基础设施建设对经济发展具有显著影响^[7]。李早华等以宣城市为研究对象,采用协整检验与格兰杰因果关系检验等计量经济方法进行分析,得出公路建设对城市的经济增长具有显著促进作用的结论^[8]。可见时间序列计量模型能够在一定程度上解释公路等交通基础设施与本区域经济的关系。但在分析其对经济发展的影响程度时,不应只考虑对本单位的影响,还应该考虑交通基础设施

对其他区域的辐射作用,以更合理的角度估计交通基础设施对经济增长的贡献。

随着新经济地理学的发展及广泛应用,众多学者从“空间”这一新概念出发,深入研究交通基础设施与经济发展的空间联系^[9]。从研究区域的视角,研究者基于不同层级的面板数据分析了交通基础设施对经济发展的影响。Álvarez-Ayuso 等通过构建空间计量模型,对西班牙高交通容量道路与地区经济发展进行似然估计,认为交通基础设施对其他地区经济增长不仅存在正面作用也存在负面效应^[10]。Chen 等对美国东北部地区不同类型的交通基础设施进行空间计量分析,发现高速公路、铁路等交通基础设施的空间溢出效应为正,高速公路对经济发展有显著的溢出效应^[11]。Dehghan 等基于空间杜宾模型(SDM)分析伊朗公路和铁路交通基础设施对经济增长的空间溢出效应,结果显示铁路有更明显的溢出效应^[12]。基于跨国面板数据方面的研究,马卫等利用空间杜宾模型,从宏观-分区-国家多个层级测度“丝绸之路经济带”交通设施的溢出效应,得出交通设施对其经济发展存在正向的空间溢出效应,且溢出效应约为直接效应的10倍^[13]。Wang 等基于地理距离、经济距离、文化距离和制度距离的空间权重矩阵分区域进行空间溢出效应分析,得出“一带一路”沿线国家的交通基础设施对经济增长具有正向溢出效应,且在中欧和东欧最为明显^[14]。对于省级面板数据的分析,张学良基于多维要素对区域经济增长的协同作用,构建经济与中国交通基础设施的空间溢出模型,分析得出中国交通基础设施对区域经济增长的产出弹性为0.05~0.07,具有正向空间溢出作用^[15]。刘秉镰等将交通基础设施用公路密度和铁路密度作为代理变量,运用空间模型分析交通基础设施对全要素生产率的影响机制,发现高速公路与铁路对生产要素有长期显著的正向影响^[16]。朱琳等建立动态面板系统模型(GMM)和空间杜宾模型进行分析,认为加大交通基础设施建设能够通过提高空间溢出效应缩小省域区域经济的差距^[17]。王逸初等对铁路与公路基础设施进行空间计量分析,发现交通设施对经济有正向促进作用,铁路通过自身网络属性实现对经济的影响^[18]。张茜等利用空间计量方法对交通水平与旅游业经济之间建立空间联系,从微观层面分析交通对本地及跨区域旅游业环境的影响效应^[19-20]。此外,还有学者研究省域视角下交通基础设施对经济的影响。樊建强等选择陕西省地级市为研究对象,通过空间计量经

济学理论和柯布道格拉斯生产函数,得出交通基础设施对经济增长的溢出效应整体为负,但局部地区仍有正向溢出的结论^[21]。高梓雅等则从更为微观的层面,选择贵州省域内县区为研究对象,通过构建空间计量模型,得出在经济距离和反距离空间权重矩阵下公路建设对经济增长的直接效应显著为正^[22]。

综上,交通基础设施建设基本上对区域经济增长有正向的促进效应,在空间层面上对于区域经济的影响亦有正有负,且基于不同权重和因素建立的空间溢出模型产生的效应具有差异,需要考虑不同权重关系讨论多维要素对经济增长的带动作用。不同种类的交通基础设施对经济的影响程度也各不相同,但大多研究集中于交通基础设施总层面对经济的影响,单独探讨公路交通基础设施投入的研究较少,难以反映公路对经济的影响异质性。此外,中国不同地区自然因素、社会因素差别较大,导致不同地区内发展关系也不尽相同,且以往大多采用单一模型研究可能存在一定的偏差。因此,本文在湖南省域视角下,对其下辖的14个市州近19年的面板数据进行协整检验、区域异质性和空间溢出效应分析,综合度量湖南省域内公路基础设施投入与区域经济的时空关系。

1 数据说明和变量选择

1.1 样本尺度的选择

本文选取湖南省域14个市州为研究对象,即长沙、株洲、湘潭、衡阳、邵阳、岳阳、张家界、益阳、常德、娄底、郴州、永州、怀化以及湘西州。从客观发展的角度来看,统计分析应着眼于全局,避免突变数据破坏整体规律的探究,应对面板数据的时间进行核准与筛选。鉴于2003年后扩大内需,导致价格指数经历全方位增长,会对模型分析精度产生一定程度的偏差。为了排除干扰,选取时间尺度为2004~2022年的各项数据(如地区生产总值、地级市等级公路里程、公路交通新增固定资产、资本存量等),研究湖南省公路交通基础设施投入与经济发展的时空关系。

1.2 指标变量的选择

本文选取各市州的地区生产总值(GDP)作为被解释变量,以反映区域经济发展水平,为了消除市场通货膨胀和紧缩造成的价格水平变化的影响,本文以2003年为基期进行实际GDP计算。选取公路交通基础设施投入为核心变量,以公路交通新增固

定资产 H_A 和各市州等级公路总里程 H_M 来衡量区域公路交通基础设施投入。数据来源于历年《湖南省统计年鉴》^[23] 与各市州统计局。考虑到促进经济增长的影响因素较多,只考虑交通基础设施对经济的影响过于单一,为了精确量化分析结果,本文还引入了以下 2 个控制变量:湖南省各市州劳动力水平 W_L ,以各市州年末从业人数计;资本存量 C_S ,采用单豪杰^[24] 的方法进行湖南省地级市以 2003 年为基期的固定资本存量估算,资本存量计算如下

$$K_{it} = K_{i(t-1)}(1 - \delta_i) + I_{it} \quad (1)$$

式中: K_{it} 为第 i 市区 t 期的资本存量; δ_i 为 t 期的固定资本消耗率; I_{it} 为第 i 市区 t 期固定资本形成总额。

起始年度的资本存量取当年固定资产投资总额除以 10.13% 与 2004~2007 年的平均增长率之和,折旧的比例取 10.96%。同时本文为消除数据中异方差的影响,对各项数据做取对数处理。

1.3 模型构建

1.3.1 空间权重矩阵

为了避免单一权重矩阵对分析结果产生的误差,本文建立 2 种空间权重矩阵。

①邻近空间矩阵 $W_{ij-cont}$,也是 0~1 空间权重矩阵。是根据 2 个地区的地理位置是否相邻来设定,相邻地区设为 1,不相邻则设为 0,矩阵各元素见式(2)

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 相邻} \\ 0 & i=j \text{ 或不相邻} \end{cases} \quad (2)$$

式中: W_{ij} 为地区 i, j 间的空间权重。

②经济距离矩阵 E_{ij-eco} ,采用城市 GDP 差额绝对值的倒数代表经济距离,GDP 值以每个城市观察期内的平均 GDP 来计算,矩阵各元素见式(3)

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|G_{DP_i} - G_{DP_j}|} & i \neq j \\ 0 & \text{其他} \end{cases} \quad (3)$$

式中: G_{DP_i}, G_{DP_j} 分别表示市区 i, j 统计期内平均生产总值 GDP 的参数形式。

1.3.2 空间自相关分析

空间自相关一般用于描述空间数据的相关性,最常用的空间自相关检验为莫兰指数检验,莫兰指数取值一般在 -1~1。莫兰指数取值为 (0, 1] 时,表示区域存在空间正相关性;莫兰指数取值为 [-1, 0) 时,表示区域存在空间负相关性;莫兰指数绝对值越大,表示空间相关性越强,若莫兰指数为 0,表示不存在空间相关性^[25]。本文基于探索性空间数据分析方法,通过全局莫兰指数和局部莫兰指数分析湖

南省不同层面下经济水平的空间自相关性,计算见式(4)、式(5)

$$I_G = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})^2 (X_j - \bar{X})^2}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (4)$$

$$I_i = \frac{(X_i - \bar{X}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_j - \bar{X})}{S^2} \quad (5)$$

式中: I_G, I_i 分别为区域整体的全局莫兰指数和 i 城市的局部莫兰指数; n 为观测区域的个数; X_i, X_j 分别为市区 i, j 经济发展水平的观测值; S^2, \bar{X} 分别为观测变量的方差和平均值。

1.3.3 空间杜宾模型

SDM 是一种用于研究地理空间数据关系的统计模型。利用空间权重矩阵这一核心变量建立不同空间关系,来解释地区某方面数据间的影响及规律,方便对地区发展进行更好地规划。本文建立的湖南省交通基础设施投入与经济 SDM 见式(6),即

$$\begin{aligned} \ln G_{DP_{it}} = & \rho W \ln G_{DP_{it}} + \beta_0 + \\ & \beta_1 \ln H_{M_{it}} + \beta_2 \ln H_{A_{it}} + \beta_3 \ln C_{S_{it}} + \\ & \beta_4 \ln W_{L_{it}} + \theta_1 W \ln H_{M_{it}} + \\ & \theta_2 W \ln M_{L_{it}} + \theta_3 W \ln C_{S_{it}} + \\ & \theta_4 W \ln W_{L_{it}} + \lambda_t + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

式中: $\ln G_{DP_{it}}, \ln H_{M_{it}}, \ln H_{A_{it}}, \ln C_{S_{it}}, \ln W_{L_{it}}$ 分别为第 i 市区 t 时期的经济发展水平、等级公路里程、公路交通新增固定资产、资本存量和劳动力水平; ρ 为空间自相关系数,表示因变量的空间溢出效应; β_0 为常数项; $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ 分别为等级公路里程、公路交通新增固定资产、资本存量和劳动力水平对区域经济影响系数; $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4$ 分别为等级公路里程、公路交通新增固定资产、资本存量和劳动力水平的空间溢出效应; λ_t 和 μ_i 分别为控制模型时间和地区的固定效应; ϵ_{it} 为模型的随机误差项; W 为空间权重矩阵。

1.3.4 偏微分效应分解

为对空间计量模型估计系数进行合理解释,以期不仅能揭示模型中解释变量对本区域被解释变量的影响,还可用于分析对其他区域的被解释变量产生的效应,本文应用 Lesage 提出的偏微分分解方法^[26]。通过广义空间嵌套模型(GSN)进行偏微分分解得出直接效应、间接效应和总效应,间接效应即为溢出效应,表示对相邻区域被解释变量的影响,即

$$Y = (1 - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + R \quad (7)$$

式中: \mathbf{Y} 为 $n \times 1$ 列被解释变量向量; \mathbf{X} 为 $n \times k$ 数据矩阵,包括 k 列解释变量; $\boldsymbol{\beta}$ 为 $k \times 1$ 列变量系数; $\boldsymbol{\theta}$ 为相应系数向量; \mathbf{R} 矩阵包括截距项和剩余项。

在时间上从单位 1 到 n 的第 k 个解释变量 \mathbf{X} 对应 \mathbf{Y} 的期望值偏导数矩阵可表示为

$\left| \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{nk}} \right| =$

$\frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial E(y_1)}{\partial x_{nk}}$

\vdots

$\frac{\partial E(y_n)}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial E(y_n)}{\partial x_{nk}}$

$\beta_k \dots w_{1n}\theta_k$

\vdots

$w_{n1}\theta_k \dots \beta_k$

$= (1 - \partial \mathbf{W})^{-1}$

(8)

式中: x_{nk} 、 y_n 、 θ_k 、 β_k 分别为 \mathbf{X} 、 \mathbf{Y} 、 $\boldsymbol{\theta}$ 、 $\boldsymbol{\beta}$ 中的各元素。

2 协整性检验与协整关系实证分析

古扎拉蒂在协整理论的研究中指出,协整是指若 2 个或多个非平稳的变量序列,其某个线性组合后的序列呈平稳性,此时称这些变量序列间有协整关系存在^[27]。协整性分析是研究变量间是否存在长期均衡关系的重要手段,面板协整检验综合具有时间序列和截面数据的信息,不仅对数据长度要求低,而且通过变量自由度的增加,提高了检验精度。考虑到本文需要观测的变量时间跨度短、个体之间差异相对可控等特点,利用计量经济学 EViews 软件,采用面板协整的方法,对 2004~2022 年湖南省 14 市州面板数据进行协整分析。面板协整模型如下

$$\ln G_{DP_{it}} = \alpha_1 + \omega_1 \ln H_{M_{it}} + \omega_2 \ln H_{A_{it}} + \omega_3 \ln C_{S_{it}} + \omega_4 \ln W_{L_{it}} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式中: α_1 为常数项; ω_1 、 ω_2 、 ω_3 、 ω_4 分别表示等级公路里程、公路交通新增固定资产、资本存量和劳动力水平的待估参数。

2.1 面板单位根检验

为了避免“伪回归”,在面板协整分析的过程中,首先要判断各个变量的时间序列是否平稳,即对各变量进行面板单位根检验。如果检验结果是同阶单整的,则可以进行协整检验。面板数据的单位根检验方法主要有同质面板单位根检验,莱文-林-朱检验(LLC)、布罗伊特检验(Breitung)和异质面板单位根检验,伊姆-皮萨然-申检验(IPS)、增广迪基-富勒费舍尔检验(ADF-Fisher)、菲利普斯-佩隆费舍尔

检验(PP-Fisher)。为确保检验数据的统计稳定性,采用了 5 种面板数据单位根检验方式,对面板模型中的各个变量进行了面板单位根分析。包含个体项及趋势项的各变量测验结果如表 1 所示。

表 1 面板单位根检验结果
Tab. 1 Panel unit root test results

| 变量 | 检验方法 | | | | | 是否平稳 |
|---------------------|---------|----------|---------|------------|-----------|------|
| | LLC | Breitung | IPS | ADF-Fisher | PP-Fisher | |
| ln G _{DP} | 0.996 1 | 1 | 1 | 1 | 0.992 8 | 否 |
| dln G _{DP} | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 1 | 0.000 0 | 0.000 0 | 是 |
| ln H _M | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 否 |
| dln H _M | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 是 |
| ln H _A | 0.998 7 | 0.598 0 | 1 | 0.997 9 | 0.972 8 | 否 |
| dln H _A | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 是 |
| ln C _S | 0.975 3 | 0.999 9 | 0.712 7 | 0.714 6 | 0.894 7 | 否 |
| dln C _S | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 是 |
| ln W _L | 0.999 5 | 0.582 3 | 0.984 2 | 0.999 1 | 0.972 8 | 否 |
| dln W _L | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 0.000 0 | 是 |

注:dln(·)为取对数后一阶差分。

由表 1 可知,所有变量的单位根测试结果都不能否定“存在单位根”的初始假设,这意味着所有变量在取对数后皆为非平稳序列。将各序列水平值取一阶差分后再次检验,发现面板单位根检验结果均通过 1%显著水平,拒绝了原假设。因此,各变量均为一阶单整 I(1)过程,可以进行面板协整检验。

2.2 面板协整检验

协整检验是时间序列分析中的一个重要环节,用来判断变量之间是否存在长期协整关系。基于以往的研究,为了检验结果的可比性,本研究采用同质性考(Kao)检验及异质性佩德罗尼(Pedroni)检验对变量进行协整检验,该检验方法的原假设均为变量之间无协整关系,即 P 值通过 5%显著性时拒绝原假设^[28]。其中,Kao 检验仅含截距项,Pedroni 检验选择含截距项和趋势项进行协整检验,结果如表 2 所示。

由表 2 可知,Pedroni 检验组内维度描述的 Panel PP、Panel ADF 和组间维度描述的 Group rho 检验值均通过给定 5%显著性,并不排斥无协整关系的原假设。相反,其他统计量的检验结果均拒绝了原假设,说明变量 $\ln H_M$ 、 $\ln H_A$ 、 $\ln C_S$ 、 $\ln W_L$ 和 $\ln G_{DP}$ 之间存在协整关系。

2.3 模型设定检验

对湖南省各市州地区进行面板数据的模型选择,以邹(Chow)检验确定回归维度,即观测该模型

表 2 面板协整检验结果
Tab. 2 Cointegration test results

| 检验方法 | 类别 | <i>T</i> 检验值 | 是否通过 |
|--------|-----------|--------------|------|
| 考检验 | ADF | −7.477 3*** | 是 |
| 佩德罗尼检验 | Panel v | −2.829 1 | 否 |
| | Panel rho | 3.377 9 | 否 |
| | Panel PP | −6.002 0*** | 是 |
| | Panel ADF | −7.116 5*** | 是 |
| | Group rho | 4.379 5 | 否 |
| | Group PP | −7.977 6*** | 是 |
| | Group ADF | −5.069 8*** | 是 |

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著，下同。

是个体变还是时点变、或个体时点同时变。然后,用豪斯曼(Hausman)检验确定是固定效应模型还是随机效应模型。以 $\ln G_{DP}$ 为被解释变量, $\ln H_M$ 、 $\ln H_A$ 、 $\ln C_S$ 和 $\ln W_L$ 为解释变量对模型进行冗余固定效应似然比(LR)检验。其中,LR 检验需要将模型设置为时点和个体双固定效应回归后进行检验,结果如表 3 所示,可见个体和时点的 F 检验和卡方检验的 P 值均通过 1% 的显著性,拒绝原假设,排除混合效应面板模型。

表 3 冗余固定效应似然比检验结果
Tab. 3 Redundant fixed effects likelihood test results

| 类别 | <i>T</i> 检验值 | 自由度 |
|---------------|--------------|----------|
| 截面 F 检验 | 43.651 3*** | (13,230) |
| 截面卡方检验 | 340.734 0*** | 13 |
| 时段 F 检验 | 7.716 1*** | (18,230) |
| 时段卡方检验 | 71.664 1*** | 18 |
| 截面时段交叉 F 检验 | 30.205 3*** | (31,230) |
| 截面时段交叉卡方检验 | 431.869 3*** | 31 |

然后,以双随机效应进行 Hausman 检验,检验统计量为 0,检验结果无效;以个体固定、时点随机进行 Hausman 检验, P 值通过 1% 显著性,拒绝原假设则该模型不是个体固定、时点随机模型;以个体随机、时点固定进行 Hausman 检验同样拒绝原假设,所以该模型也不是个体随机、时点固定模型,检验结果如表 4 所示。

表 4 个体或时点单个随机效应的 Hausman 检验结果
Tab. 4 Hausman test results of individual or time point single random effects

| 类别 | <i>T</i> 检验值 | 自由度 |
|-----------|--------------|-----|
| 个体固定、时点随机 | 110.583 2*** | 4 |
| 个体随机、时点固定 | 258.093 0*** | 4 |

2.4 面板回归分析

通过上述 Chow 检验及 Hausman 检验结果,确

定该模型为双固定效应模型。对原数据进行取自然对数的处理,将湖南省所有市州的数据进行回归分析。估计结果如表 5 所示。

表 5 湖南省面板数据协整检验回归结果
Tab. 5 Regression results of panel data cointegration test in Hunan Province

| 变量 | 相关系数 | <i>T</i> 检验值 |
|-----------|------------|--------------|
| $\ln H_M$ | −0.083 1* | −1.877 1* |
| $\ln H_A$ | 0.002 8** | 2.131 7** |
| $\ln C_S$ | 0.013 8 | 1.191 0 |
| $\ln W_L$ | 0.193 1*** | 3.145 3*** |
| 常数项 | 6.307 5*** | 3.722 7*** |

模型估计结果为

$$\ln G_{DP} = -0.083\ 1\ln H_M + 0.002\ 8\ln H_I + 0.013\ 8\ln C_S + 0.193\ 1\ln W_L + 6.307\ 5$$
$$R^2 = 0.986\ 9\ \overline{R}^2 = 0.984\ 9\ F = 774.036\ 8$$

式中: R^2 为拟合优度; \overline{R}^2 为修正系数; F 为统计检定值。

模型估计说明该模型拟合良好。协整关系表明,湖南省域的经济增长与公路基础设施投入之间存在一种长期稳定的均衡关系,在假定其他变量不变的情况下,公路基础设施投入作为社会资本投资的一部分,未对本地经济发展有正向的促进作用,其值为−0.083。基于此协整关系下的公路基础设施对经济的促进作用并不理想,这可能与湖南省域内公路网密度不均有关,经济欠发达地区的公路网密度普遍较低,如怀化、湘西地区公路密度分别仅占省域平均公路密度的 0.619 和 0.704,公路基础设施完善度较低;而当前公路密度较高地区如娄底、邵阳,公路密度分别为平均公路密度的 1.531 倍与 1.301 倍,但 GDP 增速仍相对缓慢,处于落后地位。在交通基础设施欠发达的地区,需要增加公路交通固定资产的投入,逐渐改善省域内的交通结构,提高各个区域的通达性,并使经济往来更为密切,吸引更多的生产者,从而促进区域经济的增长。此外,资本存量和劳动力水平对 GDP 的弹性产出分别为 0.013 8 和 0.193 1,对区域经济的增长有正向影响,可见推动经济增长不仅要加快公路交通基础设施的发展,同时也要注意其他社会经济要素的投入。

3 空间溢出效应分析

空间统计分析方法在传统统计学的基础上,引入了数据的地理空间属性,其核心是识别研究对象存在的空间依赖与空间非均质性。公路基础设施具

有网络性及外部性,对公路基础设施的投资不仅促进区域经济增长,而且可通过增加区域间要素和商品的流动,对其他地区的经济增长产生影响,即空间溢出效应。本部分以湖南省 14 个地级市研究对象,选取 2004~2022 年的相关数据,运用空间计量软件 Stata,建立空间杜宾模型,分析湖南省公路交通基础设施的空间溢出效应。

3.1 空间自相关分析

3.1.1 全局自相关

区域内存在空间自相关性是进行空间计量分析的先决条件,为了探究观测数据的空间特征,下文将利用全局莫兰指数在 W_{ij_cont} 和 E_{ij_eco} 两种不同权重矩阵下湖南省的经济发展水平进行分析,验证湖南省是否可以进行空间计量分析。检验结果如图 1 所示。

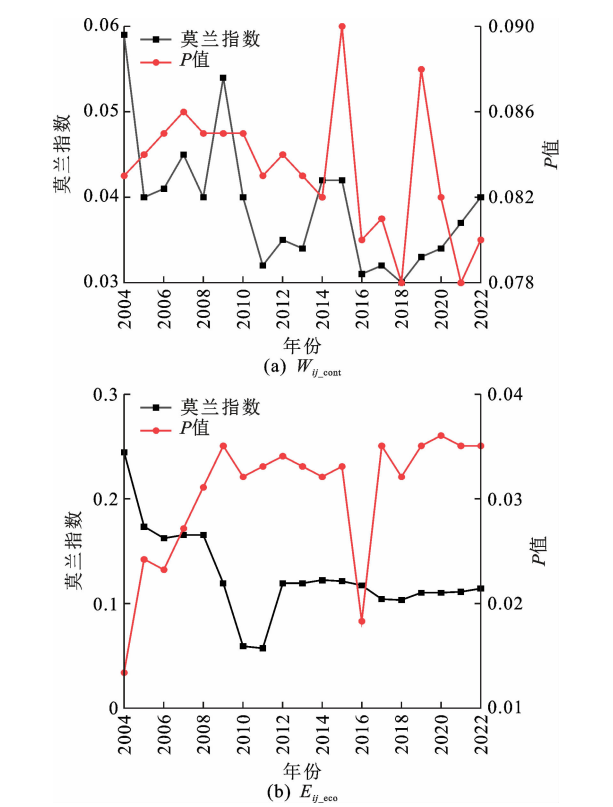


图 1 W_{ij_cont} 和 E_{ij_eco} 下的湖南省全局莫兰指数检验结果
Fig. 1 Test results of global Moran's I index in Hunan Province under W_{ij_cont} and E_{ij_eco}

由图 1 可知,在 2 种空间权重矩阵下,湖南省全局自相关莫兰指数检验结果均大于 0, P 值均能通过给定 10% 显著性,莫兰指数在总体上表现出随年份减弱,但均稳定为正值,表明该区域内的经济发展水平之间存在稳定的空间正相关性,且在 E_{ij_eco} 下的全局莫兰指数值较高,在该权重关系下空间相关性更强。

3.1.2 局部自相关

全局空间自相关是表征湖南省整体范围内的空间相关性,局部空间自相关则是反映湖南省域内地级市之间的空间聚集特性和变化趋势。为进一步观察区域内地级市间的空间特征,本文在 E_{ij_eco} 矩阵下,绘制 2004、2009、2014 和 2019 年的莫兰散点图如图 2 所示, z 通常表示空间单元自身的观测值, W_z 则表示相邻单元的观测值,根据图中点的分布状态和所处象限位置判断所观测变量的空间相关性。图 2 中序号表示如下:1(长沙)、2(岳阳)、3(常德)、4(衡阳)、5(株洲)、6(郴州)、7(湘潭)、8(邵阳)、9(永州)、10(益阳)、11(娄底)、12(怀化)、13(湘西)、14(张家界)。

由图 2 可知,各年位于第 I、III 象限的城市数量明显超过位于第 II、IV 象限的城市数量,即湖南省城市分布主要呈现出了高高集聚和低低集聚的空间特征。随着时间推移,高高集聚区的城市数量有所下降,说明核心城市的经济要素聚集并没有对周围城市经济有明显的辐射作用。此外,湖南省域的资源分配不均衡,资源主要聚集在 1(长沙)、2(岳阳)、3(常德)、4(衡阳)和 5(株洲)5 个城市,核心城市经济要素的过度集中也导致其他城市的发展速度相对缓慢。综合全局和局部自相关分析结果得知,湖南省具备空间计量分析的基础,可进行空间溢出效应的研究。

3.2 模型检验与选择

空间计量模型建立之前,需要对湖南省 14 个市州的面板数据在 2 种空间权重矩阵下进行拉格朗日乘数检验,选择合适的空间计量模型,结果如表 6 所示。

由表 6 可知,拉格朗日乘数检验和稳健拉格朗日乘数检验下的统计量通过了给定 1% 的显著性,说明模型估计存在空间误差效应和空间滞后效应,拒绝使用传统的混合面板回归模型,并且初步选择 SDM。

在确定具体模型后,首先通过 Hausman 检验判断模型采用固定效应还是随机效应,然后利用 LR 检验和沃尔德检验(Wald)对 SDM 的稳健性进行检验,判定 SDM 是否退化为空间滞后模型和空间误差模型,检验结果如表 7 所示。

由表 7 可知,在 2 种空间权重矩阵下, Hausman 检验结果统计量均通过给定 1% 的显著性,所以应采用固定效应模型。LR 检验和 Wald 检验统计量均通过给定 5% 的显著性,说明在 W_{ij_cont} 和 E_{ij_eco} 两

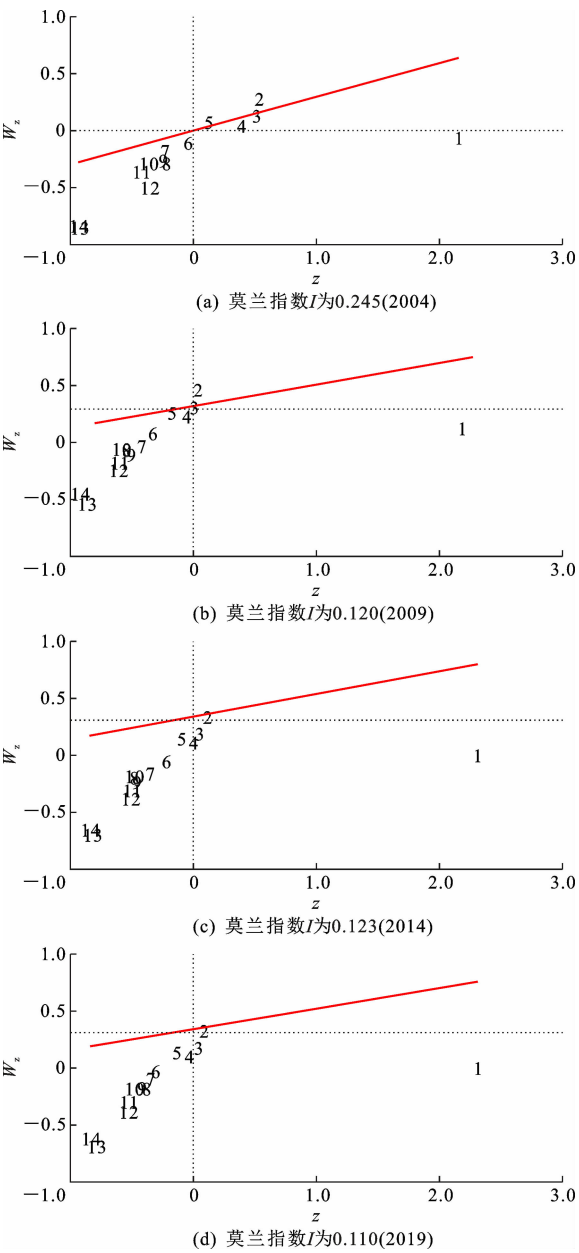


图2 湖南省局部 GDP 莫兰散点图

Fig. 2 Local GDP Moran scatter plot of Hunan province

表6 拉格朗日乘数检验结果

Tab. 6 Lagrange multiplier test results

| 类别 | W_{ij_cont} T 检验值 | E_{ij_eco} T 检验值 |
|---------------|-------------------------|------------------------|
| 拉格朗日乘数-误差检验 | 206.811 *** | 197.130 *** |
| 稳健拉格朗日乘数-误差检验 | 133.370 *** | 114.290 *** |
| 拉格朗日乘数-滞后检验 | 96.672 *** | 105.267 *** |
| 稳健拉格朗日乘数-滞后检验 | 23.231 *** | 22.427 *** |

种权重矩阵下选择 SDM 是稳健的。本文选用固定效应的 SDM 做进一步的计量分析。

3.3 空间杜宾效应分解

效应分解是SDM中一种重要的分析方法,可

表7 模型效应和稳健性检验结果

Tab. 7 Model effect and robustness test results

| 类别 | W_{ij_cont} T 检验值 | E_{ij_eco} T 检验值 |
|----------|-------------------------|------------------------|
| 豪斯曼检验 | 47.64 *** | 64.85 *** |
| 似然比-滞后检验 | 83.74 *** | 23.12 *** |
| 似然比-误差检验 | 91.43 *** | 32.87 *** |
| 沃尔德-滞后检验 | 47.51 ** | 18.81 *** |
| 沃尔德-误差检验 | 69.87 *** | 43.28 *** |

将总效应分解为直接效应和间接效应,以更好地衡量相关变量对被解释变量的空间异质性和相关性。分解结果如表 8 所示。

表8 2 种权重矩阵下湖南省域空间杜宾模型效应分解结果

Tab. 8 Results of effect decomposition of Hunan Province's spatial Durbin model under two kinds of weight matrices

| 变量 | W_{ij_cont} | | | E_{ij_eco} | | |
|-----------|----------------|------------|------------|---------------|------------|------------|
| | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| $\ln H_M$ | -0.091 * | -0.390 *** | -0.482 *** | -0.035 | -0.259 *** | -0.294 *** |
| $\ln H_A$ | 0.021 | -0.068 *** | -0.047 * | 0.033 *** | -0.044 *** | -0.011 *** |
| $\ln C_S$ | 0.001 | 0.023 * | 0.024 ** | -0.157 *** | 0.327 *** | 0.170 ** |
| $\ln W_L$ | 0.018 * | 0.414 | 0.431 | 0.211 | 0.427 * | 0.638 ** |

由表 8 可知:①不同的权重视角下,公路交通基础设施投入均对区域经济的发展表现为负向溢出效应,且间接效应显著为负,即交通基础设施投入不仅对本区域经济增长带来负向抑制作用,且辐射到其他地区,对其他地区的经济产生负增长作用。这说明公路交通基础设施的投资未能促进周边地区的经济发展。由于政策扶持与交通位置优势,湖南省经济水平较高城市均聚集在环长株潭(长沙、株洲、湘潭)经济带,以 2022 年为例,环长株潭城市群 GDP 占据全省比重高达 76.8%,近年来虽然对湘西地区的基础设施投资有所扩增,但长沙市的经济实力仍然是张家界和湘西州总和的 23.59 倍和 17.07 倍,在先进的教育、科技与信息等众多优势条件下,交通基础设施的不断完善为当地输送了更多的优良资源,对当地的经济发展带来了极大便利,但经济要素涌入也对周边地区的经济扩散带来消极作用,削弱了周边城市社会经济的发展。②空间计量模型下的交通基础设施对本区域经济的促进作用也存在不明显现象,甚至出现负效应,说明在该省域水平较发达地区交通路网密度可能正趋于饱和状态,交通可达性提升造成其他经济要素外流,且湖南西部和南部地区本身的通达性相对薄弱,受发达地区的辐射作用较低,均拉低了公路交通基础设施投入对当地经济的促进作用。③公路等级里程对其他城市的

负溢出效应高于公路交通新增固定资产,这说明公路交通新增固定资产的投入均衡性得到了一定重视,而且在不同权重作用下对本地的经济均有正向促进作用,但仍需要加大落后地区公路交通资产投入,补足经济发展动力。

此外,从促进经济发展控制变量的回归分析结果可看出:所有地区在 W_{ij_cont} 和 E_{ij_eco} 两种矩阵下,劳动力水平直接效应均显著为正,表明重视劳动人口的引进和培养,能有效促进区域经济发展;资本存量的溢出效应和总效应均为正,因为资本存量的增加能扩大生产经营规模和技术水平,对当地经济水平有显著增加作用,可加大生产要素的流动,促进经济发展。

3.4 多种模型效应比对

为更加全面地分析公路交通对经济的影响效应,考虑各模型对变量测算时固有的局限性,本文利用多元线性回归(MLR)、混合最小二乘法(mixed-OLS)、随机最小二乘(random-OLS)和稳健最小二乘法(RLS)等分析模型对该面板数据进行研究,见表 9。由表 9 可知,MLR 和 OLS 模型结果均表明公路交通基础设施投入对湖南省域经济增长具有显著的正向影响,但影响系数相对薄弱,弹性系数分别为 0.006 3、0.073 3 与 0.035 9。RLS 抑制了变量序列的强影响点,约束更为严格,得到的交通对经济的负影响效应为-0.211 1,但均高于考虑空间权重时的影响效应,空间权重的加入,稀释了变量间的影响强度。该分析中效应从大到小为混合最小二乘、随机最小二乘、多元线性回归、双固定协整模型、稳健最小二乘法、双固定空间杜宾模型。可见,模型变量系数与约束程度有一定关系,对变量的额外约束会减弱影响效应。

表 9 模型效应比对
Tab.9 Model effect comparisons

| 变量 | 多元线性回归 | 混合最小二乘 | 随机最小二乘 | 稳健最小二乘 |
|-----------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| $\ln H_M$ | 0.005 6*** | 0.023 2*** | -0.008 0*** | -0.138 3*** |
| $\ln H_A$ | 0.000 7*** | 0.050 1*** | 0.043 9*** | -0.005 6*** |
| $\ln C_S$ | 0.667 4*** | 0.409 9*** | 0.426 5*** | 0.667 7*** |
| $\ln W_L$ | 0.536 5*** | 0.479 6*** | 0.563 3*** | 0.542 7*** |
| 常数项 | -0.751 8*** | -7.550 1*** | -6.698 1*** | -5.908 0*** |
| R^2 | 0.932 5*** | 0.933 1*** | 0.853 4*** | 0.939 2*** |

4 结 语

(1)湖南省经济发展与公路交通基础设施投入之间呈现出一种拟合度良好的长期均衡关系,并保

持稳定。由协整分析得到的公路交通基础设施投入对本区域经济的弹性系数为-0.080 3,证实省域内交通基础设施投入对经济增长的促进作用并不显著,甚至出现负作用。

(2)在 E_{ij_eco} 空间权重矩阵下,运用局部莫兰指数散点图从微观角度揭示了湖南省地级市之间经济水平的空间差异性,发现湖南省域的经济圈内部并未打破地理空间的限制,即较发达地市没有利用经济聚集优势带动欠发达地市的经济发展。

(3)通过 W_{ij_cont} 和 E_{ij_eco} 2 种矩阵研究得出,不同维度测量的公路交通基础设施投入间接效应均为负,对区域经济空间溢出效应的弹性系数($\ln H_M$ 与 $\ln H_A$ 之和)分别为-0.458 和-0.303,均具有一定的抑制作用。这从侧面反映出资源较集中地区的交通基础设施已经较完善,即使投入继续偏移也并不能为该地区的经济增长产生促进作用;相反,不均衡投入不仅拉大了与欠发达地区交通水平的差距,而且随着发达地区对外部经济的持续吸引,可能会进一步削弱周围地区的经济增长。因此,减小交通水平差距,补足各地市之间的路网衔接性,对省域内整体经济发展会有更大的促进作用。

(4)本文对湖南省域整体面板数据进行了交通与经济发展关系的研究,未考虑省域内不同区域经济发展水平的差异对两者关系的影响,在后续工作中可进一步划分区域进行研究,并建立阈值回归模型分析公路交通基础设施投入对湖南省经济发展的阈值及贡献水平。

参考文献:

References:

[1] 马飞,汪倩倩,李永平,等.生态安全约束下基于“交通-信息”流的城市群空间网络结构[J].长安大学学报(自然科学版),2022,42(5):86-95.
MA Fei, WANG Qian-qian, LI Yong-ping, et al. Spatial network structure of urban agglomeration based on traffic-information flow and under ecological security constraints [J]. Journal of Chang'an University (Natural Science Edition), 2022, 42(5): 86-95.

[2] 王菲,李善同.交通发展、时空压缩与产业区位效应:以公路建设为例[J].上海经济研究,2022,34(4):88-98.
WANG Fei, LI Shan-tong. Transport development, time-space compression and industrial location effect: Evidence from highway construction [J]. Shanghai Journal of Economics, 2022, 34(4): 88-98.

- [3] 潘林伟,林子雄. 交通基础设施对区域经济发展的空间溢出效应研究:基于成渝双城经济圈的时空数据分析[J]. 资源开发与市场, 2022, 38(1): 53-60.
PAN Lin-wei, LIN Zi-xiong. Study on spatial spillover effects of transportation infrastructure on regional economic development—Empirical analysis based on spatial-temporal data of Chengdu-Chongqing Economic Circle[J]. Resource Development & Market, 2022, 38(1): 53-60.
- [4] ASCHAUER D A. Is public expenditure productive? [J]. Journal of Monetary Economics, 1989, 23(2): 177-200.
- [5] HOLTZ-EAKIN D, SCHWARTZ A E. Spatial productivity spillovers from public infrastructure: Evidence from state highways[J]. International Tax and Public Finance, 1995, 2(3): 459-468.
- [6] 蔡新民,刘金全,方毅. 我国交通基础设施建设对经济增长的影响研究[J]. 经济纵横, 2017(4): 70-76.
CAI Xin-min, LIU Jin-quan, FANG Yi. A study on the impact of China's transportation infrastructure construction on economic growth[J]. Economic Review, 2017(4): 70-76.
- [7] 葛晓燕,张雄. 交通基础设施建设对经济发展的影响:基于新疆各地州市面板数据分析[J]. 西部经济管理论坛, 2020, 31(3): 74-80.
GE Xiao-yan, ZHANG Xiong. Influences of transportation infrastructure construction on economic development—Based on panel data analysis of prefectures and cities in Xinjiang[J]. West Forum on Economy and Management, 2020, 31(3): 74-80.
- [8] 李早华,施芳,周敏. 公路建设对经济增长影响的实证分析:以宣城市为例[J]. 产业创新研究, 2022(20): 46-48.
LI Zao-hua, SHI Fang, ZHOU Min. An empirical analysis of the impact of highway construction on economic growth—Taking Xuancheng City as an example [J]. Industrial Innovation, 2022(20): 46-48.
- [9] 丁锐,马灿. 公路交通基础设施空间溢出效应异质性分析[J]. 公路, 2021, 66(12): 261-270.
DING Rui, MA Can. Heterogeneity of spatial spillover effect of highway transportation infrastructure [J]. Highway, 2021, 66(12): 261-270.
- [10] ÁLVAREZ-AYUSO I C, DELGADO-RODRIGUEZ M J. High-capacity road networks and spatial spillovers in Spanish regions[J]. Journal of Transport Economics and Policy, 2012, 46(2): 281-292.
- [11] CHEN Z H, HAYNES K. Regional impact of public transportation infrastructure: A spatial panel assessment of the US northeast megaregion[J]. Economic Development Quarterly: The Journal of American Economic Revitalization, 2015, 29(3): 275-291.
- [12] DEHGHAN S Z, SAFAIE S. Do transport infrastructure spillovers matter for economic growth? Evidence on road and railway transport infrastructure in Iranian Provinces[J]. Regional Science Policy & Practice, 2018, 10(1): 49-63.
- [13] 马卫,曹小曙,黄晓燕,等. 丝绸之路沿线交通基础设施空间经济溢出效应测度[J]. 经济地理, 2018, 38(3): 21-29, 71.
MA Wei, CAO Xiao-shu, HUANG Xiao-yan, et al. Measuring spatial economic spillover effects of transport infrastructure along the Silk Road Economic Belt [J]. Economic Geography, 2018, 38(3): 21-29, 71.
- [14] WANG C, LIM M K, ZHANG X Y, et al. Railway and road infrastructure in the Belt and Road Initiative Countries: Estimating the impact of transport infrastructure on economic growth[J]. Transportation Research Part A, 2020, 134: 288-307.
- [15] 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, 206.
ZHANG Xue-liang. Has transport infrastructure promoted regional economic Growth? With an analysis of the spatial spillover effects of transport infrastructure [J]. Social Sciences in China, 2012(3): 60-77, 206.
- [16] 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.
LIU Bing-lian, WU Peng, LIU Yu-hai. Transportation infrastructure and the increase in TFP in China—Spatial econometric analysis on provincial panel data [J]. China Industrial Economics, 2010(3): 54-64.
- [17] 朱琳,罗宏翔. 交通基础设施建设影响区域经济差距的特征、机理及其实证研究[J]. 云南财经大学学报, 2022, 38(3): 31-45.
ZHU Lin, LUO Hong-xiang. The features and the mechanism of the impact of transportation infrastructure construction on regional economic gap and the empirical study [J]. Journal of Yunnan University of Finance and Economics, 2022, 38(3): 31-45.
- [18] 王逸初,周新苗,吴晓峰. 交通基础设施对区域经济增长空间溢出效应研究[J]. 价格理论与实践, 2022(6): 12-17.
WANG Yi-chu, ZHOU Xin-miao, WU Xiao-feng. Spatial spillover effect of transportation infrastructure on

regional economic growth[J]. Price: Theory & Practice, 2022(6): 12-17.

[19] 张 茜,赵 鑫. 交通基础设施及其跨区域溢出效应对旅游业的影响:基于星级酒店、旅行社、景区的数据[J]. 经济管理, 2018, 40(4): 118-133.

ZHANG Xi, ZHAO Xin. The impact of transport infrastructure and its spillover on tourism: Based on the data of hotel, travel agencies and scenic spot[J]. Business Management Journal, 2018, 40(4): 118-133.

[20] 麻学锋,谭佳欣. 湘西地区交通可达性对旅游环境系统韧性的影响及空间溢出效应[J]. 地理科学, 2023, 43(2): 291-300.

MA Xue-feng, TAN Jia-xin. Impact of traffic accessibility on the resilience of tourism environment system and spatial spillover effects in Xiangxi Area[J]. Scientia Geographica Sinica, 2023, 43(2): 291-300.

[21] 樊建强,李 璐. 陕西省交通基础设施对经济增长的空间溢出效应[J]. 长安大学学报(社会科学版), 2020, 22(1): 40-49.

FAN Jian-qiang, LI Lu. Spatial spillover effect of the transportation infrastructure on economic growth in Shaanxi Province[J]. Journal of Chang'an University (Social Science Edition), 2020, 22(1): 40-49.

[22] 高梓雅,陈艳艳. 贵州省公路建设对经济增长的空间溢出效应研究[J]. 交通工程, 2023, 23(1): 38-43.

GAO Zi-ya, CHEN Yan-yan. Research on the spatial spillover effect of highway construction in Guizhou Province on economic growth[J]. Journal of Transportation Engineering, 2023, 23(1): 38-43.

[23] 湖南省统计局. 湖南省统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2021.

Hunan Provincial Bureau of Statistics. Hunan Statistical Yearbook[M]. Beijing: China Statistics Press, 2021.

[24] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, 25(10): 17-31.

SHAN Hao-jie. Reestimating the capital stock of China: 1952 to 2006[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2008, 25(10): 17-31.

[25] 张 娜,吴福象. “一带一路”国内段节点城市创新空间差异及溢出效应[J]. 统计与决策, 2019, 35(18): 143-146.

ZHANG Na, WU Fu-xiang. Spatial differences and spillover effects of node cities' innovation in the domestic section of the Belt and Road Initiative[J]. Statistics & Decision, 2019, 35(18): 143-146.

[26] LESAGE J P. An introduction to spatial econometrics[J]. Revue D'économie Industrielle, 2008(123): 19-44.

[27] 达摩达尔·N 古扎拉蒂. 计量经济学基础[M]//费剑平,孙春霞译. 北京: 中国人民大学出版社, 2005.

DAMODAR N GUJARATI. Basic econometrics[M]// Translate by FEI Jian-ping, SUN Chun-xia. Beijing: China Renmin University Press, 2005.

[28] 王胜青,王逸琼. 基于面板协整检验的地区学前教育发展实证研究[J]. 数学的实践与认识, 2019, 49(14): 314-323.

WANG Sheng-qing, WANG Yi-qiong. Empirical study on the development of preschool education in area based on panel co-integration test[J]. Mathematics in Practice and Theory, 2019, 49(14): 314-323.