区域实践

西南地区交通基础设施与县域经济发展的空间关系研究

LINEVICH Uladzislau[1], 蒲英霞[1,2,3,4]

(1. 南京大学地理与海洋科学学院, 南京 210023; 2. 江苏省遥感地理信息新技术重点实验室, 南京 210023; 3. 自然资源部国土卫星遥感应用重点实验室, 南京 210023; 4. 江苏省地理信息资源开发与利用协同创新中心, 南京 210023)

摘要: 基于 2019 年和 2024 年西南地区 512 个县级单元数据,并结合 2014—2024 年市级尺度面板数据,运用 Moran's I、LISA(局部空间自相关指标)和空间计量模型分析交通基础设施与区域经济发展的空间关系。结果表明:交通基础设施与人均 GDP 均存在显著空间集聚;二级至四级公路在县级尺度上表现出较稳定的本地关系,一级公路在 2024 年更多体现为空间间接效应,并在市级面板模型中表现出较稳定的正向关系;铁路密度未表现出稳定独立的影响。交通基础设施与经济发展之间的关系具有空间依赖、类型差异和尺度差异。

关键词: 西南地区; 交通基础设施; 县域经济; 空间自相关; 空间计量模型

中图分类号: F127; F512.3 **文献标志码**: A **文章编号**: 1671-1807(2026)17-0151-09

交通基础设施是区域空间组织和经济联系形成的重要基础。对于中国西南地区而言,这一问题具有特殊意义。四川、重庆、贵州、云南和西藏共同构成了地形条件复杂、空间差异显著、交通建设成本较高的区域。道路和铁路网络不仅影响运输成本,也会改变县域之间的可达性、市场联系和经济活动空间组织。因此,在西南地区讨论交通基础设施与县域经济发展之间的关系,不能仅停留在道路长度或铁路里程增加这一层面,而需要进一步考察其空间集聚、空间关联和溢出效应。

既有研究为理解交通基础设施的经济效应提供了重要基础。Aschauer[1]较早从公共资本角度指出,基础设施投资能够通过提高生产率影响经济增长;Munnel[2]进一步强调,公共基础设施是解释区域经济绩效差异的重要因素。Banister 和 Berechman[3]则指出,交通投资并不会自动带来经济增长,其作用取决于地区发展基础、产业结构和制度环境等条件。随着空间经济学的发展,Redding 和 Turner[4]将运输成本视为影响人口分布、收入水平和产业布局的重要机制,强调交通基础设施会改变地区市场可达性和相对区位优势。Chandra 和 Thompson[5]发现,公路建设可能促进沿线地区经济活动增加,但也可能对邻近地区产生再分配效应。针对中国经验,Faber[6]指出,国家干线公路系统可能强化中心地区集聚,并对部分外围地区产生不均衡影响;Qin[7]也发现,高铁升级对县域经济影响存在明显空间差异。

国内研究同样表明,交通基础设施与区域经济增长之间存在明显的空间关系。张学良[8]基于省级面板数据发现,交通基础设施对区域经济增长具有正向空间溢出效应;刘勇[9]指出,交通基础设施投资对区域经济增长的影响在东中西部之间存在差异;张志和周浩[10]进一步发现,不同交通基础设施类型的空间溢出效应并不一致。郭琳等[11]从时空双维度考察公路交通基础设施与经济发展的关系,表明空间计量模型能够更好地揭示交通基础设施对区域经济的直接效应和溢出效应。总体来看,既有研究已经说明交通基础设施与经济发展之间存在密切关系,但在西南地区县级尺度上区分不同交通基础设施类型,并进一步分析其空间关联和效应分解的研究仍有拓展空间。

基于此,选取 2019 年和 2024 年两个时间截面,以西南地区 512 个县级行政单元为主要研究对象,运用全局 Moran's I、双变量 Moran's I、LISA(lo-

收稿日期: 2026-05-11

基金项目: 国家自然科学基金项目(42371435,41771417)

作者简介: LINEVICH Uladzislau(1999—),男,白俄罗斯人,硕士研究生,研究方向为空间经济分析;通信作者蒲英霞(1972—),女,山东日照人,博士,副教授,研究方向为 GIS 与空间数据分析集成。

cal indicators of spatial association，局域空间自相关指标）聚类分析以及 SAR（空间自回归模型）、SEM（空间误差模型）、SDM（空间杜宾模型）空间计量模型，分析交通基础设施与县域人均 GDP 之间的空间关系。在此基础上，进一步引入 2014—2024 年市级尺度面板数据进行补充检验，以弥补两个县级截面在时间维度上的不足。研究重点回答以下问题：①西南地区县域经济发展和交通基础设施是否存在显著空间集聚；②不同类型交通基础设施与人均 GDP 之间是否存在空间关联；③在控制空间依赖后，不同类型交通基础设施对经济发展的作用是否存在类型差异和尺度差异。

1 数据来源、变量构建与研究方法

1.1 研究范围与数据来源

研究区域包括四川、重庆、贵州、云南和西藏 5 省份。为提高空间分析精度，以县级行政单元为基本分析对象。在统一统计数据与空间边界后，共获得 512 个县级行政单元。研究时间选取 2019 年和 2024 年两个截面。2019 年能够反映疫情前区域经济发展和交通网络的基本格局，2024 年则反映近年来交通基础设施扩展后的最新空间状态。通过比较两个时间截面，可以分析交通基础设施与县域经济发展之间关系的阶段性变化。

社会经济数据主要来源于各省、自治区、直辖市相应年份的《统计年鉴》，包括地区生产总值和常住人口等指标。交通基础设施数据来源于公开道路和铁路网络数据，并通过 GIS（地理信息系统）空间叠加方法计算各行政单元内不同类型交通线路长度。地形起伏度数据基于 DEM（数字高程模型）数据计算得到，用于反映西南地区自然地理条件差异。除县级截面数据外，研究中进一步整理 2014—2024 年市级尺度面板数据，涵盖西南 5 省份 54 个市级行政单元，主要用于对县级截面结果进行补充检验。

1.2 变量设定

被解释变量为县域人均 GDP，用于衡量县级行政单元经济发展水平。为降低变量偏态分布影响，对人均 GDP 取自然对数，记为 lngdp_pc。

核心解释变量为 3 类交通基础设施密度。第 1 类为一级公路密度，记为 lnhi_dens，主要包括高速公路、城市快速路、国道以及承担区域快速联系功能的高等级道路。第 2 类为二级至四级公路密度，记为 lnsec_dens，主要包括省道、县道、乡道和村道，用于反映区域内部基础性道路联系。第 3 类为铁路密度，记为 lnrw_dens，用于反映铁路基础设施供给水平。3 类交通基础设施密度均按照各类线路长度与行政区面积之比计算，单位为 km/100 km^2，并进一步取自然对数。

需要说明的是，上述指标主要用于刻画交通线路在行政单元内部的空间供给强度，能够反映不同地区交通基础设施布局密度的差异，但并不等同于完整意义上的交通可达性指标。交通可达性还与网络连通性、通行时间、道路等级组合、交通流量、站点布局和实际使用效率等因素有关。受数据获取和研究尺度限制，研究中暂以交通基础设施密度作为交通基础设施供给水平的代理指标，并在解释结果时重点关注不同类型交通线路密度与经济发展之间的空间关系。

控制变量包括人口密度和平均地形起伏度。人口密度反映人口空间集聚程度，记为 lnpop_dens，并进行自然对数处理。平均地形起伏度记为 rug_mean，用于控制自然地形条件对交通建设和经济活动的潜在影响。

交通基础设施密度计算公式为

$$D_i = \frac{L_i}{S_i} \times 100 \tag{1}$$

式中：D_i 为第 i 个县级单元内某类交通基础设施密度；L_i 为该县内相应交通线路总长度，km；S_i 为该县行政区面积，km^2。

该指标的优势在于计算口径清晰，便于在不同县级行政单元和不同年份之间进行比较，适合用于分析交通基础设施空间分布格局。但该指标也存在一定局限，无法直接反映从一个地区到主要城市、市场中心或交通枢纽的实际出行时间。因此，模型结果应理解为交通线路供给密度与人均 GDP 之间的空间关系，而不是对综合交通可达性经济效应的完整估计。

平均地形起伏度基于 DEM 数据计算。首先计算每个栅格像元与周围相邻像元之间的高程差异，再在县级行政边界范围内求均值，形成县级平均地形起伏度指标。该指标越高，说明地形越复杂，交通建设和区域开发难度通常越大。

1.3 空间权重矩阵与空间自相关方法

空间分析的基本前提是地域单元并非相互独立。根据地理学第一定律，距离越近或空间联系越紧密的地区，其社会经济属性往往越可能存在相互关联[12]。因此，在分析县域经济发展和交通基础设施时，有必要考虑相邻地区之间的空间依赖关系。

采用空间权重矩阵 $\boldsymbol{W}$ 对县域邻接关系进行形

式化表达。矩阵元素 W_{ij} 表示地区 i 与地区 j 之间的空间联系。若两个县级单元相邻，则 $W_{ij}=1$；否则 $W_{ij}=0$。经过标准化处理后，空间权重矩阵用于计算全局 Moran's I、双变量 Moran's I 以及后续空间计量模型。

全局 Moran's I 用于检验单一变量在整体研究区内是否存在空间自相关，其表达式为

$$I=\frac{n}{S_0}\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2} \tag{2}$$

式中：n 为县级单元数量；x_i、x_j 分别为地区 i 和地区 j 的变量取值；$\bar{x}$ 为变量均值；W_{ij} 为空间权重矩阵元素；$S_0=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}$。若 Moran's I 大于 0，说明变量存在正向空间自相关；若小于 0，则说明存在负向空间自相关；若接近 0，则表明空间分布接近随机。

双变量 Moran's I 用于分析一个地区某一变量与邻近地区另一变量之间的空间联系。其基本形式为

$$I_{xy}=\frac{n}{S_0}\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}z_{x,i}z_{y,j}}{\sum_{i=1}^{n}z_{x,i}^2} \tag{3}$$

式中：$z_{x,i}$ 为地区 i 中变量 x 的标准化值；$z_{y,i}$ 为邻近地区 j 中变量 y 的标准化值。该方法能够检验交通基础设施密度较高的县域是否更容易邻近人均 GDP 较高的县域，从而揭示交通基础设施与经济发展之间的空间关联。

局部空间关联指标 LISA 用于识别空间集聚的具体位置。与全局 Moran's I 相比，LISA 不仅能够判断是否存在空间自相关，还能够区分“高-高”集聚、“低-低”集聚、“高-低”异常和“低-高”异常等局部空间类型[13]。

1.4 空间计量模型

由于县域经济发展可能受到邻近地区经济水平、基础设施条件以及未观测空间因素的影响，普通非空间回归模型可能无法充分解释变量关系。为此，进一步采用 SAR、SEM 和 SDM 3 类空间计量模型。

空间自回归模型（SAR）表示为

$$\boldsymbol{y}=\rho\boldsymbol{W}_y+\boldsymbol{X}\beta+\boldsymbol{\varepsilon} \tag{4}$$

式中：$\boldsymbol{y}$ 为被解释变量向量；$\boldsymbol{W}_y$ 为空间滞后因变量；ρ 为空间自回归系数；$\boldsymbol{X}$ 为解释变量矩阵；β 为回归系数；$\boldsymbol{\varepsilon}$ 为随机误差项。该模型强调邻近地区经济发展水平对本地区经济发展水平的影响。

空间误差模型（SEM）表示为

$$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{X}\beta+\boldsymbol{u};\ \boldsymbol{u}=\lambda\boldsymbol{W}_u+\boldsymbol{\varepsilon} \tag{5}$$

式中：λ 为空间误差相关系数。该模型认为空间依赖主要存在于未观测因素或误差项之中。

空间杜宾模型（SDM）表示为

$$\boldsymbol{y}=\rho\boldsymbol{W}_y+\boldsymbol{X}\beta+\boldsymbol{W}_X\theta+\boldsymbol{\varepsilon} \tag{6}$$

式中：$\boldsymbol{W}_X$ 为解释变量的空间滞后项；θ 为其系数。SDM 同时考虑邻近地区因变量和解释变量对本地区的影响，因此能够更完整地揭示交通基础设施的本地效应和空间溢出效应[14]。由于 SDM 中的系数不能直接解释为普通边际效应，因此进一步进行直接效应、间接效应和总效应分解。直接效应表示本地区变量变化对本地区人均 GDP 的影响，间接效应表示变量变化通过空间联系对邻近地区产生的影响，总效应为二者之和。

2 交通基础设施与县域经济发展的空间自相关特征

2019 年和 2024 年县级主要变量的全局 Moran's I 结果表明，西南地区县域经济发展和交通基础设施均存在显著正向空间自相关，具体结果见表 1。人均 GDP 的 Moran's I 在 2019 年为 0.501，2024 年为 0.491，均在 1%统计水平上显著。这说明县域经济发展水平并非随机分布，而是形成了较为稳定的高值和低值空间集聚。尽管 2024 年人均 GDP 的 Moran's I 略有下降，但整体空间集聚特征仍然明显，说明经济发展水平较高或较低的县域仍倾向于与相似县域相邻。

交通基础设施指标的空间自相关更加突出。一级公路密度的 Moran's I 从 2019 年的 0.567 上升到 2024 年的 0.746，表明高等级公路网络的空间集聚程度明显增强。该结果说明，一级公路建设并非均匀扩展，而是沿既有交通廊道和区域经济节点

表 1 2019 年和 2024 年县级变量全局 Moran's I 与双变量 Moran's I 结果

变量		2019 年	2024 年
全局 Moran's I	lngdp_pc	0.501***	0.491***
	lnhi_dens	0.567***	0.746***
	lnsec_dens	0.806***	0.827***
	lnrw_dens	0.459***	0.542***
双变量 Moran's I	lnhi_dens －lngdp_pc	0.367***	0.326***
	lnsec_dens －lngdp_pc	0.403***	0.306***
	lnrw_dens －lngdp_pc	0.374***	0.334***

注：*、**、*** 分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$。

不断强化，形成更加清晰的空间组织结构。

二级至四级公路密度表现出最高的空间自相关水平，2019 年 Moran's I 为 0.806，2024 年进一步上升至 0.827。该结果说明，二级至四级公路网络具有最稳定和最连续的空间结构。这类道路覆盖范围广，与日常通勤、县际联系、乡村经济活动和基础交通联系密切相关，因此在空间上形成较强的连续性。

铁路密度的 Moran's I 在 2019 年为 0.459，2024 年为 0.542，低于两类公路指标，但同样具有显著正向空间自相关。这与铁路网络的廊道性和节点性有关。铁路并不形成均匀覆盖，而是沿少数重要运输通道和枢纽地区集中分布。因此，铁路密度的空间集聚程度低于公路，但仍表现出明显的空间组织特征。

双变量 Moran's I 用于进一步检验交通基础设施密度与邻近地区人均 GDP 之间的空间关联。结果显示，三类交通基础设施与人均 GDP 之间的双变量 Moran's I 均为正，且均通过显著性检验（表 1）。这说明交通基础设施密度较高的县域总体上更容易邻近人均 GDP 较高的地区，而交通基础设施供给较低的县域也更容易邻近经济发展水平较低的地区。由于 2019 年二级至四级公路密度与人均 GDP 之间的双变量 Moran's I 最高，图 1 进一步展示该组合的局部空间关联特征。

如图 1 所示，2019 年二级至四级公路密度与人均 GDP 之间已经形成较为清晰的局部空间关联格局。2019 年，二级至四级公路密度与人均 GDP 之间的双变量 Moran's I 最高，为 0.403；铁路密度与人均 GDP 的双变量 Moran's I 为 0.374；一级公路密度与人均 GDP 的双变量 Moran's I 为 0.367。这表明在 2019 年，覆盖范围更广、与地方经济活动联系更密切的二级至四级公路，与邻近地区经济发展水平之间的空间关联最为明显。与此相对应，图 2 选取 2024 年一级公路密度与人均 GDP 的双变量 LISA 结果，用以观察高等级公路在后期的空间关联特征。

如图 2 所示，2024 年一级公路密度与人均 GDP 之间的局部空间关联仍然具有明显的集聚和异质特征。到 2024 年，3 组双变量 Moran's I 均有所下降。其中，一级公路密度与人均 GDP 之间的指数下降至 0.326，二级至四级公路下降至 0.306，铁路下降至 0.334。这种下降并不意味着交通基础设施与经济发展之间的空间联系消失，而是说明交通基础设施网络在研究期内逐渐向传统经济核心区之外扩展。换言之，一些原本经济发展水平较低的地区也逐渐获得更多交通基础设施供给，但其经济增长未必能够立即同步体现出来。因此，交通基础设施与经济发展之间的空间联系仍然存在，只是围绕传统经济核心区的集中程度有所减弱。

双变量 LISA 聚类图能够更直观地展示上述空间关系。从局部空间格局看，“高-高”集聚区主要集中在成都、重庆、贵阳、昆明等城市节点及其周边地区。这说明交通基础设施密度较高的县域往往位于经济发展水平较高地区附近。“低-低”集聚区则主要分布在西藏、四川西部以及其他外围山区，反映出低交通基础设施供给和较低经济发展水平之间的空间邻近关系。

值得注意的是，“高-低”异质区同样具有重要解释意义。由于双变量 LISA 中第 1 变量为交通基础设施密度，第 2 变量为邻近地区人均 GDP，“高-低”类型表示交通基础设施供给较高，但周边地区经济发展水平相对较低。这类区域在四川、云南和贵州交界地区较为明显，说明部分过渡性山区和省际边界地区具有较高交通基础设施水平，但周边经济发展水平尚未同步提高。这可能与其作为跨区域交通连接节点有关。这些地区的交通设施不仅服务本地经济，也承担连接相邻省份、外围地区和主要城市节点的功能。

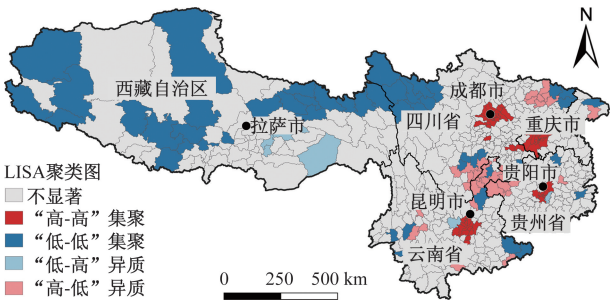


图 1　2019 年县域二级至四级公路密度与人均 GDP 的双变量 LISA 聚类图

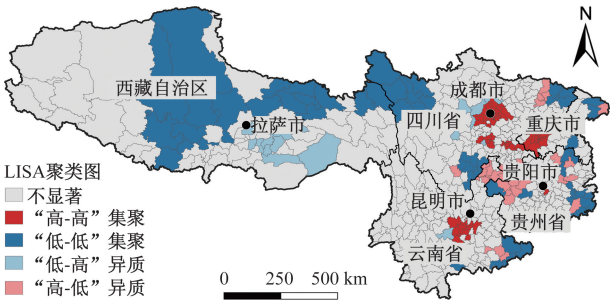


图 2　2024 年县域一级公路密度与人均 GDP 的双变量 LISA 聚类图

3 交通基础设施与经济发展关系的空间计量分析

3.1 县级截面空间计量模型结果分析

在构建空间计量模型之前，首先对普通非空间模型残差进行空间依赖诊断，以判断是否有必要引入空间计量模型。诊断结果见表 2。

表 2 结果显示，2019 年和 2024 年普通非空间模型残差均存在显著空间自相关，Moran's I 分别为 0.309 和 0.320，均通过 1% 水平显著性检验。LM-lag、LM-error 和 LM-SARMA 检验在两个年份均通过 1%水平显著性检验，说明县域人均 GDP 与交通基础设施之间的关系存在明显空间依赖，普通非空间模型难以充分刻画该关系。因此，进一步构建 SAR、SEM 和 SDM 空间计量模型具有必要性。

在空间依赖诊断结果基础上，进一步构建 SAR、SEM 和 SDM 模型，以检验交通基础设施与县域人均 GDP 之间的空间关系，具体估计结果见表 3。3 类空间计量模型均显示出显著空间相关性。2019 年，SAR 模型空间自回归系数为 0.513，SEM 模型空间误差系数为 0.577，SDM 模型空间自回归系数为 0.579，均通过显著性检验；2024 年，3 类模型对应空间相关参数分别为 0.577、0.645 和 0.567，同样均通过显著性检验。这说明县域经济发展并非孤立过程，而是嵌入相邻地区经济水平、空间结构因素和未观测空间因素共同作用的区域联系之中。

在 SAR 模型中，3 类交通基础设施变量在两个年份总体上均表现出正向关系。2019 年，二级至四级公路密度系数相对较高，说明基础道路网络与县域经济发展联系较为紧密；2024 年，一级公路密度系数明显上升，表明高等级公路与县域人均 GDP 之间的关系有所增强。该结果说明，不同类型道路基础设施与县域经济发展的关系存在阶段性差异。

SEM 模型同样显示出显著空间误差相关性。2019 年和 2024 年空间误差参数均显著，说明模型中仍存在具有空间结构的未观测因素。该结果意味着，相邻县域可能由于自然条件、产业基础、行政联系或历史发展路径相似而表现出相近的经济发展水平。因此，如果忽略空间结构误差，交通基础设施变量的作用可能被高估或误判。

SDM 模型在 SAR 模型的基础上进一步纳入解释变量的空间滞后项，能够同时考察本地因素和邻近地区相关因素与县域人均 GDP 之间的关系。表 3 中的 LR 检验结果显示，2019 年和 2024 年 SDM 相对于 SAR 和 SEM 的检验均通过显著性检验，说明 SDM 模型不宜简化为空间滞后模型或空间误差模型。因此，采用 SDM 模型进行效应分解具有合理性。

表 2 县级截面模型空间依赖诊断结果

诊断检验	2019 年	2024 年
	统计量	统计量
残差空间自相关 Moran's I	0.309***	0.320***
LM-lag	135.041***	175.063***
LM-error	130.236***	140.004***
LM-SARMA	141.360***	175.070***

注：*、**、*** 分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$。

表 3 2019 年和 2024 年县级空间计量模型估计结果

变量	2019 年			2024 年		
	SAR	SEM	SDM	SAR	SEM	SDM
常数项	0.304***	0.357**	0.431***	0.357**	0.984***	0.517***
lnhi_dens	0.093***	0.202***	0.088	0.202***	0.178***	0.174
lnsec_dens	0.227***	0.129**	0.260***	0.129**	0.189***	0.158***
lnrw_dens	0.067***	0.068***	0.061	0.068***	0.069***	0.056
lnpop_dens	−0.116**	−0.145***	−0.029	−0.145***	−0.103**	−0.039*
rug_mean	0.001	0.001	−0.001	0.001***	0.001	0.001
ρ /λ(SEM)	0.513***	0.577***	0.579***	0.577***	0.645***	0.567***
R^2	0.423	0.398	0.431	0.398	0.541	0.418
LogLik	−23.443	23.379	−16.099	5.751	0.601	15.527
AIC	60.890	2.500	56.20	2.500	15.201	−7.054
BIC	90.550	32.170	107.060	32.170	44.870	43.810
LR：SDM *vs.* SAR	14.689 0**			19.552 3***		
LR：SDM *vs.* SEM	11.023 0**			32.254 9***		

注：*、**、*** 分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$。

在具体变量结果上，二级至四级公路密度在2019年和2024年均保持正向且显著，说明其与县域人均GDP之间的本地关系相对稳定。相比之下，一级公路和铁路变量的直接系数未表现出稳定显著性，说明二者在县级尺度上的作用不宜简单理解为稳定的本地直接效应，而需要结合空间滞后项和效应分解结果进一步判断。

由于SDM模型系数不能直接解释为边际效应，因此进一步进行直接效应、间接效应和总效应分解，结果见表4。结果表明，不同类型交通基础设施与县域人均GDP之间的关系特征在2019年和2024年存在明显差异。

2019年，二级至四级公路密度表现出最稳定的经济联系。其直接效应为0.259，并在$P<0.001$水平上显著；总效应为0.238，同样具有统计显著性。这说明，在研究期初，二级至四级公路网络与本地县域人均GDP之间存在稳定的正向关系。该结果符合二至四级公路的功能属性：这类道路覆盖范围广，更深地嵌入日常经济活动、县际联系和乡村—城镇互动之中。因此，在县级尺度上，基础道路网络能够更直接地反映地方经济活动条件。

到2024年，二级至四级公路的直接效应仍然显著为正，但数值下降至0.161，间接效应和总效应不再显著。这表明，二级至四级公路仍然是本地经济活动的重要基础，但其空间扩散效应相对有限。随着研究区域交通网络逐渐完善，基础道路的边际解释力可能有所下降，其作用更多表现为维持地方基础交通联系，而不是形成新的跨区域增长机制。

一级公路密度在2019年尚未表现出显著效应。2019年，其直接效应、间接效应和总效应均为正，但未达到常用显著性水平，说明在该时间截面上，高等级公路与县域人均GDP之间尚未形成稳定的独立统计关系。2024年，一级公路密度的间接效应为0.447，总效应为0.651，均通过显著性检验，而直接效应仍未达到显著水平。这说明高等级公路与县域人均GDP之间的关系在2024年更多体现为空间间接效应和总效应，而不是稳定的本地直接效应。结合一级公路承担区域通道、城市节点连接和跨县域交通联系等功能来看，其经济联系更可能通过邻近地区和区域网络体现出来。

铁路密度在两个时间截面中直接效应、间接效应和总效应均为正，但均未达到统计显著水平。这说明铁路基础设施与县域人均GDP之间存在正向关系，但不能确认其在县级尺度上具有稳定独立影响。该结果可能与铁路网络自身特征有关。铁路具有较强节点性和廊道性，其经济联系往往集中在少数站点、枢纽城市和物流节点，而不是均匀分布于所有县域。因此，在县级尺度上，铁路密度指标可能难以充分反映铁路基础设施与经济发展之间的关系。

人口密度在以人均GDP为被解释变量的模型中总体表现为负向关系，并在多数模型中通过显著性检验。该结果并不意味着人口集聚会抑制地区整体经济发展，而可能与人均GDP的指标构造有关。人均GDP反映单位人口产出水平，人口密度较高的地区虽然可能具有更大的经济总量，但如果经济增长速度低于人口集聚速度，其人均产出仍可能相对较低。

为进一步排查该结果是否由模型设定或指标构造引起，将被解释变量由人均GDP替换为GDP总量的自然对数，并在保持解释变量、空间权重矩阵和SDM模型设定不变的条件下重新进行估计。补充检验结果显示，人口密度系数在2019年和2024年分别为0.579和0.670，且均呈显著正向关系（$P<0.001$）。这表明其在人均GDP模型中的负向系数更可能反映人口集聚与人均产出之间的差异，并受到人均GDP指标构造的影响，而非人口密度对整体经济发展的负向作用。

3.2　市级尺度面板分析

考虑到县级分析主要基于2019年和2024年两个时间截面，研究中进一步引入2014—2024年市级尺度面板数据进行补充检验。该部分以西南5省54个市级行政单元为研究对象，以市级人均GDP的自然对数作为被解释变量，以一级公路密度、二级至四级公路密度、铁路密度为核心解释变量，并将人口密度和平均地形起伏度作为控制变量，采用

表4　2019年和2024年SDM模型效应分解结果

变量	2019年直接效应	2024年直接效应	2019年间接效应	2024年间接效应	2019年总效应	2024年总效应
lnhi_dens	0.095	0.204	0.115	0.447*	0.211	0.651*
lnsec_dens	0.259***	0.161***	−0.021	0.032	0.238**	0.192
lnrw_dens	0.068	0.062	0.113	0.097	0.181	0.161

注：***、**、*分别表示$P<0.001$、$P<0.01$、$P<0.05$；显著性基于Monte Carlo模拟结果。

SAR、SEM 和 SDM 空间面板模型进行估计。市级尺度面板分析不替代县级截面分析,而是用于从较长时间范围检验交通基础设施与经济发展关系的稳定性。

从表 5 可以看出,一级公路密度在 3 类空间面板模型中均表现为正向关系。其中,SAR 模型系数为 0.020,SEM 模型系数为 0.014,SDM 模型系数为 0.007,均通过统计显著性检验。这说明在 2014—2024 年市级尺度面板数据中,一级公路密度与人均 GDP 之间存在较稳定的正向关系。该结果与县级截面分析中 2024 年一级公路间接效应和总效应增强的结果相互补充,表明高等级公路的作用不仅体现在单个行政单元内部,也可能通过区域通道和城市节点联系体现出来。

二级至四级公路密度在 SAR 和 SEM 模型中的系数分别为 −0.026 和 −0.023,均为负向显著;但在 SDM 模型中系数下降为 −0.005,且未通过显著性检验。这说明在进一步纳入解释变量空间滞后项后,二级至四级公路密度在市级尺度上的独立关系不再稳定。结合县级截面结果来看,二级至四级公路更适合被理解为县域内部和相邻县域之间的基础性联系条件,其作用在较细尺度上更容易体现;在市级尺度上,可能受到行政单元内部差异平均化的影响。

铁路密度在 SAR、SEM 和 SDM 模型中的系数分别为 −0.005、−0.001 和 0.000,均未通过显著性检验。这说明在市级尺度面板模型中,仅以铁路线路密度衡量铁路基础设施,仍难以识别其对人均 GDP 的稳定独立影响。该结果与县级截面分析中铁路效应显著性不足的结论基本一致。铁路基础设施具有较强的节点性和通道性,其经济影响可能更多取决于站点等级、物流节点、枢纽功能和产业连接,而不是单纯取决于行政区内铁路线路长度。

表 5　市级尺度空间面板模型估计结果

变量	SAR	SEM	SDM
lnhi_dens	0.020***	0.014***	0.007*
lnsec_dens	−0.026***	−0.023**	−0.005
lnrw_dens	−0.005	−0.001	0.000
lnpop_dens	−0.769***	−0.865***	−0.872***
rug_mean	0.000	0.000	0.000
ρ/λ(SEM)	0.312***	0.458***	0.406
R^2	0.985	0.983	0.987
logLik	875.76	894.32	912.89
AIC	−1 741.500	−1 778.600	−1 807.800
BIC	−1 719.600	−1 756.700	−1 768.300
LR:SDM *vs.* SAR	74.275***		
LR:SDM *vs.* SEM	37.147***		
Wald:SDM→SAR	81.184***		
Wald:SDM→SEM	36.210***		

注:***、**、* 分别表示 $P<0.001$、$P<0.01$、$P<0.05$。

人口密度在 3 类模型中均表现为显著负向关系,SAR、SEM 和 SDM 模型系数分别为 −0.769、−0.865 和 −0.872。平均地形起伏度在 3 类模型中的系数均接近 0,未表现出明显影响。人口密度的负向结果说明,在西南地区市级尺度上,人口集聚程度较高并不必然对应更高的人均 GDP,这可能与人均 GDP 指标特征以及人口-产业空间配置差异有关。

从模型选择结果看,SDM 模型的 AIC 和 BIC 均低于 SAR 和 SEM 模型,具有更好的拟合效果。同时,SDM 相对于 SAR、SEM 的 LR 检验以及 SDM 向 SAR、SEM 简化的 Wald 检验均通过统计显著性检验,说明 SDM 模型不宜简化为空间滞后模型或空间误差模型。因此,市级尺度面板分析采用 SDM 模型进行效应分解,以进一步识别交通基础设施的直接效应、间接效应和总效应。

由于 SDM 模型中的系数不能直接等同于边际效应,研究中进一步进行直接效应、间接效应和总效应分解。表 6 显示,一级公路密度的直接效应为 0.010,间接效应为 0.026,总效应为 0.036,三者均为正,其中直接效应和总效应通过显著性检验。这说明在市级尺度上,一级公路是相对稳定的正向基础设施因素,其作用不仅体现在本地行政单元内部,也可能通过区域交通联系和城市节点网络体现出来。

二级至四级公路密度的直接效应为 −0.008,未通过显著性检验;间接效应和总效应分别为 −0.041 和 −0.047,均通过显著性检验。铁路密度的直接效应为 −0.002,未通过显著性检验;间接效应和总效应分别为 −0.021 和 −0.023,均表现为负向显著。该结果说明,在市级尺度和空间面板框架下,二级至四级公路和铁路的空间作用机制较为复杂,不宜将其直接解释为单一方向的本地经济效应。

表 6　市级尺度 SDM 模型效应分解结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnhi_dens	0.010*	0.026*	0.036*
lnsec_dens	−0.008	−0.041*	−0.047**
lnrw_dens	−0.002	−0.021*	−0.023*
lnpop_dens	−0.835***	0.490***	−0.345*

注:***、**、* 分别表示 $P<0.001$、$P<0.01$、$P<0.05$。

4 结论

基于2019年和2024年西南地区512个县级行政单元数据，并结合2014—2024年市级尺度面板数据，研究分析交通基础设施与区域经济发展之间的空间关系。主要结论如下。

(1)西南地区县域经济发展和交通基础设施均具有显著空间集聚特征。2019年和2024年，人均GDP、一级公路密度、二级至四级公路密度和铁路密度的全局Moran's I均为正且显著，说明经济发展水平和交通基础设施供给并非随机分布。其中，二级至四级公路密度空间连续性最强，一级公路密度到2024年空间集聚程度提高，铁路密度则体现出较明显的廊道-节点特征。

(2)交通基础设施密度与人均GDP之间存在显著空间关联，但不同类型基础设施的关联特征存在差异。双变量Moran's I和LISA的结果表明，交通基础设施密度较高的县域总体上更容易邻近人均GDP较高地区。2019年，二级至四级公路密度与人均GDP之间的空间关联最强；2024年，3类交通基础设施与人均GDP之间的双变量Moran's I均有所下降，说明交通基础设施扩展与经济增长之间并非完全同步。

(3)空间计量模型结果表明，县域经济发展存在显著空间依赖。空间依赖诊断结果和SAR、SEM、SDM模型估计结果均显示，相邻地区经济水平、空间结构因素和未观测空间因素会影响县域人均GDP与交通基础设施之间的关系。SDM模型进一步说明，交通基础设施与经济发展之间的关系不能仅从本地直接效应理解，还需要关注解释变量空间滞后和跨区域联系带来的间接效应。

(4)不同类型交通基础设施与经济发展的关系具有明显尺度差异和类型差异。县级截面结果显示，二级至四级公路在本地层面表现出最稳定的直接关系；一级公路在2024年更多体现为空间间接效应和总效应；铁路密度在县级尺度上未表现出稳定显著效应。市级尺度面板分析进一步表明，一级公路在较长时间范围内表现出相对稳定的正向关系，而二级至四级公路和铁路的作用机制更为复杂。

基于上述研究结论，并结合交通运输部门关于“加快完善现代化综合交通运输体系、打通多式联运堵点卡点”的政策导向，西南地区交通基础设施优化可从以下方面进一步推进。

(1)优先夯实县域基础道路网络，提升县域内部与相邻县域之间的基本交通联系条件。研究结果显示，二级至四级公路在县级尺度上表现出较稳定的本地直接关系，说明基础道路网络仍是县域经济活动的重要支撑。因此，在推进交通基础设施“硬联通”的过程中，应避免只强调高等级通道扩张，而忽视县域层面的基础道路连接与通行条件改善；对地形复杂、经济基础相对薄弱地区，可将道路养护、瓶颈路段改造与支线连接完善作为更具针对性的优先方向，以更好服务县域本地经济活动。

(2)将一级公路更多作为跨县域联系与区域协同的通道型基础设施统筹优化，强化跨县域一体化运行与节点协同。研究结果表明，一级公路在2024年更容易体现为空间间接效应和总效应，说明其经济联系并不局限于单一行政区内部。结合政策文件中“跨区域一体化运行”“协同互补、共建共享共用”等导向，一级公路建设与改造应更加注重跨县域统筹：以区域通道与关键节点之间的连接效率为重点，减少“本县内部增密但跨县域衔接效率不足”的情况，从而更有可能将通道优势转化为区域联系优势。

研究仍存在一定局限。县级尺度分析主要基于2019年和2024年两个时间截面，虽然补充了2014—2024年市级尺度面板数据，但县级尺度上较长时间范围的连续数据仍有待完善。同时，交通基础设施指标主要采用线路长度与行政区面积之比，尚未充分刻画网络连通性、实际通行时间、交通流量和交通节点服务能力。后续研究可进一步引入出行时间、市场可达性、交通流量、站点等级和物流节点等数据，以更准确识别交通基础设施与区域经济发展之间的空间联系机制。

参考文献

[1] ASCHAUER D A. Is public expenditure productive? [J]. Journal of Monetary Economics, 1989, 23(2): 177-200.

[2] MUNNELL A H. Policy watch: infrastructure investment and economic growth[J]. Journal of Economic Perspectives, 1992, 6(4): 189-198.

[3] BANISTER D, BERECHMAN Y. Transport investment and the promotion of economic growth[J]. Journal of Transport Geography, 2001, 9(3): 209-218.

[4] REDDING S J, TURNER M A. Transportation costs and the spatial organization of economic activity [M]. DURANTON G, HENDERSON J V, STRANGE W C, et al. Handbook of Regional and Urban Economics. Amsterdam: Elsevier, 2015: 1339-1398.

[5] CHANDRA A, THOMPSON E. Does public infrastructure affect economic activity? evidence from the rural in-

terstate highway system[J]. Regional Science and Urban Economics, 2000, 30(4): 457-490.

[6] FABER B. Trade integration, market size, and industrialization: evidence from China's national trunk highway-system[J]. The Review of Economic Studies, 2014, 81(3): 1046-1070.

[7] QIN Y. No county left behind? the distributional impact of high-speed rail upgrades in China[J]. Journal of Economic Geography, 2017, 17(3): 489-520.

[8] 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.

[9] 刘勇. 交通基础设施投资、区域经济增长及空间溢出作用：基于公路、水运交通的面板数据分析[J]. 中国工业经济, 2010(12): 37-46.

[10] 张志, 周浩. 交通基础设施的溢出效应及其产业差异：基于空间计量的比较分析[J]. 财经研究, 2012, 38(3): 4-16.

[11] 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.

[12] TOBLER W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region[J]. Economic Geography, 1970, 46(Sl): 234-240.

[13] ANSELIN L. Local indicators of spatial association: LISA[J]. Geographical Analysis, 1995, 27(2): 93-115.

[14] LESAGE J P, PACE R K. Introduction to spatialeconometrics[M]. Boca Raton: CRC Press, 2009.

Study on Spatial Relationship between Transportation Infrastructure and County-level Economic Development in Southwest China

LINEVICH Uladzislau[1], PU Yingxia[1,2,3,4]

(1. School of Geographic and Oceanographic Sciences, Nanjing University, Nanjing 210023, China;
2. Jiangsu Provincial Key Laboratory of Remote Sensing and Geoinformation Technology, Nanjing 210023, China;
3. Key Laboratory of Land Satellite Remote Sensing Application, Ministry of Natural Resources, Nanjing 210023, China; 4. Collaborative Innovation Center for Geographic Information Resource Development and Utilization of Jiangsu Province, Nanjing 210023, China)

Abstract: Data from 512 county-level units in Southwest China in 2019 and 2024, combined with municipal-scale panel data from 2014 to 2024, were used. Moran's *I*, LISA (local indicators of spatial association), and spatial econometric models were employed to analyze the spatial relationship between transportation infrastructure and regional economic development. It is found that significant spatial agglomeration is observed for both transportation infrastructure and per capita GDP. It is also found that relatively stable local effects are demonstrated by class Ⅱ to class Ⅳ roads at the county level, while spatial indirect effects are increasingly reflected by primary-grade roads by 2024, and a consistently positive relationship is shown in the municipal panel model. No stable independent impact is observed for railway density. The relationship between transportation infrastructure and economic development is characterized by spatial dependence, type differences, and scale differences.

Keywords: Southwest China; transportation infrastructure; county economy; spatial autocorrelation; spatial econometric model