

文章编号: 1000-713X(2018)01-0005-06 中图分类号: F532 文献标识码: A

铁路交通基础设施对区域经济发展的 支撑力研究

——基于西部地区面板数据

薛锋^{1,2}, 吕丹¹, 罗建³

(1.西南交通大学, 交通运输与物流学院, 四川 成都 610031; 2.西南交通大学综合交通运输智能化国家地方联合工程实验室, 四川 成都 610031; 3.西华大学, 汽车与交通学院, 四川 成都 610039)

摘要:为进一步从空间和定量角度认识铁路交通基础设施与区域经济发展间的关联关系, 结合西部地区各地区铁路交通基础设施与GDP总量面板数据, 基于全局和局域空间自相关性分析, 明确西部各地区铁路交通基础设施对经济发展支撑力度。根据Hausman检验选用个体固定效应模型, 运用广义最小二乘法, 构造了铁路交通基础设施与经济线性发展的线性回归模型, 并验证了模型的整体拟合性和有效性。
关键词: 铁路交通; 基础设施; 西部地区; 空间相关性; 支撑力

Supporting Ability of Railway Transportation Infrastructure to Economic Development

XUE Feng^{1,2}, LV Dan¹, LUO Jian^{*3}

(1. School of Transportation and Logistics, Southwest Jiaotong University, Chengdu Sichuan 610031, China; 2. National United Engineering Laboratory of Integrated and Intelligent Transportation, Southwest Jiaotong University, Chengdu Sichuan 610031, China; 3. School of Automobile and Transportation, Xihua University, Chengdu Sichuan 610039, China)

Abstract: To learn the relationship between railway transportation infrastructure and regional economic development from the space and quantitative point of view, this paper combines with railway transportation and the total quantity of GDP panel data in western regions. Global and local spatial auto-correlation analysis are to clear the spatial spillover effects of economic development in Western Regions. According to the

收稿日期: 2017-10-10

修订日期: 2017-12-13

录用日期: 2017-12-20

基金项目: 四川省教育厅自然科学基金项目(15ZB0477); 西南交通大学唐山研究院基本科研项目(TY2017018); 四川省社会科学重点研究基地——西部交通战略与区域发展研究中心资助项目, 西南交通大学中央高校基本科研业务费资助项目(XJQ010)。

作者简介: 薛锋(1981—), 男, 山东邹城人, 副教授; 吕丹(1993—), 女, 湖北潜江人, 硕士研究生。

通讯作者: luo06_jian2000@126.com

Hausman test with individual fixed effects model and using generalized least squares method to construct linear rail transport infrastructure and economic development in the regression model to verify the overall fit of the validity of the model.

Keyword: Railway transportation; Infrastructure; Western region; Spatial correlation; Supporting ability

0 引言

铁路是国家重要的基础设施和国民经济的大动脉，作为大众化的交通运输工具，为国民经济的持续稳定发展提供了有力支撑和保障。自2000年实施“西部大开发战略”以来，我国西部地区无论在交通基础设施建设，还是综合交通运输线网结构和功能等方面都有了很大改善。近几年，随着国家“一带一路”战略的实施，国家对于交通基础设施尤其是铁路交通基础设施的投资建设越发重视^[1]，铁路建设的重心已经逐步自东向西转移。

铁路交通不但可以促进各国、各地区贸易往来，而且能够实现区域经济有效整合，为区域经济发展提供有力支撑。铁路交通基础设施显著的网络型特点也是推动本地区经济发展和影响相邻区域经济增长的基础：一方面，交通基础设施投资的“乘数效应”促进本地经济发展，另一方面，交通基础设施通过各地区经济联系带动其他地区发展，表现出明显的空间溢出效应^[2]。铁路交通基础设施与经济增长的定量关系主要体现在上述两个方面，以西部地区各省（市、自治区、直辖市）铁路交通基础设施和经济发展为研究对象，从全局角度考虑二者的定量关系，对西部地区铁路交通基础设施对区域经济发展的支撑力度进行研究。

1 西部地区经济发展分析

根据国家统计局的区域划分，四川、重庆、贵州、云南、甘肃、新疆、宁夏、陕西、青海、西藏、广西、内蒙古十二个省（市）、自治区、直辖市称为西部地区^[3]。西部地区一直以来都是我国经济欠发达，有待进一步开拓发展的地区，但随着西部大开发战略和“一带一路”经济开发战略的实施和推进，西部地区在区域交通、社会经济贸易等方面都取得了长足发展。1999~2015年，西部地区GDP总量平均增长率达2.15（以1999年的物价水平为基准），铁路

营业里程平均增长率达1.21（由于西藏2006年才开通铁路，所以在计算1999~2015年西部地区GDP总量和铁路营业里程平均增长率时将其剔除）。表1是1999~2015年西部各地区GDP总量和铁路运营里程增长情况。

表1 1999~2015年西部各地区GDP总量和铁路运营里程增长情况

地区	GDP (亿元)			铁路运营里程 (km)		
	1999	2015	增长率	1999	2015	增长率
四川	3711.61	30053.1	1.70	2289.6	4442.2	0.94
重庆	1479.71	15717.27	2.54	591.4	1922.8	2.25
贵州	911.86	10502.56	2.84	1653.5	2810.1	0.70
云南	1855.74	13619.17	1.45	1872.5	2929.4	0.56
甘肃	931.98	6790.32	1.43	2322.8	3847.2	0.66
陕西	1487.61	18021.86	3.04	1940.7	4549.2	1.34
宁夏	241.49	2911.77	3.02	711.7	1289.5	0.81
青海	238.39	2417.05	2.38	1091.8	2349.5	1.15
新疆	1168.55	9324.8	1.66	1848.5	5867.6	2.17
广西	1953.27	16803.12	1.87	2012.8	5117.2	1.54
内蒙古	1268.2	17831.51	3.69	5011.5	12094.2	1.41
合计	15248.41	45693.68	2.15	22361.7	47218.9	1.21

数据来源：表1数据根据2000~2015《中国统计年鉴》整理而得。

其中，重庆、贵州、陕西、宁夏和内蒙古五个省（市、自治区、直辖市）GDP增长速率分别为2.54、2.84、3.04、3.02、3.69，均高于西部地区GDP总量平均增长水平。同样，重庆、陕西、新疆、广西和内蒙古五个省（市、自治区、直辖市）铁路运营里程增长率分别是2.25、1.34、2.17、1.54、1.41，都高于西部地区铁路运营里程平均增长水平。通过统计归纳发现，重庆、陕西、内蒙古三省（市、自治区、直辖市）无论是铁路运营里程增长率还是GDP总量增长率均位于前列，同时三者地理位置处于相邻区位，在一定程度上体现出本区域铁路交通基础设施发展在促进本地发展的同时，也能带动相邻区域经济，换言之，铁路交通基础设施具有一定的空间溢出效应。

2 空间自相关性分析

2.1 全局 Moran'I 分析

在空间统计分析中, 自相关性分析是检测两观测对象同种属性变量之间的变化是否相关的方法之一, 反映了某一区域的某种属性值与邻近区域同种属性值的相关程度。空间自相关分析常用方法中应用最广泛的是 Moran'I 法^[4], 计算公式为:

$$\begin{aligned} \text{Moran}'I &= \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \times C_{ij}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \times S^2} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \times (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \times \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中: $C_{ij} = (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})$, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ 。其中, C_{ij} 表示属性相似矩阵, X_i, X_j 分别表示第 i, j 地区某一属性变量观测值; n 表示观测地区总数; W_{ij} 表示区位相邻矩阵, $W_{ij} = 1$ 代表 i, j 空间单元相邻, $W_{ij} = 0$ 表示 i, j 区位不相邻, $i \neq j, W_{ij} = 0$, 相邻与否的判断依据空间单元的界限而定, 区域边界重叠代表空间单元相邻, 不重叠代表区单元不相邻, 其简单定义为:

$$[W_{ij}]_{n \times n} \quad i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, \dots, n \quad (2)$$

根据 Moran'I 指数的计算方法, 可以得出 1999~2015 年间西部地区各个省(市、自治区、直辖市) GDP 总量 Moran'I 指数, 如表 2 所示。

表 2 西部地区 GDP Moran'I 值

时间	Moran'I	时间	Moran'I	时间	Moran'I
1999	-0.0319 (0.6809)	2005	-0.0549 (0.4508)	2011	-0.0585 (0.4146)
2000	-0.0368 (0.6319)	2006	-0.0548 (0.4518)	2012	-0.0538 (0.4621)
2001	-0.0387 (0.6128)	2007	-0.0575 (0.4246)	2013	-0.0482 (0.5180)
2002	-0.0398 (0.6020)	2008	-0.0588 (0.4116)	2014	-0.0433 (0.5672)
2003	-0.0455 (0.5449)	2009	-0.0582 (0.4178)	2015	-0.0338 (0.6621)
2004	-0.0481 (0.5186)	2010	-0.0606 (0.3943)		

注: 括号里数字为相应的 Z 值。

为了进一步明确变量在空间上的分布规律, 根据 Z 值检验公式判定 Moran'I 的期望 $E(I)$ 和变异系数 $Var(I)$:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{Var(I)}} \quad (3)$$

$$E(I) = \frac{-1}{n-1} \quad (4)$$

$$Var(I) = \frac{n^2 w_1 + n w_2 + 3 w_0}{w_0 (n^2 - 1)} - E^2(I) \quad (5)$$

$$w_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \quad (6)$$

$$w_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 \quad (7)$$

$$w_2 = \sum (w_{i.} + w_{.j})^2 \quad (8)$$

由公式(3)~(8)计算得 Moran'I 的期望值 $E(I)$ 为 -0.1, 变异系数 $Var(I)$ 为 0.1。参考表 2 数据可知各年 Moran'I 值均为负数, 表明相邻区域历年 GDP 差异较大, 数据空间分布呈现高低间隔分布状态; 对比可知表 2 各个年份 Moran'I 值均显著大于期望 $E(I)$, 说明相邻区域 GDP 增长存在相似关系, 但无法判定空间聚集具体地点。

2.2 局域自相关分析

局域自相关分析避免了全局自相关分析的缺陷, 从分离各个区域空间关联程度的角度寻找空间聚集点。根据局域 Moran'I 求解对西部地区 GDP 空间聚集性进行归纳分析, 其计算公式如下:

$$I_i = \frac{n^2}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_j W_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_j (x_j - \bar{x})^2} \quad (9)$$

其中, 全局 Moran'I 和局域 Moran'I 之间满足以下关系: $\sum_{i=1}^n I_i = I$ 。局域 Moran'I 是全局 Moran'I 的分解, 局域 Moran'I 取值高说明相似变量属性取值的空间单元聚集; 反之, 取值低表明不相似变量属性取值在空间单元聚集; 局域 Moran'I 求解结果如表 3 所示。

从局域 Moran'I 求解结果可以看出, 四川省从 1999~2015 年均呈现“高一低”空间聚集状态, 表明这 17 年来四川省 GDP 总量显著高于区域内平均水

表 3 局域 Moran'I 求解结果

I_i	四川	重庆	贵州	云南	甘肃	陕西	宁夏	青海	新疆	广西	内蒙古	I
1999	-0.273	0.015	-0.136	0.094	0.008	0.006	0.045	-0.158	0.031	0.000	0.017	-0.032
2000	-0.285	0.013	-0.132	0.083	0.002	0.008	0.042	-0.165	0.019	-0.002	0.013	-0.037
2001	-0.291	0.015	-0.131	0.072	-0.001	0.010	0.039	-0.165	0.020	-0.005	0.011	-0.039
2002	-0.276	0.017	-0.134	0.067	-0.001	0.019	0.014	-0.158	0.028	-0.006	-0.008	-0.040
2003	-0.291	0.017	-0.131	0.055	-0.006	0.022	0.003	-0.160	0.023	-0.008	-0.023	-0.046
2004	-0.293	0.011	-0.136	0.054	-0.008	0.025	-0.010	-0.153	0.027	-0.010	-0.036	-0.048
2005	-0.311	0.003	-0.129	0.040	-0.014	0.027	-0.026	-0.147	0.024	-0.013	-0.058	-0.055
2006	-0.294	0.019	-0.130	0.025	-0.019	0.038	-0.045	-0.136	0.027	-0.016	-0.073	-0.055
2007	-0.302	0.014	-0.123	0.019	-0.023	0.040	-0.054	-0.124	0.031	-0.017	-0.094	-0.058
2008	-0.292	0.016	-0.116	0.010	-0.031	0.048	-0.073	-0.105	0.031	-0.017	-0.119	-0.059
2009	-0.290	0.020	-0.113	0.005	-0.034	0.053	-0.075	-0.093	0.035	-0.018	-0.132	-0.058
2010	-0.299	0.020	-0.119	-0.004	-0.037	0.056	-0.076	-0.097	0.033	-0.022	-0.120	-0.061
2011	-0.290	0.027	-0.119	-0.004	-0.037	0.058	-0.076	-0.093	0.035	-0.022	-0.122	-0.059
2012	-0.275	0.029	-0.109	0.000	-0.035	0.058	-0.074	-0.094	0.038	-0.017	-0.114	-0.054
2013	-0.258	0.032	-0.100	0.008	-0.030	0.055	-0.068	-0.096	0.041	-0.014	-0.102	-0.048
2014	-0.245	0.042	-0.090	0.007	-0.026	0.053	-0.062	-0.096	0.044	-0.012	-0.092	-0.043
2015	-0.232	0.060	-0.073	0.011	-0.015	0.046	-0.041	-0.088	0.055	-0.009	-0.087	-0.034

平，但这种良好发展态势未能有效带动周边地区经济发展；青海省和贵州省在 1999~2015 年均呈现“低—高”空间聚集状态，表明 17 年间两省 GDP 总量显著低于区域平均水平，但相对落后的经济发展水平并没有阻碍周边地区经济发展；重庆市和陕西省从 1999 年到 2015 年均呈现出“高—高”空间聚集状态，表明这 17 年间重庆市和陕西省 GDP 总量均高于区域平均发展水平，在一定程度上带动了周边地区经济发展；新疆自治区在 1999~2015 年间均呈现“低—低”空间聚集状态，表明这 17 年间新疆自治区经济发展缓慢，同时也延缓了周边经济发展的速度。通过上述分析可知，西部地区各省（市、自治区、直辖市）经济发展一方面受自身经济条件的制约，另一方面还受到周边地区经济发展的影响，但从整体上看，各地区间经济增长空间溢出效应并不显著，经济发展状况良好的省市对落后省市经济的带动作用是有限的^[5]。

3 基于面板数据的支撑力分析

面板数据也称时间序列截面数据或混合数据，它指同时在时间和空间上获取的二维数据。面板数据从横截面来看是截面数据在某一时刻的观测值，从纵剖面看则是一个时间序列。面板数据与单纯时间序列数

据或者截面数据相比有以下优势^[6]：

- (1) 与截面数据分析相比，面板数据分析可以控制不可观测的经济变量所致的 OLS 估计偏差，提高估计模型的合理性和准确性；
- (2) 与时间序列数据分析相比，面板数据进一步扩大了样本信息，降低变量共线性，提高了估计的有效性；
- (3) 面板数据有利于构建和校验复杂程度高的模型。

本文选取 1999~2015 年西部地区十二个省（市）、自治区、直辖市作为分析样本，应用 Stata14 软件进行统计。变量的描述性统计见表 4。

表 4 变量的描述性统计

变量	观测个数	均值	标准差	最小值	最大值
GDP (亿元/年)	187	5733.70	5763.83	238.39	30053.1
铁路运营里程 (km/年)	187	2850.39	1913.13	591.4	12094.2

数据来源：《中国统计年鉴》、《四川统计年鉴》等，Stata14 软件统计

由于普通最小二乘回归模型在参数估计方面存在许多不足，采用面板数据建立计量经济回归模型时，通过控制和调整不可观测变量对被解释变量影响的方

式，获得模型参数的无偏估计，通常面板数据静态模型中最常用的是固定效应模型和随机效应模型^[7]。随机效应回归分析，即 Hausman 检验，是确定构建固定效应模型还是随机效应模型描述变量之间回归关系的一种常见方法。鉴于面板数据要求个体变量取值需为整数且不允许重复，所以在 Hausman 检验之前，必须把 ‘region’ 这一字符串变量转化为数值型变量，把横截面变量定义 diqu，时间序列变量定义为 year，由此得到如图 1 所示的面板数据定义分析结果。

```
Xtset diqu year
Panel variable: diqu (strongly balanced)
Time variable: year,1999 to 2015
Delta: 1 unit
```

图 1 面板数据定义分析结果

通过图 1 分析结果可以看出，模型选取变量的面板数据是一个平衡面板数据。根据面板数据的定义，以 GDP 为因变量，以 length（铁路营业里程）为自变量分别进行随机效应回归分析和固定效应回归分析，在此基础上进行 Hausman 检验，检验结果如图 2 所示。根据检验结果，Hausman 检验原假设 H_0 定义为“选用是随机效应模型”，但由于检验 P 值 0.0000 远远低于 5% 显著水平，所以拒绝原假设，选用固定效应模型。

面板数据根据时间维度和横截面维度跨度范围可分短面板数据和长面板数据，面板数据定义分析结果表明所选样本为长面板数据，其主要特征是时间维度较大而横截面维度较小^[7]。与短面板数据分析相比，长面板数据分析更注重扰动相关项的设定而不是直接利用普通最小二乘法进行回归分析，所以需采用考

```
hausman fe re,constant sigmamore
---Coefficients---
```

	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))
	fe	re	Difference	S.E.
length	4.199918	3.579337	0.6205815	0.1302376
_cons	-6237.711	-4468.812	-1768.9	-

b=consistent under Ho and Ha;obtained from xtreg
B=inconsistent under Ha,efficient under Ho;obtained from xtreg

```
Test: Ho: difference in coefficients not systematic
chi2(2)=(b-B)[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)=22.71
Prob>chi2=0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)
```

图 2 Hausman 检验结果

虑组内自相关和异方差性的广义最小二乘法进行数据分析。个体固定效应模型作为常用固定效应模型之一，其表达式为：

$$y_{it} = \lambda_i + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + u_{it} \quad (10)$$

其中 λ_i 为截距项， β_k 为待估参数， u_{it} 为随机误差项。结合本文具体分析对象，构建以下个体固定效应模型：

$$\ln GDP_{it} = \lambda_i + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln CY_{it} + u_{it} \quad (11)$$

其中 GDP_{it} 为 i 省（市、自治区、直辖市） t 年的 GDP 总量， L_{it} 为 i 省（市）、自治区、直辖市 t 年的铁路营业里程， CY_{it} 表示 i 省（市、自治区、直辖市） t 年的铁路从业人员数量。根据以上确定的变量，采用散点图分析发现残差随拟合值的变化而变化，且波动剧烈，可初步判定模型存在异方差；进一步利用怀特检验法得检验 P 值为 0.000，拒绝“不存在异方差”的原假设 H_0 ，从定量的角度判定模型存在异方差。所以，可以选用不考虑自相关仅考虑异方差的可行广义最小二乘法对变量进行回归分析，分析结果见图 3。

图 3 的分析结果表明一共有 187 个样本参与回归分析，模型 P 值（Prob>F=0.000）充分说明模型整体上非常显著。可决系数 $R^2=0.9898$ ，证明模型具有很强的解释能力。模型的回归方程式为：

$$\ln GDP = -0.1331639 \ln cy + 0.01522 \ln L - 306.733 \quad (12)$$

变量 $\ln cy$ 系数和常数项系数 P 值分别为 0.010 和 0.000，说明系数非常显著，两者 95% 的置信区间分别为 [-0.2344642, -0.0318636]、[-317.651, -295.825]。但变量 $\ln L$ 系数 P 值为 0.788，说明系数非常不显著，但进一步通过对变量系数的假设检验（如图 4）证实模型非常显著，在 5% 的显著性水平之下变量系数均通过了显著性检验。

综合以上分析，西部地区各省（市）、自治区、直辖市 GDP 总量受铁路营业里程和铁路从业人员数量的影响。其中，铁路营业里程表现出正向促进效应，是地区经济发展的有效支撑力量，为地区铁路建设提供有力的理论支撑。铁路从业人员数量表现为负向阻碍效应；各省（市、自治区、直辖市）经济发展存在一定的空间溢出效应，在一定程度上体现出经济发展的外部效应^[8]。

Linear regression, heteroskedastic panels corrected standard errors
 Group variable: diqu Number of obs = 187
 Time variable: year Number of groups = 11
 Panels : heteroskedastic (balanced) Obs per group:
 Autocorrelation: no autocorrelation min=17
 avg=17
 max=17
 Estimated covariances=11 R-squared=0.9898
 Estimated autocorrelations=0 Wald chi2(13)=26269.83
 Estimated coefficients=14 Prob > chi2=0.0000

Het-corrected						
LnGDP	Coef.	Std.Err	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
Lncy	-0.1332	0.0517	-2.5800	0.0100	-0.2345	-0.0319
LnL	0.0152	0.0567	0.2700	0.7880	-0.0960	0.1264
diqu2	0.2341	0.1004	2.3300	0.0200	0.0373	0.4310
diqu3	0.7888	0.0412	19.1400	0.0000	0.7080	0.8696
diqu4	-1.8088	0.0932	-19.4100	0.0000	-1.9915	-1.6262
diqu5	0.1863	0.0411	4.5300	0.0000	0.1057	0.2668
diqu6	-0.3533	0.0427	-8.2700	0.0000	-0.4371	-0.2695
diqu7	-0.5933	0.0430	-13.7800	0.0000	-0.6776	-0.5089
diqu8	-0.5473	0.0405	-13.5300	0.0000	-0.6266	-0.4680
diqu9	-0.0710	0.0625	-1.1400	0.2560	-0.1936	0.5159
diqu10	0.2453	0.0634	3.8700	0.0000	0.1210	0.3696
diqu11	-1.9432	0.0721	-26.9500	0.0000	-2.08448	-1.8018
year	0.1577	0.0030	52.2500	0.0000	0.1518	0.1636
_cons	-306.7380	5.5680	-55.0900	0.0000	-317.6510	-295.8250

图3 广义最小二乘回归分析

Test Lncy LnL
 (1) Lncy = 0
 (2) LnL = 0
 Chi2 (2) = 6.99
 Pro > chi 2 = 0.0304

图4 变量系数显著性检验

4 结论

在目前“一带一路”战略背景之下，把空间变量纳入多变量影响经济发展的面板数据模型中，分析铁路交通基础设施的空间溢出效应，能够有效设计适应国家交通运输相关发展政策的交通基础设施建设和交通运输网络方案。通过对西部地区铁路交通基础设施与经济空间关系及定量关系分析，可

以得出以下结论：

(1) 利用西部地区各省（市）、自治区、直辖市 GDP 总量面板数据进行全局和局域空间自相关性分析，得出各地区经济增长受自身经济发展状况约束的同时还受周边地区经济水平的影响，但各地区经济发展的空间溢出效应并不十分显著；

(2) 通过 Hausman 检验和经验分析确认选用个体固定效应模型，利用不考虑自相关仅考虑异方差的可行广义最小二乘法对变量进行线性回归分析。通过回归模型变量系数和方程显著性检验进一步验证了回归模型线性关系的整体拟合性和有效性，得知西部各地区铁路交通基础设施发展是实现 GDP 总量增长的强有力的支撑，此为西部各地区铁路交通基础设施建设投资提供参考。

(3) 本文模型中仅考虑了铁路营业里程和铁路从业人员两个自变量对区域经济发展的影响，而实际情况下影响经济增长的因素不胜枚举，如政策实施、资源环境等，综合考虑上述因素与经济增长的相互关系，有待进一步研究。

参考文献：

- [1] 张强, 张映芹. “丝绸之路经济带”西北五省区交通基础设施对经济增长的空间溢出效应[J]. 统计与信息论坛, 2016, 31(8): 64-70.
- [2] 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): 124-134.
- [3] 王会宗. 交通运输与区域经济增长差异——以中国铁路为例的实证分析[J]. 山西财经大学学报, 2011, 33(2): 61-68.
- [4] 金江, 李邨. 交通基础设施投资与经济发展——基于广东省的空间计量研究[J]. 财政研究, 2012(3): 55-59.
- [5] 李永盛, 高菁, 邓宏兵, 等. 区域城市经济集聚性及空间溢出效应研究[J]. 统计与决策, 2015(13): 115-119.
- [6] 白仲林. 面板数据的计量经济分析[M]. 天津: 南开大学出版社, 2008.
- [7] 朱顺泉. Stata数据分析应用[M]. 北京: 北京大学出版社, 2015.
- [8] 李连成. 从铁路发展史看交通基础设施合理规划的重要性[J]. 综合运输, 2013(02): 16-21.

(责任编辑: 杨小宝)