

# 西部地区城市规模、基础设施与经济增长

张自然

〔摘要〕 西部大开发和 2008 年的 4 万亿投资对西部地区的经济拉动作用显著，这其中对基础设施的大力投资功不可没。文章基于我国西部地区 84 个地级及地级以上城市的空间面板数据，运用空间杜宾模型（SDM）分析西部地区城市的规模、基础设施对经济增长的影响。实证结果表明，基础设施对各城市经济增长的直接效应、间接效应及总的效应有着不同的变化。通过对 1990 年以来的数据分析发现，基础设施指数（infrastruct）的间接效应为负，而直接效应和总的效应均为正，且直接效应和间接效应较为显著。按 1990 年以后、2000 年以后和 2010 年以后分时段来看，基础设施指数的三个效应有所不同，且西部地区 84 个地级及地级以上城市基础设施的正的效应呈递减趋势，而间接效应和总的效应呈递增趋势，属一种“利他”型的外溢效应。基于此，应继续扩大西部地区城市规模，提高城市规模对经济增长的促进作用；继续扩大西部地区的基础设施建设，明确核算基础设施的投向对本地经济增长的贡献；提高西部地区城市人口对本地经济增长的贡献；将西部城市财政收入占 GDP 的比重控制在合理区间。

〔关键词〕 城市规模；空间聚集；基础设施；人均 GDP；空间权重

〔中图分类号〕 F061.2 〔文献标识码〕 A 〔文章编号〕 1008-0694(2023)04-0016-16

〔作者〕 张自然 研究员 中国社会科学院经济研究所 北京 100836

2022 年我国城市化率为 65.22%，西部地区 84 个地级及地级以上城市的城市化率平均约为 62.76%。西部大开发和 2008 年的 4 万亿投资对西部地区的经济拉动作用显著，这其中基础设施的大力投资功不可没，但关于基础设施对西部地区城市起什么作用则鲜有探究。本文基于西部地区 84 个地级及地级以上城市的空间面板数据，运用空间杜宾模型（SDM）分析西部地区城市的城市规模、基础设施与经济增长的关系。

〔基金项目〕 国家社会科学基金重大招标项目“基于中国实践的经济增长理论创新研究”（22&ZD053）；中国社会科学院马工程重大项目“财富不平等与社会流动的影响研究：联动机制及时代变迁”（2022MGCZD007）。

## 一、理论分析

### 1. 研究现状

目前,国内外经济学者从城市规模、空间聚集、基础设施等角度对城市与经济增长之间的关系进行了卓有成效的研究。

城市规模与经济增长的关系研究方面。Henderson (1986) 认为,空间聚集对经济增长的促进作用有一定的范围,即存在最优城市规模<sup>[1]</sup>。Fujita 等 (1995) 则认为,经济聚集和经济增长之间存在相互促进的关系<sup>[2]</sup>。Baldwin 等 (2000) 认为,经济增长有利于经济聚集,经济聚集同时促进发达和欠发达地区的经济增长<sup>[3]</sup>。Futagami 等 (2003) 发现基于人口数量的市场规模和经济增长之间存在倒 U 型关系,经济规模偏小和过大都不利于经济增长,中等规模的经济增长率最高<sup>[4]</sup>。Baldwin 等 (2004) 分别从资本流动性和知识外溢两个方面分析空间聚集和经济增长的关系,认为城市人口规模扩大存在的正外部性和聚集效应对经济增长具有推动作用<sup>[5]</sup>。张艳等 (2007) 认为,经济聚集具有内生性,对城市经济增长具有显著的促进作用<sup>[6]</sup>。高健等 (2016) 采用广义矩估计 (GMM) 方法实证分析了城市经济增长的影响因素,阐述了城市人口规模与经济增长之间的关系为城市人口规模通过聚集经济效应对经济增长产生影响,两者之间存在明显的倒 U 型关系<sup>[7]</sup>。张自然 (2020) 基于 264 个地级及地级以上城市的空间面板数据运用空间杜宾模型分析了城市规模、空间聚集与经济增长的关系,得出了考虑空间权重后人口密度、人力资本、财政收入占比等变量的直接效应、间接效应和总的效应<sup>[8]</sup>。

空间聚集与经济增长的关系研究方面。Fujita 等 (2003) 从人力资本的角度分析了空间聚集和经济增长的关系,认为交易成本的降低有利于经济聚集和周边区域劳动力收入的提高,经济空间聚集与区域经济增长密切相关<sup>[9]</sup>。Crozet 等 (2005) 利用 1980—2000 年欧盟国家面板数据研究空间聚集对地区经济增长的影响后认为,空间聚集促进经济增长<sup>[10]</sup>。Dupont (2007) 认为,在溢出效应本地化和资本完全流动的条件下,空间聚集促进学习的外溢效应和经济增长,并降低区域内和区域间的不平等<sup>[11]</sup>。Brulhart 等 (2009) 利用 105 个国家 1960—2000 年的跨国数据,采用动态 GMM 研究空间聚集对经济增长的影响,认为当经济增长达到一个临界水平时空间聚集才能促进经济增长<sup>[12]</sup>。符森 (2009) 通过对省市空间面板数据进行分析后认为,随着距离增加而快速下降的技术外溢效应是导致局部聚集和东西部发展不平衡的原因,技术溢出效应强度减半的距离为 1250 公里<sup>[13]</sup>。陆铭 (2011) 认为,在 2006 年距离大港口 (香港、上海或天津) 450 公里范围内,城市建成区面积的扩张促进了土地利用效率的提升,距离大港口越远土地的利用效率越低<sup>[14]</sup>。刘修岩等 (2012) 基于我国地级城市数据研究了集聚与地区经济增长,认为集聚对人均 GDP 的增长和生产率的提高都有显著的正向促进作用,当地区经济发展水平达到一定高度后,集聚的

增长效应转变为负方向<sup>[15]</sup>。周慧(2016)则基于2009—2013年我国中部地区80个地级市空间面板数据分析后认为,城镇化对经济增长具有显著的区域内溢出效应,而忽略空间相关性的城镇化对经济增长的贡献率被低估<sup>[16]</sup>。

基础设施与经济增长的关系研究方面。大部分研究认为基础设施对经济增长有正向作用。Barro(1988)提出的内生增长模型从理论上证实了政府在基础设施方面的公共投资对私人资本存在溢出效应,进而推动经济增长<sup>[17]</sup>。张平等(2003)较早提出我国的高价城市化(城市化进程中的基础设施高投入、社会保障的高追加,后者是城市化进程中最为核心也是支出最大的部分),指出由低价工业化到高价城市化的转化以及资本形成结构的变化对未来我国经济的持续增长形成挑战<sup>[18]</sup>。王任飞等(2007)认为,基础设施在经济增长中居于主导地位<sup>[19]</sup>。Jacoby等(2009)发现基础设施可以降低企业的交通以及贸易的成本,促进贸易和经济增长<sup>[20]</sup>。Atack等(2016)认为,19世纪中期美国中西部地区的大规模基础设施投资促进了城市化的快速发展,从而实现经济结构转型和经济增长<sup>[21]</sup>。刘生龙等(2010)利用我国各省份1988—2007年的面板数据分析了交通、能源和信息三大网络性基础设施对我国经济增长的溢出效应,认为交通基础设施和信息基础设施对我国的经济增长有显著的溢出效应,而能源基础设施对我国经济增长的溢出效应则并不显著<sup>[22]</sup>。张浩然等(2012)采用空间杜宾模型分析266个城市数据后认为,信息基础设施具有正向空间溢出效应,而交通基础设施的空间溢出效应不显著<sup>[23]</sup>。郑世林等(2014)认为,在电信行业发展初期(1990—1999年),移动电话和固定电话基础设施的发展共同促进了经济增长<sup>[24]</sup>。孙早等(2015)分区域估计了基础建设投资对三大区域经济增长的影响,分析发现东部和中部地区的基建投资和经济增长之间存在倒U型关系,而西部地区则没有这种曲线关系<sup>[25]</sup>。廖茂林等(2018)认为,基础设施投资总体上对我国经济增长有显著正向影响,并具有倒U型特征<sup>[26]</sup>。年猛(2019)总结了交通基础设施主要通过投资效应、成本节约效应和市场准入效应促进经济增长<sup>[27]</sup>。

也有部分研究认为基础设施对经济增长有负向作用,主要是指本地基础设施对相邻地区的外溢相应为负。Holtz—Eakin等(1995)将邻近地区基础设施这一变量代入到传统生产函数中,试图研究地区间的基础设施投资的空间溢出效应,但研究结果表明溢出效应并不显著<sup>[28]</sup>。Boarnet(1998)通过分析1969—1998年美国加州县级数据后认为,一个地区的产出与其他地区的基础设施投资呈负相关,即公共资本表现出负的空间溢出效应<sup>[29]</sup>。曹跃群等(2019)发现基础设施整体上显著促进区域经济增长,但在基础设施建设的节点处均表现出负向溢出效应,而网络基础设施则具有正向溢出效应<sup>[30]</sup>。

综上,已有研究主要集中于城市规模与经济增长、空间聚集与经济增长、基础设施与经济增长等方面,也探讨了基础设施对经济增长的正向或者负向外溢作用,但对于城市规模、基础设施和经济增长展开综合研究的还较少,尤其是基于我国西部地区

地级及地级以上城市层面的相关研究则更少。本文在聚焦我国西部地区地级及地级以上城市空间面板数据的基础上,探讨城市规模、基础设施和经济增长的关系。

## 2. 城市规模、基础设施促进经济增长的机制分析

经济增长是城市规模的二次函数呈倒 U 型曲线。城市规模有一个最优规模和适度规模的问题。城市规模收益呈倒 U 型形状:随着城市规模的扩大,城市规模收益逐渐上升,当城市规模达到一定地步,城市规模收益开始逐步减小,城市外部成本呈 U 型形状。城市规模收益与城市外部成本曲线相交之间的区域即为净规模收益大于零的范围,而净规模收益最大的城市规模即是最优城市规模。由于城市规模收益是城市规模的倒 U 型曲线,可以认为人均 GDP 是城市规模的二次函数,是倒 U 型曲线。

城市规模与空间聚集。随着城市化进程的深化,人口逐渐向城市尤其是大中城市集中。城市规模的扩大导致人口和各种生产生活要素向城市集中,从而产生空间聚集效应。同时,各要素空间聚集产生正的外部性,吸引更多的市民集中到城市中来,城市规模进一步扩大。

城市规模和基础设施促进经济增长。城市规模不断扩大,各种人、财、物等生产要素的空间聚集效应加强,各种公共基础设施包括用于道路、电信、教育和社会等基础设施的投资得到加强,直接促进所在城市的经济增长,使城市经济总量和城市人均 GDP 得到有效提高。

基础设施对邻近城市产生外溢效应。本地的基础设施最终会促进邻近城市的人均 GDP 的增长。一个城市的规模扩大产生的空间聚集效应,本地的基础设施投资除了带动本地区的城市人均 GDP,同时对邻近城市产生空间外溢。地理经济学第一定律对空间相关性的解释为:“所有事物相关,较近的事物比远些的相关性更强。<sup>[31]</sup>”本文引入空间计量对我国西部地区地级及地级以上城市的城市规模、基础设施与人均 GDP 进行研究。引入空间计量的前提是相关变量的 Moran's I 是否大于零,本文将逐一予以验证。

## 二、空间权重矩阵和模型构建及检验

### 1. 空间计量模型的构建

空间面板模型有空间杜宾模型(SDM)、空间滞后模型(SAR)、空间自回归模型(SAC)和空间误差模型(SEM)等几种常用形式。本文选用空间杜宾模型(SDM),表达式如式(1)所示:

SDM (Spatial Durbin Model) 模型:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \rho \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} y_{i,t} + x_{i,t} \beta + \sum_{j=1}^N \omega_{i,j} x_{i,j,t} \theta + \epsilon_{it} \quad (1)$$

SDM 向量模型,如式(2)所示:

$$y_t = \rho W y_t + x_t \beta + W x_t \theta + \alpha + \lambda_t t_n + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中,  $W$  为空间权重矩阵,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n)$ ;  $\alpha = [\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n]$ ;  $I_n$  是  $(n \times 1)$  的列向量, 每个元素均为 1。

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \dots \\ y_{nt} \end{bmatrix}, \quad X_t = \begin{bmatrix} 1 & x_{21t} & \dots & x_{k1t} \\ 1 & x_{22t} & \dots & x_{k2t} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n1t} & \dots & x_{knt} \end{bmatrix}$$

$$\beta = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n]', \quad \theta = [\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n]'$$

$\rho$  是空间回归系数, 表示相邻城市观测值对本城市观测值的影响程度,  $\lambda$  是空间误差系数, 相邻城市由于因变量的误差对本城市观测值的影响程度。 $\varepsilon_{it}$  都是随机误差项, 并服从正态分布。

$y_{i,t}$  表示  $\log(\text{pgdp})$ , 为城市  $i$  在  $t$  时期的人均 GDP。

$x_{j,t}$  是城市  $i$  在  $t$  时期的解释变量的值,  $j$  是第  $j$  个解释变量, 分别为  $\log(P)$ 、 $\log(P)^2$ 、 $\log(\text{cityPopDens})$ 、 $\text{devQuality}$ 、 $\text{infrastruct}$ 、 $\text{urban}$ 、 $\log(\text{HC})$ 、 $\log(\text{productivity})$ 、 $\text{TFP}$ 、 $\text{rev\_GDP}$ 、 $\text{govEff}$ 、 $\text{FDI}$  等。

## 2. 变量解释

人均 GDP。人均 GDP 的对数用  $\log(\text{pgdp})$  表示。用人均 GDP 的对数来表示经济增长。

城市规模。城市规模用城市常住人口总数来表示, 变量用城市规模的对数  $\log(P)$  和城市规模对数的平方  $\log(P)^2$  来代表。一般而言, 被解释变量与城市规模呈倒 U 型曲线。

人口密度。人口密度用地级及地级以上城市每平方公里常住人口总数来表示。人口密度的对数用  $\log(\text{cityPopDens})$  表示。

经济发展质量。引入经济发展质量指标作为控制变量, 将 1990—2022 年我国地级及地级以上城市可持续发展报告中的相关数据作为城市经济发展质量的一级指标, 即经济增长、增长潜力、政府效率、人民生活和环境质量加权平均得到。通过产出效率、经济结构、经济稳定、产出消耗、增长可持续性、公共服务效率、社会保障、收入水平、健康保障、生活质量、生态环境、工业及生活排放、空气监测等方面共计 61 个具体指标主成分分析得出。经济发展质量用  $\text{devQuality}$  表示。

基础设施指数。基础设施由教育基础设施指数、交通基础设施指数、公共基础设施指数、电信基础设施指数这四项几何平均得到。基础设施指数用  $\text{infrastruct}$  表示。

城市化水平。城市化水平是城镇常住人口占全市总的常住人口的比重。城市化水平用  $\text{urban}$  表示。

人力资本。人力资本用小学、中学和大学的受教育支出成本比来表示。具体指标用人力资本的对数  $\log(\text{HC})$  表示。

劳动生产率。表示单位劳动的生产效率，以 1990 年为基础时期的不变价格的 GDP 除以劳动力数量。劳动生产率的对数用  $\log(\text{productivity})$  表示。

全要素生产率增长指数。由 DEA Malmquist 指数法得到 TFP 指数。全要素生产率增长指数用 TFP 表示。

财政收入。地方财政收入占 GDP 的比重用  $\text{rev\_GDP}$  表示。

政府效率。政府效率又称为政府管理模式，为我国城市可持续发展评价的一级指标。政府效率用  $\text{govEff}$  表示。

外国直接投资。外国直接投资（FDI）指外国直接投资占 GDP 现价的比重，外国直接投资以美元为单位，将当年人民币按美元平均汇率换算成人民币，并除以当年各城市 GDP 现价。外商直接投资用 FDI 来表示。

以上数据均来自历年《中国城市统计年鉴》、各省区市统计年鉴、各城市国民经济和社会发展统计公报、中国统计年鉴等。由于邻近空间权重矩阵只能反映邻近城市之间的影响，而忽略了不同距离城市之间的相互作用，而反距离空间权重矩阵更能体现不同距离城市之间的空间依赖和相互影响，据此，本文选择反距离空间权重矩阵对我国西部 84 个地级及地级以上城市的人均 GDP 进行空间计量分析（详见表 1）。

表 1 变量描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
$\log(\text{pgdp})$	2772	8.863	1.147	6.035	11.601
$\log(P)$	2772	5.51	0.758	2.383	8.075
$\log(P)^2$	2772	30.932	8.183	5.679	65.202
$\log(\text{cityPopDens})$	2772	5.143	1.12	1.397	7.594
$\text{devQuality}$	2772	0.001	0.262	-0.574	1.028
$\text{infrastruct}$	2772	4.281	2.447	0.196	14.155
$\text{urban}$	2772	0.389	0.209	0.063	0.996
$\log(\text{HC})$	2772	0.867	0.495	0.005	2.432
$\log(\text{productivity})$	2772	2.114	0.991	-1.451	4.515
TFP	2772	1.043	0.065	0.777	1.342
$\text{rev\_GDP}$	2772	0.064	0.032	0.003	0.268
$\text{govEff}$	2772	-0.039	0.462	-0.83	2.111
FDI	2772	0.007	0.015	0	0.403

注： $\text{devQuality}$  是主成分分析法综合各变量得出的综合得分，综合得分存在负数。 $\log(\text{productivity})$  表示劳动生产率单位为每万人亿元，故其对数存在为负的情况。

### 3. 模型适用性相关检验

全局空间自相关分析：Moran's I 检验。如前文所述，空间计量分析的前提是人均 GDP 存在全局空间自相关，通过 Moran's I 指数可以检验全局空间自相关性。

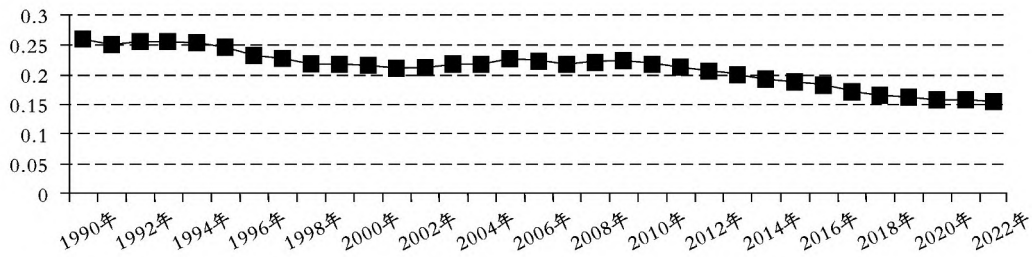


图 1 西部地区城市人均 GDP 的 Moran's I 指数检验

由图 1 可知，西部地区城市人均 GDP1990—2022 年的 Moran's I 全部大于零，且均在 1% 条件下显著，说明西部地区地级及地级以上城市的人均 GDP 存在显著的空间依赖，人均 GDP 存在空间自相关且为正相关。人均 GDP 较高的城市，周边城市的人均 GDP 也较高。由于空间相关性的存在，传统分析的面板数据得出的计量结果存在偏差，不能真实反映人均 GDP 现状，也不能反映城市各变量对人均 GDP 的影响，因此本文采用地级市层面的空间计量进行分析。

Wald 检验和 LR 检验。本文采用 Wald 检验和 LR 检验来选择合适的空间计量模型，Wald SAR 和 SEM 检验说明 SDM 不会退化为 SAR 或 SEM（详见表 2 和表 3）。而 LR 检验拒绝了原假设（详见表 4），不应该用 SAR 模型和 SEM 模型进行估计，结果表明应该选择空间杜宾模型（SDM）。

表 2 Wald SAR 检验结果

赤池信息量准则 (AIC) 和 贝叶斯信息准则 (BIC) N	ll (model)	df	AIC	BIC
2, 772	2899.509	26	-5747.018	-5592.907

注：N 为样本个数。chi2 (12) = 88.86; Prob>chi2=0.0000。

表 3 Wald SEM 检验结果

赤池信息量准则 (AIC) 和 贝叶斯信息准则 (BIC) N	ll (model)	df	AIC	BIC
2.77E+03	2796.51	15.00	-5563.01	-5474.10

注：N 为样本个数。chi2 (12) = 91.38; Prob>chi2=0.0000。

表 4 LR tag 和 error 检验结果

LR 检验		值
Likelihood-ratio test	LR chi2 (12)	258.66
(Assumption: sar__varDev nested in sdm__varDev)	Prob>chi2	0.0000
Likelihood-ratio test	LR chi2 (12)	236.22
(Assumption: sem__varDev nested in sdm__varDev)	Prob>chi2	0.0000

固定效应和随机效应选择。通过进一步的豪斯曼分析得到卡方值为 89.74，故而

本文的空间面板数据仍然可以采用固定效应进行分析，下文将说明采用固定效应是合适的。

单位根检验。经检验，所有解释变量和被解释变量的一阶差分均平稳（通过 Levin—Lin—Chu test 和 Im—Pesaran—Shin test 两种单位根检验方式进行检验）。

### 三、城市规模、空间聚集与人均 GDP 的实证分析

#### 1. 实证分析

以下五个模型都是基于空间杜宾模型（SDM）：其中模型 1 为人均 GDP 与所有变量的回归。模型 2 的  $\log(P)$ 、 $\log(P)^2$ 、 $\log(\text{cityPopDens})$ 、 $\text{devQuality}$ 、 $\text{infrastruct}$ 、 $\text{urban}$ 、 $\log(\text{HC})$ 、 $\log(\text{productivity})$  等 8 个变量为基本变量，在模型 2—模型 4 中均显著。模型 3 在基本变量的基础上增加 TFP 1 个变量；模型 4 在基本变量的基础上增加 TFP、 $\text{rev\_GDP}$  等 2 个变量；模型 5 在模型 4 的基础上去掉控制变量经济发展质量（ $\text{devQuality}$ ）（详见表 5）。

表 5 固定效应的实证结果（1990—2022 年）

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$\log(P)$	-0.54***	-0.526***	-0.514***	-0.574***	-0.613***
$\log(P)^2$	0.004	0.006	0.002	0.007	0.009
$\log(\text{cityPopDens})$	-0.001	-0.005	0	0	0.001
$\text{devQuality}$	-0.037	-0.104***	-0.05**	-0.04*	
$\text{infrastruct}$	0.03***	0.033***	0.031***	0.029***	0.028***
$\text{urban}$	0.743***	0.769***	0.763***	0.746***	0.749***
$\log(\text{HC})$	-0.006	-0.002	-0.003	-0.004	-0.001
$\log(\text{productivity})$	0.611***	0.604***	0.607***	0.61***	0.61***
TFP	-0.34***		-0.337***	-0.334***	-0.351***
$\text{rev\_GDP}$	0.408***			0.4***	0.427***
$\text{govEff}$	-0.002				
FDI	0.087				
_cons					
Wx	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$w * \log(P)$	1.543***	1.526***	1.48***	1.478***	1.597***
$w * \log(P)^2$	-0.123***	-0.122***	-0.117***	-0.115***	-0.123***
$w * \log(\text{cityPopDens})$	0.057***	0.058***	0.057***	0.059***	0.045***
$w * \text{devQuality}$	0.18***	0.196***	0.162***	0.139***	
$w * \text{infrastruct}$	-0.025***	-0.027***	-0.027***	-0.026***	-0.027***
$w * \text{urban}$	0.363***	0.327***	0.224**	0.209*	0.366***
$w * \log(\text{HC})$	0.052	0.079**	0.084***	0.089***	0.082***



w * log (productivity)	-0.299***	-0.319***	-0.316***	-0.316***	-0.316***
w * TFP	0.122*		0.157**	0.165**	0.234***
w * rev_GDP	-0.123			-0.246*	-0.167
w * govEff	-0.052**				
w * FDI	1.409***				
Spatial					
ρ	0.544***	0.552***	0.555***	0.558***	0.566***
Variance					
θ					
σ	0.009***	0.009***	0.009***	0.009***	0.009***

注：\*\*\*表示 1% 显著，\*\*表示 5% 显著，\*表示 10% 显著。

其中，log (pgdp) 为人均 GDP 的对数，log (P) 为城市规模的对数，log (P)<sup>2</sup> 为城市规模对数的平方，log (cityPopDens) 为人口密度的对数，devQuality 为经济发展质量，infrastruct 为基础设施指数，urban 为城市化水平，log (HC) 为人力资本的对数，log (productivity) 为劳动生产率的对数，TFP 为全要素生产率增长指数，rev\_GDP 为财政收入占 GDP 的比重，govEff 为政府效率，FDI 为外国直接投资。

从空间滞后项来看，模型 1 有 log (HC)、rev\_GDP 等两个变量不显著，其他变量均显著。城市规模的系数由 log (pgdp) 与城市规模呈 U 型曲线转为 log (pgdp) 与城市规模呈倒 U 型曲线且较为显著。考虑空间权重后，系数为正且显著的有：人口密度、经济发展质量、城市化水平、人力资本、全要素生产率增长指数等变量。其中由负转正且显著的有：人口密度、经济发展质量、人力资本、全要素生产率增长指数。系数为负且显著的有：基础设施指数、劳动生产率、财政收入等变量。其中由负转正且显著的有：基础设施指数、劳动生产率、财政收入。模型 5 比模型 4 少一个解释变量——经济发展质量 (devQuality)，对比模型 5 和模型 4，可以发现，减少解释变量——经济发展质量 (devQuality) 后，考虑空间权重后，解释变量正负和显著性发生变化的有：rev\_GDP 中的 1 个变量不显著，其他变量的正负和显著性不变，经济含义基本一致，由此可以认为引入经济发展质量指标是一种较为合适的方法，模型 4 是最合适的模型 (详见表 6)。

从模型 2—模型 5 可以看出以下几种情况：一是人口密度、城市化水平、劳动生产率、人力资本的直接效应、间接效应和总的效应都为正，其中人口密度的总的效应都显著，而直接效应和间接效应都不显著，城市化水平的直接效应、间接效应和总的效应都显著。劳动生产率的直接效应和总的效应都显著，间接效应部分不显著。人力资本的间接效应和总的效应都显著，直接效应都不显著。其中的经济含义简单明了，是正面积极的因素。二是经济发展质量的直接效应为负、间接效应和总的效应都为正，间接效应和总的效应都显著，直接效应部分不显著。三是基础设施指数、

表 6 固定效应的直接效应、间接效应和总的效应 (1990—2022 年)

LR_Direct	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
log (P)	-0.389***	-0.372***	-0.364***	-0.427***	-0.45***
log (P) ^2	-0.011	-0.009	-0.012	-0.007	-0.006
log (cityPopDens)	0.006	0.003	0.008	0.009	0.008
devQuality	-0.018	-0.087***	-0.034	-0.025	
infrastruct	0.029***	0.032***	0.03***	0.028***	0.026***
urban	0.836***	0.863***	0.845***	0.827***	0.85***
log (HC)	-0.001	0.007	0.007	0.007	0.01
log (productivity)	0.614***	0.605***	0.609***	0.613***	0.614***
TFP	-0.345***		-0.339***	-0.333***	-0.347***
rev_GDP			0.422***	0.4***	0.442***
govEff	-0.009				
FDI	0.267*				
LR_Indirect	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
log (P)	2.553***	2.606***	2.523***	2.45***	2.705***
log (P) ^2	-0.246***	-0.25***	-0.244***	-0.234***	-0.255***
log (cityPopDens)	0.116***	0.116***	0.123***	0.126***	0.103***
devQuality	0.328***	0.289***	0.277***	0.25***	
infrastruct	-0.016**	-0.019**	-0.02**	-0.021**	-0.025***
urban	1.57***	1.571***	1.351***	1.324***	1.698***
log (HC)	0.095	0.162**	0.172**	0.191***	0.176***
log (productivity)	0.067**	0.03	0.045*	0.049	0.065**
TFP	-0.129		-0.069	-0.045	0.085
rev_GDP	0.198			-0.055	0.153
govEff	-0.108**				
FDI	2.972***				
LR_Total	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
log (P)	2.164***	2.234***	2.159***	2.022***	2.256***
log (P) ^2	-0.257***	-0.26***	-0.256***	-0.242***	-0.261***
log (cityPopDens)	0.122***	0.119***	0.131***	0.135***	0.111**
devQuality	0.31***	0.202**	0.243***	0.225***	
infrastruct	0.013	0.013	0.01	0.007	0.001
urban	2.406***	2.434***	2.195***	2.151***	2.549***
log (HC)	0.094	0.169**	0.179**	0.198***	0.186***
log (productivity)	0.681***	0.635***	0.654***	0.662***	0.679***
TFP	-0.474***		-0.408***	-0.378**	-0.262*
rev_GDP	0.621**			0.344	0.595**
govEff	-0.117**				
FDI	3.239***				

注：\*\*\*表示 1%显著，\*\*表示 5%显著，\*表示 10%显著。其中 LR\_Direct 表示直接效应，LR\_Indirect 表示间接效应，LR\_Total 表示总的效应。

财政收入的间接效应为负、直接效应和总的效应都为正，基础设施指数的直接效应和间接效应都显著、总的效应都不显著。财政收入的直接效应显著、间接效应和总的效应都不显著。四是全要素生产率增长指数的直接效应、间接效应和总的效应都为负，直接效应和总的效应都显著，间接效应都不显著。TFP增长对人均GDP在考虑空间权重后均为负向作用倒是意料之外，其中的机理发人深思。

## 2. 变量空间效应的进一步讨论

本文通过1990年以来、2000年以来和2010年以来三个时间阶段对模型4进一步分析变量的空间效应<sup>①</sup>。就基础设施而言，单纯看1990年以来的结果，基础设施指数的间接效应为负、直接效应和总的效应都为正，基础设施指数的直接效应和间接效应都显著。而按1990年以后、2000年以后和2010年以后三个年份段来看，基础设施指数(infrastruct)三个年份段均大于0且均显著，但其直接效应越来越小；间接效应开始为负但逐步提升，1990年后显著，2010年后大于0，2010年后的间接效应大于0，这种间接效应大于0的比较少见，说明基础设施对邻近地区存在外溢效应；总的效应三个年份段均大于0，且逐年增大，2000年后和2010年后均显著。由此可见，我国西部地区84个地级及地级以上城市的基础设施对自身发挥的正效应呈递减趋势，而间接效应和总的效应则呈现递增趋势，是一种“利他”型的效应。一方面这种间接效应为正的现状应该鼓励，另一方面应该积极发挥基础设施对自身经济增长的带动作用。

值得关注的是，一是与1990年以后的结果也不太相同，人口密度[log(city-PopDens)]的直接效应先大后小，1990年后大于0，2000年后大于0，2010年后小于0；间接效应逐年增大，三个年份段均大于0且均显著；总的效应逐年增大，三个年份段均大于0且均显著。

二是与1990年后的结果也有所不同，经济发展质量(devQuality)的直接效应开始为负且逐步提升，2000年后大于0且显著，2010年后大于0且显著；间接效应由大变小再变大，三个年份段均大于0且均显著；总的效应逐年增大，三个年份段均大于0且均显著。这说明经济发展质量对城市自身和邻近地区的经济增长均发挥良性促进和外溢效应。财政收入(rev\_GDP)的直接效应前两个年份段为正，由小变大后直接剧变为负效应，三个年份段均显著；间接效应先负后正再转负效应；总的效应由大变小，前两个年份段为正，2010年急剧转为负效应。

三是其余变量和1990年的结果正负效应方向一致，只是大小有所差别。和1990年的正负效应一致，但城市化水平(urban)的直接效应三个年份段均大于0且均显

<sup>①</sup>之所以采用1990年后、2000年后和2010年后的模型进行分析，而不采用1990—1999年、2000—2009年和2010年后三个阶段来探讨，主要原因在于：一是年份周期短模型计量效果有限，二是年份周期长不影响计量最后结果及方向。

著,但越来越小;间接效应先大后小,三个年份段均大于0且均显著;总的效应先大后小,三个年份段均大于0且均显著。其中人力资本 $[\log(\text{HC})]$ 的直接效应、间接效应和总的效应三个年份段均大于0,间接效应和总的效应均显著。直接效应逐年增大,2010年后显著;间接效应由大变小再变大;总的效应前两个年份相等,2010年以后急剧增大,主要是人力资本的间接效应快速增大,说明人力资本的外溢效应显著。劳动生产率 $[\log(\text{productivity})]$ 的直接效应、间接效应和总的效应三个年份段均大于0。其中,直接效应越来越小,间接效应逐年增大,总的效应越来越小,直接效应和总的效应三个年份段均显著,间接效应仅1990年后不显著。全要素生产率增长指数(TFP)的直接效应开始为负后逐步提升但一直为负效应,三个年份段均显著;间接效应开始为负再为正后变负;总的效应先大后小但一直为负效应。

#### 四、模型稳健性检验

根据前述实证分析情况,为了验证计量结果的可靠性,必须对模型进行稳健性检验。稳健性检验的方法包括选择不同的解释变量、改变参数取值范围和改变样本范围等。

##### 1. 改变样本范围

一是将样本范围从1990—2022年调整为2000—2022年,并保持模型的变量不变检验模型的稳健性。样本范围调整为2000—2022年后,与1990—2022年结果比较,变量系数的正负性和显著性基本保持不变。有所变化的是:不考虑空间权重变量系数发生变化的有 $\text{devQuality}$ 、 $\log(\text{HC})$ 等两个变量;考虑空间权重后变量系数发生变化的有 $\text{rev\_GDP}$ 一个变量;直接效应变量系数发生变化的有 $\text{devQuality}$ 一个变量;间接效应变量系数发生变化的有TFP、 $\text{rev\_GDP}$ 两个变量。总的效应变量系数正负性未发生变化,其他变量的正负性和显著性基本保持不变,说明模型具有较强的稳健性。

二是将样本范围从1990—2022年调整为2010—2022年,并保持模型的变量不变检验模型的稳健性。样本范围调整为2010—2022年后,与1990—2022年的结果比较,变量系数的正负性和显著性基本保持不变。有所变化的是:不考虑空间权重变量系数发生变化的有 $\text{devQuality}$ 、 $\log(\text{HC})$ 、 $\text{rev\_GDP}$ 三个变量;考虑空间权重后变量系数发生变化的有 $\text{infrastruct}$ 、 $\log(\text{productivity})$ 、 $\text{rev\_GDP}$ 三个变量;直接效应变量系数发生变化的有 $\log(\text{cityPopDens})$ 、 $\text{devQuality}$ 、 $\text{rev\_GDP}$ 三个变量;间接效应变量系数发生变化的有 $\text{infrastruct}$ 一个变量。总的效应变量系数发生变化的有 $\text{rev\_GDP}$ 一个变量,其他变量的正负性和显著性基本保持不变,说明模型仍具有一

定的稳健性。

### 2. 采用随机效应进行分析

采用的模型不变,用随机效应分析1990—2022年的SDM模型,大部分模型结果的正负性和显著性均基本不变。其结果呈现的具体情况为:不考虑空间权重变量系数正负性未发生变化,考虑空间权重后变量系数正负性未发生变化;直接效应变量系数正负性未发生变化;间接效应变量系数正负性未发生变化;总的效应变量系数正负性未发生变化。采用随机效应的分析结果说明本文采用固定效应的SDM模型具有足够的稳健性,同时说明本文模型采用固定效应或随机效应对结果没有根本性的影响<sup>①</sup>。

### 3. 变量内生性分析

一般而言,世界万物都是相互联系的,变量自变量之间相互影响、互为因果。本文选取的主要指标已经考虑到尽量回避内生性问题。主要变量基础设施指数是由教育基础设施、交通基础设施、公共基础设施、电信基础设施等指数合并得到,单独每项很难与人均GDP得到正向或者反向因果联系,我国的具体国情决定了基础设施受总量GDP和总的财政收入影响更大,受人均GDP的影响相对较小,即本文认为因变量人均GDP可能不构成自变量基础设施的反向因果。当然,如果能找到合适的工具变量对本文的内生性问题进行进一步分析更好。

## 五、结语

本文基于我国西部地区84个地级及地级以上城市的空间面板数据,引入经济发展质量指标作为控制变量进行分析,得出如下结论:

一是考虑空间权重后,城市规模的系数由 $\log(\text{pgdp})$ 与城市规模呈U型曲线转为 $\log(\text{pgdp})$ 与城市规模呈倒U型曲线,且与城市规模的间接效应和总的效应也均为倒U型曲线。

二是从1990年以来的分析结果来看,基础设施指数的间接效应为负、直接效应和总的效应都为正,基础设施指数的直接效应和间接效应均显著。而按三个年份段1990年以后、2000年以后和2010年以后来看,基础设施指数(infrastruct)在三个年份段均大于0且均显著,但其直接效应越来越小;间接效应开始为负但逐步提升,1990年后显著,2000年后大于0,2010年后的间接效应大于0,这种间接效应大于0的比较少见,说明对邻近地区存在外溢效应;总的效应三个年份段均大于0,逐年增大,且2000年后和2010年后均显著。由此可见,我国西部地区84个地级及地级以

<sup>①</sup>限于篇幅,1990—2022年的随机效应,2000—2022年与2010—2022年的随机效应及固定效应的分析结果可向本文作者获取。

上城市的基础设施对自身发挥的正的效应递减,而间接效应和总的效应递增,属于“利他”型发展模式。因此,这种间接效应为正的发展模式应该积极鼓励,同时各地区也要注意发挥基础设施对自身经济增长的带动作用。

三是与1990年以后的结果也不大相同。人口密度 $[\log(\text{cityPopDens})]$ 的直接效应先大后小,由大于0变为小于0,直接效应一直不显著;间接效应和总的效应逐年增大,三个年份段均大于0且均显著。这说明,西部地区城市的人口密度对邻近地区经济增长具有明显的外溢作用。同时,经济发展质量( $\text{devQuality}$ )的直接效应开始为负但逐步提升,2000年后和2010年后大于0且显著;间接效应由大变小再变大,总的效应逐年增大,间接效应和总的效应三个年份段均大于0且均显著。这说明,经济发展质量对各地区自身和邻近地区的经济增长均发挥良性促进和外溢效应。财政收入( $\text{rev\_GDP}$ )的直接效应前两个年份段为正,由小变大后直接剧变为负效应,三个年份段均显著;间接效应先负后正再转负效应;总的效应由大变小,前两个年份段为正,2010年急剧转为负效应。

基于上述结论,提出如下政策建议:

一是基于城市规模间接效应和总的效应呈现的倒U型特性,应该继续扩大西部地区城市规模,增强城市规模对经济增长的促进作用,以及对邻近地区的辐射带动作用。

二是继续加大西部地区的基础设施建设,明确核算基础设施的投向对本地经济增长的贡献,以及对邻近地区的贡献。应把经济外溢性作为基础设施投资的一个重要方面,但同时不能忽视基础设施的布局问题。只有优化基础设施布局,才能促进城市经济高质量发展。

三是提高西部地区城市人口密度,充分发挥人力资源对区域经济增长的贡献度。西部地区城市人口密度虽然间接效应和总的效应逐年增大,但直接效应按三个年份段由小变大并由正转负。虽然西部城市的人口密度外溢性明显,但对本地经济增长促进仍显不足。只有进一步提高城市人口密度,扩大人口规模,才能更好地促进地区经济增长。

四是将西部城市财政收入占GDP的比重控制在合理区间。综合分析发现,财政收入( $\text{rev\_GDP}$ )的直接效应前两个年份段为正,由小变大后直接剧变为负效应,间接效应先负后正再转向负效应;总的效应前两个年份段为正并由大变小,后一个年份段急剧转为负效应。因此,财政收入占GDP的比重已成为西部地区城市经济增长的一个关键要素,应进一步加大财政投入,增加财政供给,做大GDP总量,缩小与东部发达地区城市之间的差距,以城市经济增长带动整个西部地区加快发展。

本文主要探讨了城市规模、基础设施与经济增长的关系,其中基础设施指数由教育基础设施、交通基础设施、公共基础设施、电信基础设施等指数综合分析得到。下

一步,亦可考虑对教育基础设施、交通基础设施、公共基础设施和电信基础设施在西部地区城市经济增长中的作用进行分析,或将更能明晰基础设施的具体细项对经济增长的相互作用,从而引导西部地区各城市充分发挥自身优势促进经济高质量发展。

**参考文献:**

- [1] HENDERSON, J. V. Efficiency of resource usage and city size [J]. *Journal of Urban Economics*, 1986, (01).
- [2] FUJITA, M., P. Krugman. When is the economy monocentric?: von Thunen and Chamberlin unified [J]. *Regional Science & Urban Economics*, 1995, (04).
- [3] BALDWIN, R. E., R. Forslid. Trade liberalisation and endogenous growth: A q—theory approach [J]. *Journal of International Economics*, 2000, (02).
- [4] FUTAGAMI, K., Y. Ohkusa. The Quality Ladder and Product Variety: Larger Economies May Not Grow Faster [J]. *The Japanese Economic Review*, 2003, (03).
- [5] BALDWIN, R. E., P. Martin. Agglomeration and regional growth [J]. *Handbook of Regional & Urban Economics*, 2004, (04).
- [6] 张艳, 刘亮. 经济集聚与经济增长——基于中国城市数据的实证分析 [J]. *世界经济文汇*, 2007, (01).
- [7] 高健, 吴佩林. 城市人口规模对城市经济增长的影响 [J]. *城市问题*, 2016, (06).
- [8] 张自然. 城市规模、空间聚集与经济增长 [J]. *社会科学战线*, 2020, (05).
- [9] FUJITA, M., J. —F. O. Thisse. Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses from It? [J]. *The Japanese Economic Review*, 2003, (02).
- [10] CROZET, M., P. KOENIG. The Cohesion vs Growth Tradeoff—Evidence from EU Regions (1980—2000) [J]. in *ERSA conference papers*. 2005.
- [11] DUPONT, V. Do geographical agglomeration, growth and equity conflict? [J]. *Papers in Regional Science*, 2007, (02).
- [12] BRULHART, M., F. SBERGAMI. Agglomeration and growth: Cross—country evidence [J]. *Journal of Urban Economics*, 2009, (01).
- [13] 符森. 地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释 [J]. *经济学(季刊)*, 2009, (04).
- [14] 陆铭. 建设用地使用权跨区域再配置: 中国经济增长的新动力 [J]. *世界经济*, 2011, (01).
- [15] 刘修岩, 邵军, 薛玉立. 集聚与地区经济增长: 基于中国地级城市数据的再检验 [J]. *南开经济研究*, 2012, (03).
- [16] 周慧. 城镇化、空间溢出与经济增长——基于我国中部地区地级市面板数据的经验证据 [J]. *上海经济研究*, 2016, (02).
- [17] BARRO, R. J. Government Spending In A Simple Model Of Endogenous Growth [J]. *Journal of Political Economy*, 1988, (05).
- [18] 张平, 张晓晶. 经济增长、结构调整的累积效应与资本形成——当前经济增长态势分析

[J]. 经济研究, 2003, (08).

[19] 王任飞, 任进杰. 基础设施与中国经济增长: 基于 VAR 方法的研究 [J]. 世界经济, 2007, (03).

[20] JACOBY, H. G., B. MINTEN. On measuring the benefits of lower transport costs [J]. Journal of Development Economics, 2009, (01).

[21] ATACK, J., F. BATEMAN, M. HAINES, et al. Did Railroads Induce or Follow Economic Growth? [J]. Social Science History, 2016, (02).

[22] 刘生龙, 胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007 [J]. 经济研究, 2010, (03).

[23] 张浩然, 衣保中. 基础设施、空间溢出与区域全要素生产率——基于中国 266 个城市空间面板杜宾模型的经验研究 [J]. 经济学家, 2012, (02).

[24] 郑世林, 周黎安, 何维达. 电信基础设施与中国经济增长 [J]. 经济研究, 2014, (05).

[25] 孙早, 杨光, 李康. 基础设施投资促进了经济增长吗——来自东、中、西部的经验证据 [J]. 经济学家, 2015, (08).

[26] 廖茂林, 许万元, 胡翠, 等. 基础设施投资是否还能促进经济增长? ——基于 1994~2016 年省际面板数据的实证检验 [J]. 管理世界, 2018, (05).

[27] 年猛. 交通基础设施、经济增长与空间均等化——基于中国高速铁路的自然实验 [J]. 财贸经济, 2019, (08).

[28] HOLTZ-EAKIN, D., A. E. SCHWARTZ. Infrastructure in a structural model of economic growth [J]. Regional Science and Urban Economics, 1995, (25).

[29] BOARNET, M. G. Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure [J]. Journal of Regional Science, 1998, (03).

[30] 曹跃群, 郭鹏飞, 罗琦. 基础设施投入对区域经济增长的多维影响——基于效率性、异质性和空间性的三维视角 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019, (11).

[31] TOBLER, W. R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region [J]. Economic Geography, 1970, (02).

(责任编辑 张 筠)



## 张自然 研究员



张自然，研究员，博士生导师，中国社会科学院经济研究所经济增长研究室主任，中国社会科学院A类创新工程首席研究员。中国城市发展研究会副秘书长兼城市碳中和工作委员会主任委员。

张自然研究员长期致力于城市化、技术进步与经济增长等方面的研究，主持完成国家社会科学基金重点项目2项，作为子课题负责人或主要成员参与国家社会科学基金重大招标课题5项。在国内外顶级或权威学术期刊发表高质量论文10余篇，其中多篇论文被《新华文摘》《高等学校文科学术文摘》《中国人民大学复印报刊资料》等全文转载或摘录。出版专著30余部，负责或参与撰写的10余份研究报告获得重要等级奖项，其中，《中国经济增长报告》连续多年获得中国社会科学院优秀皮书报告奖；《中国城市化模式、演进机制和可持续发展研究》入选中国社会科学院文库，被评选为中国社会科学院2016年10项重大理论与现实问题研究成果之一。