

# 公共基础设施资本存量对区域经济增长的影响

## ——以长江经济带为例

张津瑞<sup>1, 2</sup> 施国庆<sup>11</sup>

(1. 河海大学 中国移民研究中心, 江苏 南京 210098;

2. 三峡大学 水库移民研究中心, 湖北 宜昌 443002)

**【摘要】:** 以柯布-道格拉斯生产函数模型为基础, 将公共基础设施资本存量引入经济增长模型, 采用空间面板数据模型效应分析研究方法, 利用长江经济带 2003~2016 年统计数据, 考察了不同类型的公共基础设施资本存量在不同时期与区域经济增长的关系。实证结果表明: (1) 长江经济带各省市经济增长存在显著的空间依赖特征, 2008 年之后空间依赖程度及其显著度逐渐下降。(2) 不同类型的公共基础设施资本存量, 对区域经济增长的空间效应存在明显区别。能源基础设施资本存量显著地促进了全域经济增长, 总效应为 0.515; 交通基础设施资本存量显著拉动本地经济增长, 直接效应为 0.0678, 间接效应不明显; 水利环境基础设施资本存量抑制本地经济增长, 拉动邻接地区经济增长, 直接效应为-0.0473, 间接效应为 0.165。(3) 在不同时期, 随着公共基础设施资本存量的不断累积, 其对经济增长的空间效应发生了明显变化。在 2003~2008 年时间段和 2009~2016 年时间段, 能源基础设施资本存量对区域经济增长的空间效应由正转负, 表明其存量已经超过了最佳投资规模, 出现了规模不经济现象; 交通和水利环境类基础设施资本存量在两个时间段的对比表明其对于经济增长的空间效应随着投资量的增加逐渐加强。

**【关键词】:** 公共基础设施资本存量 空间面板模型 经济增长

**【中图分类号】:** F127 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2019)07-1552-11

适度超前的基础设施建设可以有效提升经济增长是我国政府制定经济发展政策的重要经验。2008 年国际金融危机之后, 我国政府推出了“四万亿”公共基础设施投资建设案, 这对于扩大内需、拉动经济增长起到了重要作用。然而, 在取得了重大成就的同时, 也应该认识到这种短期的大规模基础设施投资建设, 使得我国区域之间社会经济发展不平衡的程度进一步拉大<sup>[1]</sup>, 因此, 自“十二五规划”开始, 我国政府提出了“转方式、调结构、稳增长”的经济转型目标。在这一背景下, 建设“长江经济带”上升为国家战略, 并明确指出要提升长江黄金水道功能、建设综合立体交通走廊。以“西气东输”、“西电东送”、沪蓉高速公路、沪蓉沿江高速铁路等大型工程为代表的公共基础设施建设, 不仅促进了区域经济融合, 也提升了要素流动效率, 更是实现长江经济带建设战略目标的现实基础和重要手段。因此, 对长江经济带域内公共基础设施建设投资对经济增长的影响进行研究具有重要意义。

根据世界银行《1994 年世界发展报告》的定义, 经济基础设施主要指: “永久性工程构筑、设备、设施和它们所提供的为居

**作者简介:** 张津瑞(1987-), 博士研究生, 主要从事移民科学与管理、区域经济发展方面研究。E-mail: jr\_zhang@hhu.edu.cn。

**基金项目:** 江苏省普通高校学术学位研究生科研创新计划项目(KYZZ\_0158)“移民安置区基础设施建设投资拉动经济增长测算研究”;湖北省高校人文社科重点研究基地开放基金项目(2014KF12)。

民所用和用于经济生产的服务。”学界对于公共基础设施和区域经济发展相互影响的研究发轫于上世纪 40 年代, 英籍波兰裔经济学家 Rosenstein-Rodan<sup>[2]</sup>提出了“大推进”理论, 认为公共基础设施行业是经济体发展的先导性资本积累, 只有加强基础设施投资, 才能推动国民经济全面均衡的发展, 走出“贫困恶性循环”。这一时期的研究主要是在理论层面上进行探讨, 20 世纪 80 年代末则进入到了实证研究的新篇章。Aschauser<sup>[3]</sup>开创性运用古典的 Cobb-Douglas 生产函数模型, 对 1949~1985 年时间段的美国公共基础设施投资量的下滑和引致的生产率下降进行了计量研究, 发现“核心”基础设施(高速公路、公共交通网、电力能源设施、供水、排污等)对于经济增长有着显著的正向影响, 产出弹性为 0.39。此后公共基础设施投资对全社会总产出和全社会生产率<sup>[4]</sup>的计量研究开始成为一种热潮。之后的研究均证实了某地区公共基础设施投资对于某地区社会总产出有正向效应, 但是对于这种正向效应的强弱程度存在较大争议<sup>[4]</sup>。Bonaglia<sup>[5]</sup>等的研究对基础设施投资具有如此高的产出弹性产生了质疑, 他们的研究以意大利全国为研究对象, 发现公共基础设施对于全要素生产率的增长产生了正向效应, 但产出弹性不高, 如果将全国的时间序列数据分解展开为各地区面板数据后进行分析, 发现不同行业的基础设施投资对于不同区域的影响存在较大差异。几乎同一时期, Boarnet<sup>[6]</sup>的研究发现公共基础设施有可能存在空间溢出效应, 且为负效应。该研究认为一个地区的基础设施投资会加强该地区相对于周边地区产业发展的比较优势, 引致的“抽取”周边地区的产出, 形成一种实质上的马太效应, 这种负向溢出效应更容易出现在本地区发达而周围落后即经济水平悬殊的地区之间。这种差异的产生有两大主要原因, 首先是时间序列数据和面板数据在数据结构和模型设计方面不同, 如果选用数据和模型结构不匹配, 参数估计就会产生较大误差, 其次就是没有考虑到公共基础设施对于经济增长的空间溢出效应。

随着新经济地理学和空间经济学的发兴起, 越来越多的学者更为深刻的认识到公共基础设施的“连通性”特征。随着科技水平的提升, 人类的社会经济活动早已不再是孤立的点状发展, 例如某地区水电工程建设使得全流域乃至电网内的广大区域经济受益, 公路网络的建设使得覆盖范围内的各种生产要素得以自由流通, 等等。因此, 在研究公共基础设施与区域经济增长之间的关系时, 引入“空间”视角是十分必要的。李献国、董杨<sup>[7]</sup>运用面板数据实证了我国 31 个省市自治区基础设施投资规模和经济增长的关系, 表明基础设施投资和经济增长之间呈现倒 U 型关系, 且我国东中西部三个大的经济区块处在不同的发展阶段, 这也间接证实了 Boughes 等<sup>[8]</sup>的观点, 即基础设施投资对经济增长有推动作用, 且规模报酬递减。张学良<sup>[4, 9, 10]</sup>基于中国各区域内交通基础设施和经济增长关系的一系列研究发现, 中国交通基础设施对区域经济增长的产出弹性为正, 空间溢出效应非常显著, 若不考虑空间溢出效应, 会高估交通基础设施对区域经济增长的作用。上述分析普遍倾向于认同公共基础设施建设会促进标的区域的经济增长。不过在中国政府 2008 年启动大规模基础设施建设投资计划案之后, 国内部分学者根据中国经济的实际运行情况提出了不同意见, 他们认为在工业发展水平落后的地区提供过量的基础设施供给, 会对其他类型的投资(如人力资本投资等)形成“挤出效应”, 同时, 不合理的要素投入, 会使得投资的配置效率下降, 将会对经济增长产生不利影响, 李强等<sup>[11, 12]</sup>以及孙早等<sup>[13]</sup>的研究对此类质疑提供了证据。

综上所述, 基础设施和经济增长是一对比较复杂的关系。首先公共基础设施投资作为一种重要的宏观调控政策手段, 对于区域<sup>[14]</sup>经济有直接拉动效应, 可以直接反映到对 GDP 的贡献上, 其次, 公共基础设施投资具有空间溢出效应, 对区域内各经济体的技术外溢、产业对接、要素移动效率等方面产生正面或者负面的影响, 再次, 不同行业的基础设施对于经济增长的影响机理和程度各不相同。

在现实社会经济体系运行过程中, 任何一个地区的经济活动在统计学意义上都不会是独立同分布的状态, 与周边的经济体都有内在的相关性。本文将空间相关性因素纳入考虑, 采用空间计量分析方法, 以长江经济带 11 个省市 2003~2016 年的数据为基础, 对公共基础设施资本存量与经济增长的关系进行分析。

## 1 模型构建

经典计量经济模型的基本设定中往往默认观测变量的独立同分布性, 这样的设定虽然极大地简化了模型仿真的难度, 但是在空间背景中, 这种简化是有些牵强的, 其中很大的原因就是观测变量的空间依赖, 即空间自相关性。应用空间计量模型的前提是研究对象具有显著的空间自相关性, 因此, 首先需要进行空间自相关分析。

### 1.1 空间相关性分析

空间相关性是指一些变量在同一个分布区域内的观测数据之间,潜在的相互依赖,一般运用莫兰指数 Moran' sI 进行衡量。莫兰指数又分为全局莫兰指数和局部莫兰指数,全局指数对总体进行判断,对空间内是否出现集聚现象进行判断,局部指数对集聚的产生地区进行了识别。

全局莫兰指数 Moran' sI 的计算公式为:

$$\text{Moran' s I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij} (y_i - \bar{y}) (y_j - \bar{y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij}} \quad (1)$$

式中:n 为地区数量; $y_i$  为第 i 个地区的观测值; $\bar{y}$  为被检验变量观测值的平均值; $S^2$  为自由度为 n-1 的样本方差; $W_{ij}$  为空间权重矩阵 W 的元素值。值得讨论的是空间权重矩阵有多种构建方法<sup>[14]</sup>,本文建立共边邻接(rook)0-1 构型的空间权重矩阵,首先构建矩阵 C,其元素为赋值如下:

$$C_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{地区 } i \text{ 与地区 } j \text{ 地理相邻, 且 } i \neq j \\ 0, & \text{地区 } i \text{ 与地区 } j \text{ 地理不相邻, 或 } i = j \end{cases} \quad (2)$$

矩阵 C 的对角线元素为 0,即不考虑各地自身的近邻情况,将其标准化后得到空间权重矩阵 W。全局莫兰指数 Moran' sI 取值在-1 至 1 之间,指数大于 0 时,表示数据呈现空间正相关,其值越大空间相关性越明显;指数小于 0 时,表示数据呈现空间负相关,其值越小空间差异越大;指数为 0 时,空间呈随机性。全局莫兰指数是局部莫兰指数统计的平均值,如果局部统计的分布不均匀,总体显示会存在一定的欺骗性,因此,在计算全局莫兰指数之后再行局部莫兰指数的计算,对区域内研究对象的空间效应进行判别。局部莫兰指数的计算公式为:

$$\text{local Moran' s I} = \frac{(y_i - \bar{y})}{S^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_j - \bar{y}) \quad (3)$$

全局莫兰指数和局部莫兰指数本文的全局莫兰指数和局部莫兰指数均使用 Geodal. 10. 0. 8 软件进行测算,并将局部莫兰指数用 LISA 图的形式进行展现。

### 1.2 空间面板计量模型建构

本节主要在 Boarnet<sup>[6]</sup>的模型基础上,借鉴张学良<sup>[10]</sup>的方法,对全社会固定资产存量进行拆分,首先将其拆分为公部门投资  $K_g$  和私部门投资  $K_p$  两大类,然后将公部门投资  $K_g$  再分解为公共基础设施建设资本存量  $K_{inf}$  和公共非生产性投资资本存量  $K_p$ <sup>[13,15]</sup>,建立一个包括公共基础设施变量的区域经济增长模型。各地社会总产出如下式:

$$Y = A \varphi(K_{inf}) \varphi(K_p) f(K_s, L, X) \quad (4)$$

式中:Y 为总产出; $\alpha$ 为技术进步系数; $K_{inf}$ 为公共基础设施建设资本存量; $K_s$ 为私部门投资资本存量; $K_p$ 为除公共基础设施建设投资存量外的其他公部门投资存量; $L$ 为劳动力投入; $X$ 为影响总产出的各类要素所组成的向量,包括人力资本累积、城镇化水平、市场开放度、政府支出规模等新经济增长、新经济地理因素; $\phi$ 和 $\phi$ 表示特定自变量存在的映射关系。式中各种投入满足以下条件:

$$\begin{cases} \alpha'(K_{inf}) > 0, \beta'(K_p) > 0 \\ f_{K_s} > 0, f_{K_s K_s} < 0, \\ f_L > 0, f_{LL} < 0, \\ \frac{\partial Y}{\partial L} = \alpha(K_{inf}) f_L(K_s, L, X), \\ \frac{\partial Y}{\partial K_s} = \alpha(K_{inf}) f_{K_s}(K_s, L, X) \end{cases} \quad (5)$$

为了进一步探讨不同类型的公共基础设施建设对于经济增长的影响,本文将 $K_{inf}$ 拆分为 $K_{energy}$ ,  $K_{transport}$ ,  $K_{water}$ , 得到式:

$$Y = Af(K_{energy}, K_{transport}, K_{water}, K_s, K_p, L, X) \quad (6)$$

为了满足模型构建中对于生产函数的数学特征要求,本文回归模型将基于C-D生产函数对数化后构型对式展开,得到了一个不考虑空间溢出效益的普通面板回归模型(OLS模型):

#### (1) 普通面板回归模型

$$\begin{aligned} \log(Y) = & \alpha + \beta_1 \log(L) + \beta_2 \log(K_{energy}) + \\ & \beta_3 \log(K_{transport}) + \beta_4 \log(K_{water}) + \\ & \beta_5 \log(K_s) + \beta_6 \log(K_p) + \beta_7 \log(X) + \varepsilon \end{aligned} \quad (7)$$

为了进一步研究公共基础设施对于社会总产出的影响及其溢出效应,将被解释变量的内生交互效应 $W\log(Y)$ 、解释变量之间的外生交互效应 $W\log(K)$ 、不同单位干扰项交互效应 $Wu$ 纳入模型中,将上述的OLS模型扩展为空间计量模型,如下:

#### (2) 空间自回归模型 SAR

$$\begin{aligned} \log(Y) = & \alpha + \rho W\log(Y) + \beta_1 \log(L) + \\ & \beta_2 \log(K_{energy}) + \beta_3 \log(K_{transport}) + \\ & \beta_4 \log(K_{water}) + \beta_5 \log(K_s) + \\ & \beta_6 \log(K_p) + \beta_7 \log(X) + \varepsilon \end{aligned} \quad (8)$$

#### (3) 空间误差模型 SEM

$$\log(Y) = \alpha + \beta_1 \log(L) + \beta_2 \log(K_{energy}) +$$

$$\begin{aligned} & \beta_3 \log(K_{transport}) + \beta_4 \log(K_{water}) + \\ & \beta_5 \log(K_s) + \beta_6 \log(K_p) + \beta_7 \log(X) + u \\ & u = \lambda Wu + \varepsilon \end{aligned} \quad (9)$$

#### 4) 空间杜宾模型 SDM

$$\begin{aligned} \log(Y) = & \alpha + \rho W \log(Y) + W \log(K) \theta + \beta_1 \log(L) + \\ & \beta_2 \log(K_{energy}) + \beta_3 \log(K_{transport}) + \\ & \beta_4 \log(K_{water}) + \beta_5 \log(K_s) + \beta_6 \log(K_p) + \\ & \beta_7 \log(X) + \varepsilon \end{aligned} \quad (10)$$

式中： $\rho$  表示空间自回归系数(因变量空间滞后项系数)， $\alpha$  是常数项， $\beta$  表示自变量参数， $\lambda$  表示空间自相关系数，表征样本观察值的空间依赖作用， $\varepsilon$  表示残差项， $\theta$  表示自变量空间滞后项的系数。当  $\theta=0$  时，SDM 模型将退化为 SAR 模型；当  $\theta + \rho \beta = 0$  时，SDM 模型将退化为 SEM 模型，因此，在进行计量模型选择时，需对以下两个假设进行检验：

$$H_0: \theta = 0; H_1: \theta \neq 0 \quad (11)$$

$$H_0: \theta + \rho\beta = 0; H_1: \theta + \rho\beta \neq 0 \quad (12)$$

若假设未被拒绝，则表示 SAR 模型比 SDM 模型更为适用；若假设未被拒绝，则表示 SEM 模型比 SDM 模型更为适用；若两个假设均未被拒绝，则表示 SAR 是最优模型；若两个假设均被拒绝，那么 SDM 即为最优模型。检验方法为 Waldtest 检验和 likelihood-ratiotest 检验。

在空间面板计量模型中，采用直接效应和间接效应(溢出效应)测度自变量对因变量的空间效应<sup>[16]</sup>。

#### 1.3 样本选取和数据来源

选取长江经济带 11 个省份 2003~2016 年的样本数据进行建模实证分析，各省份地区生产总值和各类型投资、资本存量以 2003 年的不变价格计算。部分变量说明如下：

总产出  $Y$  为研究标的区域实际社会总产出 GDP(单位:亿元)，以 2003 年为 100 的全国 GDP 平减指数对隔年的名义 GDP 进行调整，计算公式为： $\text{Real GDP} = \frac{\text{nominal GDP}}{\text{GDP deflator}}$ ，其中 GDP 平减指数的计算公式为  $\text{GDP deflator} = \frac{\text{nominal GDP}_t \times \text{GDP index}_{2003}}{\text{GDP index}_t \times \text{nominal GDP}_{2003}}$ 。劳动力投入  $L$  选择城镇年末就业人数作为各地区社会劳动力供给的测度数据。

各类资本存量  $K$  的测度。对各类资本存量的估算采用被广泛采用的永续盘存法进行处理，其基本公式为： $K_{ijt} = I_{ijt} + (1 - \delta) \times K_{ijt-1}$ ， $t=1, 2, \dots, 14$ ，其中， $K_{ijt}$  为由  $i$  省份  $j$  行业第  $t$  年各地固定资本存量形成额组成的向量， $I_t$  为第  $t$  年各地区全社会固定资产投资额组成的向量， $\delta$  为折旧率。对于固定资本存量的测算，张军<sup>[17]</sup>和单豪杰<sup>[18]</sup>等做出了富有成效的研究，本文借鉴张军的研究结果，设定  $\delta$  为 9.6%，用基期的实际固定资本形成总额除以 10% 得到基期资本存量。

由于国家统计局的统计口径在《中国统计年鉴 2004》调整了之前的统计口径，因此公部门和私部门投资额统计细项会有一

定差别。选定 2003 年为各类别资本存量计算的基准年。2003 年的各地区分行业固定资产投资数据由各地区基本建设投资和各行业更新改造投资两部分组成,2004 年至 2016 年的各地区分行业固定资本投资数据由统计年鉴资料直接给出。在下文的讨论中, $K_{energy}$  简称能源基础设施建设资本存量, $K_{transport}$  简称交通基础设施建设资本存量, $K_{water}$  简称水利环境基础设施建设资本存量。

具体分类各类资本存量 K 具体分类见表 1。

表 1 资本存量 K 的分类

分类	资本存量项目
$K_s$	农林牧渔业,采掘业,制造业,建筑业,批发零售贸易业,住宿和餐饮业,金融业,房地产业,租赁和商务服务业
$K_{inf}$	$K_{energy}$ 电力燃气及水的生产和供应业, $K_{transport}$ 交通运输仓储和邮政业, $K_{water}$ 水利、环境和公共设施管理业
$K_p$	信息传输、计算机服务和软件业,科学研究、技术服务和地质勘查业,居民服务和其他服务业,教育,卫生、社会保障和社会福利业,文化、体育和娱乐业,公共管理和社会组织,国际组织

人力资本存量 H 的测度,采用平均受教育年限作为代理变量,这是将“教育获得”作为人力资本水平的度量指标,国内学者张学良<sup>[10]</sup>、徐现祥等<sup>[19]</sup>的研究,也是采用的这样的方法。本文设定人力资本存量的测度公式为:

$$H = 6n_1 + 9n_2 + 12n_3 + 16n_4 \quad (13)$$

其中  $n_1, n_2, n_3, n_4$  分别表示各地 6 岁以上人口中小学、初中、高中、大专及以上文化程度人口在各地总人口中所占的比重,数据来源于《中国教育统计年鉴》、《中国统计年鉴》。

控制变量 Z 的选取。本文选取城镇化水平  $Z_1$ , 市场开放度  $Z_2$ , 政府支出  $Z_3$  作为计量模型的控制变量。其中,  $Z_1$  以城镇化率进行测度, 城镇化率=城镇常住人口/总人口,  $Z_2$  以各地区 FDI 和进出口总额占 GDP 的比重进行测度,  $Z_3$  以政府支出占 GDP 的比重来测度各地区的政府支出规模。城镇化率和市场开放度测算数据来源于历年《中国统计年鉴》, 政府支出数据来源于历年《中国财政统计年鉴》。

## 2 实证结果及讨论

### 2.1 空间相关性检验结果

在进行空间计量分析之前,对因变量的空间相关性进行检验,若存在空间相关性,即可使用空间计量模型分析,否则应采用不存在空间交互效应的普通面板模型。按照式的计算方法,运用 STATA/MP14.2 软件得到长江经济带 11 个省市的全局莫兰指数。计算结果见表 2。

表 2 2003~2016 年长江经济带实际 GDP 空间自相关检验结果

年份	Moran' sI	z 值	年份	Moran' sI	z 值
2003	0.329**	2.369	2010	0.264**	2.108
2004	0.338**	2.421	2011	0.236**	1.964
2005	0.329**	2.393	2012	0.214*	1.854
2006	0.323**	2.376	2013	0.201*	1.796
2007	0.323**	2.378	2014	0.191*	1.747
2008	0.311**	2.335	2015	0.184*	1.716
2009	0.283**	2.208	2016	0.154	1.418

从区域经济增长全局空间影响来看(表 2),长江经济带各省市的社会总产出呈现较为显著的空间依赖性。2003~2011 年的莫兰指数通过了 5%水平下的显著性检验,2012~2015 年的莫兰指数通过了 10%水平下的显著性检验,且莫兰指数均落在 (0, 1) 区间内,说明长江经济带各省市的社会总产出存在显著的空间正相关性;2016 年的全局空间相关性检测未通过显著性检验,说明空间相关性不显著。从局部空间影响来看,东部地区(江苏、浙江、上海)呈现出了较强的正向空间聚集特征(高-高区),这些富裕的省份在空间上倾向于集聚在一起,形成良好的经济互动关系;湖南省所代表的长江经济带中游地区也表现出了负向空间聚集特征(低-低区),本身的社会总产出低于全域均值,且周边的邻接省份也都低于均值,这一情况的产生主要是因为中部地区缺乏一个强有力的经济增长极,经济关联程度相对较低;较为特殊的是四川省(高-低区)和安徽省(低-高区),其经济增长水平与周边省市呈现出显著的空间负相关性。

值得注意的是,从 2008 年开始,全局莫兰指数呈现出下降趋势,说明各省市之间的空间相关性呈现逐步下降的趋势,空间集聚效应逐步减弱,这一结论在局部莫兰指数的测算结果中也得到了印证,见图 1。

## 2.2 计量模型选择

空间计量模型由普通面板计量模型发展而来,在对于模型方法的选择,应从普通面板模型开始。首先对普通面板模型(OLS)的随机效应和固定效应选择进行豪斯曼检验,检验值为 35.65,在 1%水平下通过假设检验,表明在模型强烈拒绝了随机效应的原假设,故选择固定效应计量模型进行分析是合理的,进一步对固定效应 OLS 模型进行 LM 检验(表 3),无论是传统的 LM 检验还是稳健的 LM 检验,均拒绝了没有空间滞后被解释变量的假设和没有空间自相关误差项的原假设。上述检验表明,模型设定中的空间滞后和空间误差都存在,应在 SAR 和 SEM 模型中进行比选,而 LeSage 等<sup>[16]</sup>则认为,此时也应将 SDM 纳入模型被选范围中。

如前文 1.2 节中所述,对 SAR、SEM、SDM 模型的选择,核心是对两个假设进行验证,其目的在于检验 SDM 模型是否会退化为 SAR 模型或者 SEM 模型,因此首先运用 SDM 模型进行参数估计。

首先进行豪斯曼检验,对“选择随机效应的 SDM 模型更优”的原假设进行检验,得到检验值为-82.24,表示模型接受了原假设,应使用随机效应 SDM 模型,然后进行 Wald 检验和 LR 检验,两个检验均强烈拒绝了原假设(表 4),说明 SDM 模型不会退化为 SAR 模型或者 SEM 模型,故选择具有随机效应的 SDM 是合适的。

## 2.3 计量模型回归结果

根据前文分析, 本文适合采用随机效应 SDM 模型, 因此, 按照式的模型, 对区域内社会总产出的影响因素进行随机效应的空间计量分析, 通过 STATA/MP14.2 软件进行计算, 各参数估计结果见表 5。

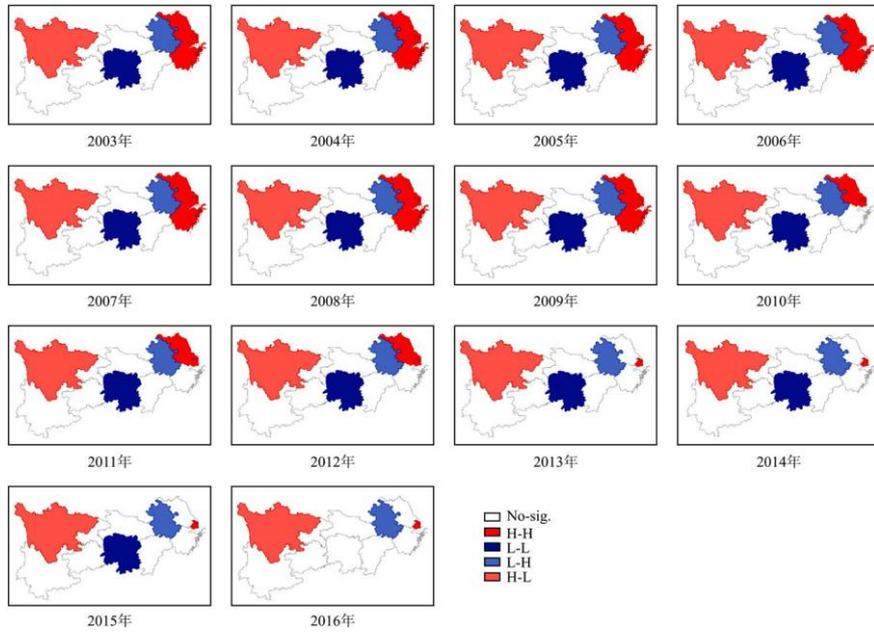


图 1 2003~2016 年长江经济带 GDP 局部莫兰指数 LISA 图

表 3 非空间交互固定效应模型的 LM 检验结果

指标	检验值	指标	检验值
R <sup>2</sup>	0.9837	Moran' sI	0.203*
LM-lag	10.644***	Robust-LM-lag	10.685***
LM-error	0.005*	Robust-LM-error	0.046*

表 4 具有随机效应的空间杜宾模型 LR 检验和 Wald 检验结果

指标	检验值	指标	检验值
LR-lag	174.00***	Wald-lag	188.52***
LR-error	157.05***	Wald-error	154.65***

在非空间模型中, 解释变量的系数是显著异于零的, 且有预期的符号, 因此可以直接根据各变量的系数进行弹性分析, 然而, 在使用空间杜宾模型 SDM 进行分析时, 由于引入了空间滞后项 WY 和 WX, 使得变量之间的弹性是有偏的, 因此用弹性分析来度量自变量和因变量之间的关系是不合适的<sup>[20]</sup>。Le Sage 等<sup>[16]</sup>论证了空间回归模型进行变量效应分析的方法, 并提出空间回归模型解释

变量对因变量的影响应该分为直接效应、间接效应和总效应。本文在随机效应 SDM 模型进行参数估计的基础之上,对影响长江经济带区域经济增长各因素的效应进行分解,得到了影响社会总产出的各种变量的直接效应、间接效应和总效应。结果见表 6。

表 5 具有随机效应的空间杜宾模型的估计结果

自变量	参数估计值	空间滞后项	参数估计值
lnL	0.459*** (3.91)	WlnL	1.262*** (4.11)
lnK <sub>s</sub>	0.274*** (6.16)	WlnK <sub>s</sub>	-0.205*** (-4.41)
lnK <sub>energy</sub>	0.0456** (2.35)	WlnK <sub>energy</sub>	0.218*** (3.61)
lnK <sub>transport</sub>	0.0818*** (3.66)	WlnK <sub>transport</sub>	-0.105*** (-2.89)
lnK <sub>water</sub>	-0.0663*** (-3.16)	WlnK <sub>water</sub>	0.127** (2.28)
lnK <sub>p</sub>	-0.0268 (-0.69)	WlnK <sub>p</sub>	-0.204*** (-4.36)
lnH	-0.0707 (-0.53)	WlnH	0.0129 (0.08)
lnZ <sub>1</sub>	0.0429 (0.28)	WlnZ <sub>1</sub>	0.837*** (3.56)
lnZ <sub>2</sub>	0.0903*** (3.54)	WlnZ <sub>2</sub>	0.0537 (1.32)
lnZ <sub>3</sub>	-0.0163 (-0.51)	WlnZ <sub>3</sub>	0.116 (1.63)
常数项	-9.991*** (-3.75)	ρ	0.479*** (8.42)

表 6 空间效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnL	0.753*** (5.33)	2.550*** (5.46)	3.303*** (5.62)
lnK <sub>s</sub>	0.258*** (9.51)	-0.130** (-2.02)	0.128 (1.58)
lnK <sub>energy</sub>	0.0953*** (3.85)	0.420*** (4.96)	0.515*** (4.80)
lnK <sub>transport</sub>	0.0678** (2.37)	-0.118 (-1.45)	-0.0497 (-0.47)
lnK <sub>water</sub>	-0.0473** (-2.05)	0.165** (2.03)	0.118 (1.16)
lnK <sub>p</sub>	-0.0680** (-1.96)	-0.368*** (-4.15)	-0.436*** (-4.06)
lnH	-0.0732 (-1.07)	-0.0340 (-0.24)	-0.107 (-0.71)
lnZ <sub>1</sub>	0.207** (2.33)	1.460*** (6.18)	1.667*** (5.80)
lnZ <sub>2</sub>	0.111*** (5.78)	0.171*** (3.18)	0.283*** (4.32)

$\ln Z_3$	0.00608 (0.19)	0.190** (2.29)	0.196** (2.06)
-----------	----------------	----------------	----------------

由于在空间相关性分析中发现,2008年是一个重要的时间节点,在2008年之前,无论是全局相关性检验,抑或局部相关性检验,检验结果较为稳定;2008年之后,全局相关性下降,局部相关性的显著性也逐年降低。在实际的社会经济运行过程中,2008年也是中国经济发展的重要节点年份。是年美国爆发的次贷危机造成了全球性的金融恐慌,其带来的负面影响迅速蔓延全球,中国健康平稳的高速经济增长速度迅速滑落,为了应对社会总需求迅速下滑的,避免经济增长“硬着陆”,中国政府于2008年推出了“扩内需、稳增长”的十项措施,其中非常重要的措施就是加快基础设施建设投资,长江经济带所涵盖的区域作为我国经济活动最活跃、地域跨度最广的地域,也是此次大规模经济刺激的重点投资标的。在此背景之下,本文运用SDM模型为基础,对2003~2008年和2009~2016年这两个时间段的空间面板数据进行了再测算。在2003~2016年时间段的测算中,使用了具有随机效应的SDM模型,但是在对样本空间较小的面板数据进行处理时,则倾向采用固定效应的SDM模型<sup>[21]</sup>,在对时间、空间、时空双固定的固定效应SDM模型进行LR检验后,发现时空双固定SDM模型为最优模型选择,得到自变量对因变量影响效应的分解并进行对比。其中,直接效应反应本地基础设施建设资本存量改变对于本地经济增长的影响,间接效应是邻近地区基础设施建设资本存量对于本地经济增长的见表7。

## 2.4 结果分析与讨论

分析公共基础设施建设投资存量对区域经济增长的作用,是本文关注的主要问题。本文将全社会固定资产投资中的公共基础设施投资分离出来,选取了 $K_{energy}$ ,  $K_{transport}$ ,  $K_{water}$ 作为核心变量进行分析,并保留了其他类型的固定资产投资存量变量 $K_s$ 、 $K_o$ 、新古典经济增长模型中的重要变量劳动力投入 $L$ 和新地理经济学因素人力资本存量 $H$ 作为自变量,并在此基础上选取了与基础设施、经济增长相关的其他变量作为控制变量,多维度的探讨这一问题。

(1)能源基础设施建设资本存量在2003~2016年时间段对区域经济增长存在显著的直接效应、间接效应和总效应,分别为0.0953、0.420、0.515,表现出对于经济增长极强的促进作用。但在分时间段的分析中,能源类型的基础设施建设对于区域经济增长所产生的作用却发生了改变;在2003~2008年时间段的直接效应不显著,间接效应和总效应分别为0.502、0.502,在2009~2016年时间段的直接效应、间接效应和总效应为-0.0516、-0.215、-0.267,表示在2008年之后,能源基础设施建设资本存量本地及邻接省份的经济增长均产生了抑制作用(表6、表7,下同)。

说明能源基础设施其对区域经济增长存在极强的基础性作用,前期这一部分的要素投入对于区域经济的中长期增长效果显著,在达到最优规模之后,出现了总体效用下降的规模不经济现象,继续进行此类投资,可能会对其他类型的固定资产投入产生“挤出效应”,造成资源配置的扭曲,降低生产效率,从而拉低了区域经济的增長<sup>[22]</sup>。

表7 分时段的空间效应分解

变量	直接效应		直间接效应		直总效应	
	2003~2008	2009~2016	2003~2008	2009~2016	2003~2008	2009~2016
$\ln L$	-0.0293	0.345**	-0.321*	1.393***	-0.350	1.738***
	(-0.38)	(2.01)	(-1.84)	(3.09)	(-1.53)	(3.08)
$\ln K_s$	0.100***	0.313***	-0.177*	0.225**	-0.0766	0.539***

	(2. 79)	(8. 44)	(-1. 78)	(2. 29)	(-0. 78)	(4. 34)
lnK <sub>energy</sub>	0. 000202	-0. 0516**	0. 502***	-0. 215***	0. 502***	-0. 267***
	(0. 01)	(-2. 24)	(7. 60)	(-3. 70)	(5. 65)	(-3. 73)
lnK <sub>transport</sub>	0. 0688*	0. 0734***	-0. 183***	-0. 0932	-0. 114**	-0. 0198
	(1. 92)	(2. 67)	(-3. 49)	(-1. 64)	(-2. 06)	(-0. 26)
lnK <sub>water</sub>	0. 0779***	-0. 0823***	-0. 191***	0. 0282	-0. 113***	-0. 0542
	(3. 05)	(-4. 16)	(-4. 78)	(0. 60)	(-2. 60)	(-0. 92)
lnK <sub>p</sub>	-0. 163***	-0. 0163	-0. 348**	-0. 151***	-0. 512***	-0. 167***
	(-2. 85)	(-0. 56)	(-2. 26)	(-3. 49)	(-2. 70)	(-2. 92)
lnH	-0. 0121	0. 0445	-0. 0528	-0. 256	-0. 0649	-0. 212
	(-0. 26)	(0. 62)	(-0. 65)	(-1. 33)	(-1. 04)	(-0. 98)
lnZ <sub>1</sub>	-0. 173**	0. 351***	-0. 290**	0. 984***	-0. 463***	1. 335***
	(-2. 17)	(3. 35)	(-2. 06)	(4. 07)	(-3. 61)	(4. 22)
lnZ <sub>2</sub>	0. 0613***	0. 0459***	-0. 0704***	0. 0856***	-0. 00910	0. 132***
	(4. 80)	(3. 34)	(-3. 38)	(2. 82)	(-0. 42)	(3. 97)
lnZ <sub>3</sub>	-0. 121***	-0. 0414	0. 0354	-0. 106	-0. 0854**	-0. 148*
	(-4. 04)	(-1. 60)	(0. 79)	(-1. 33)	(-1. 98)	(-1. 80)

(2) 交通基础设施建设资本存量在 2003~2016 时间段对区域经济增长的直接效应为 0.0678, 其间接效应、总效应不显著; 在 2003~2008 时间段, 交通基础设施建设投资直接效应、间接效应、总效应分别为 0.0688、-0.183、-0.114; 在 2009~2016 时间段直接效应贡献度和显著性有所提升, 为 0.0734, 间接效应、总效应不显著。

由于交通基础设施可以显著的增强区域间的要素流动效率、降低物流成本, 单一地区的交通基础设施投资增加、建设水平提升, 会有效地降低该地区的商品产出成本, 使得该地区商品产出形成对周边地区的价格优势, 在一定时间内对周边地区的经济增长产生负面效应。这一情况也从侧面呼应了本文在前文 2.1 中关于空间相关性的分析, 由于长江经济带经济增长存在显著的空间集聚特征, 具有相似社会总产出的省份在吸引生产要素方面存在着竞争关系, 但其空间集聚效应可能更明显<sup>[10]</sup>, 随着周边地区基础设施投资的增加, 建设水平的趋同, 单一地区的产出优势会逐步减弱, 反映在现实社会经济生活中, 随着 2008 年之后大规模基础设施建设投资在区域范围内的开展, 这一扩散趋势在长江经济带范围内逐步显现, 对应模型实证结果中可以看出, 2009~2016 时间段, 交通基础设施对于本地经济增长的直接效应增强, 而对周边地区的抑制效应降低, 显著性也明显下降。

(3) 水利环境基础设施建设资本存量在 2003~2016 年时间段对区域经济增长的直接效应、间接效应分别为-0.0473、0.165, 总效应不显著; 在 2003~2008 年时间段, 其直接效应、间接效应和总效应分别为 0.0779、-0.191、-0.113; 在 2009~2016 年其直接效应为-0.0823, 间接效应和总效应不显著。

水利环境基础设施投资在中短周期的测算中,其间接效应和中长周期面板数据的测算结果截然相反;在2008年之前的此类投资对本地区经济增长表现出拉动作用,2008年之后则显示出了对本地区经济增长的抑制作用。这种情况的产生,可能和此类建设项目的特征有关。水利环境类建设项目由于其显著的跨流域特点,往往是上游经济落后地区为生态环境保护“埋单”,下游经济发达地区受益,且纵向的转移支付力度不足,横向的补偿机制缺乏,在短中期出现投资建设者和实际受益者形成利益冲突,在投资总量较低的时候,这种矛盾尚不明显,当水利环境类基础设施投资量加大时,带来的环保力度加强、土地淹没等问题会使其对本地或者周边地区的增长产生抑制作用,而在中长期,由于各类基础设施建设水平的提升,以及长江经济带经济增长驱动力来源发生了变化,本地对于水利环境类的投资逐步改善了周边地区的投资环境、提升劳动效率,引致的促进了周边地区的增长<sup>[23]</sup>。

(4) 其他各类自变量中,劳动力投入  $L$ 、私部门固定资产投资  $K_s$ 、人力资本存量  $H$  对于区域经济增长的贡献仍然很大,而非公共基础设施建设的公部门固定资产投资  $K_g$  对经济增长的贡献为负,对本地和周边地区的增长呈现出了抑制作用。2008年之后,劳动力投入  $L$  对区域经济增长的促进作用有所下降,但在所有的影响因素中,劳动力投入的贡献度仍然是最大的,这从侧面也证明了中国经济的增长,人口红利仍然发挥了不可忽略的影响<sup>[24]</sup>。私部门固定资产投资  $K_s$  在2003~2016时间段直接效应显著为正,间接效应和总效应不显著;2008~2016时间段直接效应、间接效应、总效应均呈现出显著的正效应,表明私部门固定资产投资在域内形成良好的经济正向循环效应。人力资本存量  $H$  对区域经济增长贡献不显著。

(5) 本文选取了城镇化水平、市场开放度、政府支出作为研究公共基础设施建设对区域经济发展影响的控制变量。城镇化水平和公共基础设施建设的供给是相辅相成的影响因素,城镇化水平的提升,往往伴随着大量的人口迁移和产业结构的转变、区域经济的集聚效应产生,2003~2016时间段的要素空间效应可以看出,城镇化水平对经济增长的直接效应不显著,间接效应和总效应显著,在2008年之后,城镇化水平对经济增长的贡献度和显著性水平有所下降。市场开放度在2003~2016年时间段对区域经济增长存在显著的直接效应、间接效应和总效应,2008年之后,市场开放度对区域经济增长效应不显著。2003~2016时间段政府支出对于区域经济增长存在空间溢出效应,而直接效应和总效应不显著,2008年之后,其对经济增长的贡献均不显著。

### 3 结论

本文采用空间面板数据模型研究方法,利用长江经济带2003~2016年面板数据,考察了不同类型的公共基础设施建设资本存量在不同时期与区域经济增长的关系。本文的空间计量模型仿真结果发现:

(1) 长江经济带各省市的社会总产出存在显著的空间相关性,但2008年之后,随着我国以加强基础设施建设投资为手段的大规模经济刺激计划的推出,区域内社会总产出的空间相关性逐渐下降。(2) 不同类型的公共基础设施建设,对区域经济增长的空间效应存在明显区别。在2003~2016年时间段,能源基础设施建设资本存量对于经济增长的总效应最大(直接效应、间接效应和总效应分别为0.0953、0.420、0.515),能够显著的促进全域经济增长;交通基础设施建设资本存量能够拉动本地经济增长(直接效应为0.0678),对于周边地区的拉动效应不明显;水利环境基础设施建设资本存量具有显著的空间溢出效应(直接效应、间接效应分别为-0.0473、0.1650)。(3) 在不同时期,公共基础设施建设资本存量对经济增长的空间效应发生了明显变化。在2003~2008年时间段和2009~2016年时间段,能源基础设施建设资本存量对区域经济增长的空间效应完全相反(2003~2008年时间段的直接效应不显著,间接效应和总效应分别为0.502、0.502;2009~2016年时间段的直接效应、间接效应和总效应为-0.0516、-0.2150、-0.2670),对经济增长的作用由拉动转变为抑制,已经越过了最佳投资规模,出现了规模不经济现象,呈现“倒U型”特征;交通(在2003~2008时间段,交通基础设施建设投资直接效应为0.0688,间接效应为-0.183;在2009~2016时间段直接效应贡献度和显著性有所提升,为0.0734,间接效应变为不显著)、水利环境类(2003~2008年时间段直接效应为0.0779,间接效应为-0.1910;2009~2016年时间段,其直接效应减弱为-0.0823,间接效应变为不显著)基础设施建设资本存量在两个时间段的对比中表现出其对于经济增长的空间效应随着投资量的增加逐渐加强。

总体而言,现阶段推动长江经济带地区基础设施建设,仍然是拉动区域经济增长的有效措施,其中交通基础设施和水利环境基础设施建设对于经济增长的拉动,还具有相当程度的潜力,能源基础设施建设则应适度控制建设规模,避免对私部门投资产生

---

挤出效应。最后,需要指出,本文采用了空间面板数据,估计了全域内各类基础设施建设资本存量对区域经济增长的空间效应,但仍需具体到区域内部,进一步分析公共基础设施资本存量对于区域内各个实体的影响程度、大小,这是一个更为复杂且很有意义的问题。

#### 参考文献:

- [1]刘生龙,郑世林. 交通基础设施跨区域的溢出效应研究——来自中国省级面板数据的实证证据[J]. 产业经济研究,2013(4):59-69.
- [2]ROSENSTEIN-RODAN P N. Problems of industrialization of eastern and south-eastern europe[J]. Economic Journal, 1943, 53 (210-211) :202-211.
- [3]ASCHAUER D A. Is public expenditure productive?[J]. Journal of Monetary Economics, 1989, 23 (2) :177-200.
- [4]张学良. 中国交通基础设施与经济增长的区域比较分析[J]. 财经研究,2007(8):51-63.
- [5]BONAGLIA F, FERRARA E L, MARCELLINO M. Public capital and economic performance:Evidence from Italy[J]. Giornale Degli Economisti E Annali Di Economia,2000,60(Anno 113) (2) :221-244.
- [6]BOARNET M G. Spillovers and the locational effects of public infrastructure[J]. Journal of Regional Science, 1998,38(3):381-400.
- [7]李献国,董杨. 基础设施投资规模与经济增长——基于 1993~2014 年东、中、西部省级面板数据分析[J]. 宏观经济研究. 2017(8):86-93.
- [8]BOUGHEAS S, DEMETRIADES P O, MAMUNEAS T P. Infrastructure, specialization, and economic growth[J]. Canadian Journal of Economics/revue Canadienne Déconomique,2010,33(2):506-522.
- [9]张学良. 中国区域经济收敛的空间计量分析——基于长三角 1993~2006 年 132 个县市区的实证研究[J]. 财经研究,2009(7):100-109.
- [10]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.
- [11]李强. 基础设施投资、教育支出与经济增长基础设施投资“挤出效应”的实证分析[J]. 财经理论与实践,2012(3):72-77.
- [12]李强,郑江淮. 基础设施投资真的能促进经济增长吗?——基于基础设施投资“挤出效应”的实证分析[J]. 产业经济研究,2012(3):50-58.
- [13]孙早,杨光,李康. 基础设施投资对经济增长的贡献:存在拐点吗——来自中国的经验证据[J]. 财经科学,2014(6):75-84.

- 
- [14]BAVAUD F.Models for spatial weights:A systematic look[J].Geographical Analysis, 1998, 30 (2) :153-171.
- [15]姜轶嵩,朱喜.中国的经济增长与基础设施建设[J].管理评论,2004(9):57-62.
- [16]JAMES L, ROBERT K P.Introduction to spatial econometrics[M].Beijing University Press, 2014.
- [17]张军,章元.对中国资本存量K的再估计[J].经济研究,2003(7):35-43.
- [18]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(10):17-31.
- [19]徐现祥,舒元.中国省区经济增长分布的演进(1978-1998)[J].经济学(季刊),2004(2):619-638.
- [20]ELHORST J P.Spatial econometrics:From cross-sectional data to spatial panels[M].China Renmin University Press, 2015.
- [21]丁黄艳.长江经济带基础设施发展与经济增长的空间特征——基于空间计量与面板门槛模型的实证研究[J].统计与信息论坛,2016,31(1):24-32.
- [22]廖茂林,许召元,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,2018,34(5):63-73.
- [23]张勋,张睿.水利基础设施的经济增长效应及其作用机制[J].财政研究,2017(10):30-42.
- [24]王智勇.人口集聚与区域经济增长——对威廉姆森假说的一个检验[J].南京社会科学,2018(3):60-69.