

# 基于空间关联的中国地级市经济增长要素解析

王 鹤 陈小庭

(湖南科技大学商学院,湖南 湘潭 411201)

**[摘 要]** 地级市作为区域经济发展的主体,对其经济增长要素的解析能更真实地反映我国经济增长的源泉。研究结果表明:各地级市市辖区地区生产总值、固定资产投资及从业人员数都存在明显的空间正相关,而忽略这种相关性将低估全要素生产率的值;中国城市经济增长的“粗放式”模式并没有得到明显的改善,全要素生产率对经济增长的影响并没有明显提升;中国城市经济依然处于资本投入型经济增长方式阶段,资本投入的平均贡献份额达 69.72%,是地级市经济增长的主要源泉。

**[关键词]** 经济增长;全要素生产率;C-D 生产函数;空间相关

**[DOI 编码]** 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2018.02.013

**[中图分类号]**F061.5 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2018)02-0142-11

## 一、引言与文献回顾

长期以来,经济增长来源与经济增长方式一直都是经济学研究的重要问题,而全要素生产率(TFP)的测度与贡献率成为分析该问题的核心。一般认为,全要素生产率对经济增长的贡献率超过 50%,则经济增长方式以集约型为主,而劳动与资本等生产要素投入的贡献率超过 50%,则经济增长方式以粗放型为主。改革开放以来,中国经济持续高速增长,产生了“中国经济高速增长之谜”,为了探讨中国经济增长的来源与要素贡献,学者们从理论上和实证上做了大量的研究。在理论方面,主要是基于柯布-道格拉斯(Cobb-Douglas)生产函数的扩展,细分各要素对经济增长的影响;在实证方面,主要从不同层面对全要素生产率进行测度,考查其贡献率。

关于 C-D 生产函数的拓展研究,主要从两个方面进行。第一,对要素的分解,彭国华(2005)<sup>[1]</sup>等考虑到教育使劳动者生产效率提高,建立了一个人力资本增强型的 C-D 生产函数;何予平(2006)<sup>[2]</sup>、陈长江和高波(2012)<sup>[3]</sup>为了分析制度和企业家精神对我国区域经济增长的影响,将制度与企业家精神变量引入 C-D 生产函数;吴海民(2006)<sup>[4]</sup>等将科技、资源消

**[基金项目]**国家自然科学基金青年项目“基于空间关联的区域房价泡沫化传染风险及长效调控政策研究”(7174051);湖南省哲学社会科学青年基金项目“‘长江经济带’战略框架下湖南省产业空间结构优化与配套政策研究”(14YBA155)

**[作者简介]**王鹤(1982-),男,湖南娄底人,湖南科技大学商学院讲师,经济学博士。主要研究方向:区域经济学、空间计量经济学。

耗等因素从常数项中分离出来,成为与资本、劳动投入相并列的独立要素,得到了相关 C-D 生产函数。第二,对可变弹性的分析,章上峰、许冰(2009)<sup>[5]</sup>等针对不变弹性生产函数可能存在的不足,讨论了时变弹性生产函数与全要素生产率,得到了不同时期资本和劳动力的时变产出弹性;董敏杰和梁泳梅(2013)<sup>[6]</sup>建立了一个可以测算经济增长来源的非参数分析理论框架,将产出总增长率分解为效率变化累计贡献、技术进步累计贡献、劳动累计贡献与资本累计贡献四部分。

关于全要素生产率的测度研究,主要从如下三个层面进行。第一,从国家层面,张德霖(1990)<sup>[7]</sup>较早测算了中国经济增长中的全要素生产率,此后,多位学者对全要素生产率进行了估算,王小鲁(2000)<sup>[8]</sup>、郭庆旺和贾俊雪(2005)<sup>[9]</sup>等;近年来,研究更为细致深入,往往在测算后,进一步分析了全要素生产率的变化原因或对经济增长的贡献,如:王小鲁等(2009)<sup>[10]</sup>发现全要素生产率中外源性效率提高的因素在减少,技术进步和内源性效率改善的因素在增加,董敏杰和梁泳梅(2013)<sup>[6]</sup>估算了全要素生产率、劳动与资本对中国经济增长的贡献份额。第二,从区域层面,杨飞虎(2009)<sup>[11]</sup>发现代表技术进步的全要素生产率对江西省经济增长的贡献率长期在 20% 左右;高怡冰(2014)<sup>[12]</sup>利用随机前沿生产函数计算 2000-2011 年广东各地区的全要素生产率,研究表明人力资本、研发投入和基础设施对广东的全要素生产率有着显著的正向影响;张立新和孙立扬(2016)<sup>[13]</sup>计算了江苏省 2000-2013 年的全要素生产率增长率,发现全要素生产率增长的贡献逐期递增。第三,从行业层面,涂正革和肖耿(2005)<sup>[14]</sup>运用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长进行了分解与分析;叶珊瑚等(2014)<sup>[15]</sup>从微观角度,利用汽车企业数据完成了对汽车行业全要素生产率的测量;其他学者测算了高技术产业(马海涛、郝晓婧,2016<sup>[16]</sup>)、火电行业(朱承亮,2016<sup>[17]</sup>)等的全要素生产率。

上述文献从不同方面和不同层面对我国经济增长要素做出创造性和规范性的研究,对正确认识和分析我国经济增长源泉与方式提供了帮助。然而,针对现有研究,至少可以从以下三方面做深入探讨:第一,区域内经济结构的差异往往被国家层面与省级层面加总数据所掩盖,地级市作为区域经济发展的主体,对其经济增长要素的解析,将能更真实地反映出我国经济增长的源泉,尽管部分学者已讨论了某一省区地级市的全要素生产率(高怡冰,2014<sup>[15]</sup>),但也无法全面把握全国情况;第二,在全要素生产率的测算过程中,经济增长和各要素的空间相关性容易被忽视,事实上这种空间相关性往往是存在的,这可能会导致估计偏差;第三,基于传统 C-D 生产函数得到的  $\alpha$  和  $\beta$  为常弹性,而引入空间相关可估计出体现个体差异的变弹性系数,相对于时变弹性系数(章上峰、许冰,2009<sup>[5]</sup>),个体差异弹性系数能反映出城市经济结构异质性。基于此,笔者以地级市市辖区的经济增长要素为研究对象,充分考虑地区生产总值、劳动投入及资本投入的空间相关性,以期能够对我国城市经济增长的源泉与方式做出更为可靠准确的回答。

## 二、城市经济的空间关联初探

地理学第一定律表明,不同地区间的经济事物往往存在空间相关性。对此,本部分将运用全局空间自相关指标(Moran's I 指数)和局部空间自相关指标(局域 Moran's I 指数)考察城市生产总值、固定资产投资与从业人员数的空间相关性,前者可以测度空间自相关是否显著存

在,后者可以体现个体集聚特征。

Moran’s I 指数的计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}} \tag{1}$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ , $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ , $X_i$  表示第 i 地区的观测值, $w_{i,j}$ 为空间加权矩阵 W 中第 i 行、第 j 列上的元素。I 取值范围为[-1,1],大于零表示呈现正相关,小于零表示呈现负相关。

局域 Moran’s I 指数的计算公式为:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n w_{i,j} Z_j \tag{2}$$

其中, $Z_i = X_i - \bar{X}$ , $Z_j = X_j - \bar{X}$ , $X_i$ 、 $X_j$  表示第 i、第 j 地区的观测值。局域 Moran’s I 指数可由 Moran 散点图四象限刻画。

表 1		各指标的 Moran's I 指数		
年份	地区生产总值	固定资产投资	从业人员	
2002	0.011(0.006)	0.007(0.017)	-0.001(0.287)	
2003	0.015(0.001)	0.010(0.008)	-0.001(0.293)	
2004	0.029(0.000)	0.015(0.001)	0.003(0.131)	
2005	0.033(0.000)	0.032(0.000)	0.007(0.024)	
2006	0.034(0.000)	0.032(0.000)	0.009(0.012)	
2007	0.036(0.000)	0.032(0.000)	0.013(0.002)	
2008	0.038(0.000)	0.026(0.000)	0.013(0.002)	
2009	0.039(0.000)	0.024(0.000)	0.016(0.000)	
2010	0.039(0.000)	0.022(0.000)	0.016(0.000)	
2011	0.038(0.000)	0.023(0.000)	0.012(0.003)	
2012	0.038(0.000)	0.020(0.000)	0.014(0.001)	
2013	0.036(0.000)	0.018(0.000)	0.015(0.001)	

注:(1)数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。(2)计算过程中使用的空间权重矩阵(W)为空间距离加权矩阵,具体选取方法见下文。

表 1 给出了 2002-2013 年地级市市辖区地区生产总值、固定资产投资及从业人员数的 Moran’s I 指数计算结果及检验值。表 1 显示,无论地区生产总值、固定资产投资,还是从业人员数,各年份的 Moran’s I 指数值皆显著大于零,这表明各地级市市辖区地区生产总值、固定资产投资及从业人员数都存在明显的空间正相关,并且这种空间相关性呈现出强化的趋势。因而,在研究城市经济增长过程中考虑这种空间相关是必要的,否则将存在回归偏误(Anselin,1988<sup>[18]</sup>)。

图 1 给出了 2013 年地级市市辖区地区生产总值、固定资产投资、从业人员数及年末总人口数的 Moran’s I 散点图<sup>①</sup>。图 1 结果显示,不同城市间地区生产总值、固定资产投资、从业人员数及年末总人口数的空间关联状况具有不同特征。由于地级市较多,图 1 中只给出部分具有代表性且局域 Moran’s I 指数显著(1%)<sup>②</sup>的地级市名称。总体来说,无论地区生产总值、固定

①由于篇幅问题,文中未一一给出地区生产总值、固定资产投资、从业人员数和年末总人口数四个指标在其他年份的 Moran’s I 散点图,其结果具有相似性。

②在 1%的显著水平下,地区生产总值、固定资产投资、从业人员数和年末总人口数的局域 Moran’s I 指数显著地级市数分别为 14 个、18 个、13 个、7 个。

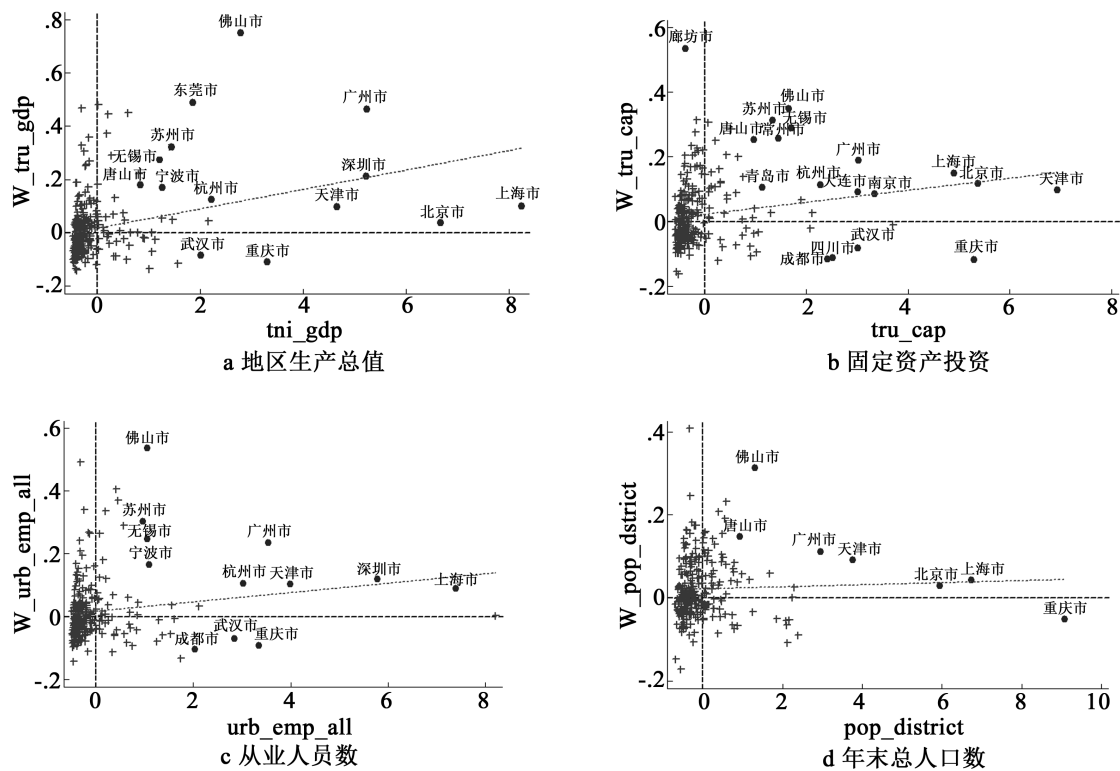


图 1 2013 年各相关指标的 Moran 散点图

注：+表示不显著地级市，●表示显著地级市。

资产投资、从业人员数，还是年末总人口数，皆在东部沿海城市集聚。如北京、上海、广州、深圳、天津、佛山等东部城市都显著分布在高-高型区域（图中第一象限），而中西部地区除了武汉、成都、重庆几个大型城市分布在高-低型区域（图中第四象限），其余大部分城市分布在低-低型区域。<sup>①</sup>

### 三、模型构建与实证方法

#### （一）城市经济增长函数

在经济增长的相关文献中，柯布—道格拉斯（C-D）生产函数仍是最常见的函数形式。对于单个城市  $i$ ，由传统的柯布—道格拉斯（C-D）生产函数得：

$$Y_{it} = AL_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} \quad (3)$$

其中， $Y_{it}$ 、 $L_{it}$ 、 $K_{it}$  分别为城市  $i$  在第  $t$  期的产出、资本投入和劳动力数量， $\alpha$  和  $\beta$  分别代劳动力数量和表物质资本的产出弹性。为了具体探讨技术研发（Griliches, 1986<sup>[19]</sup>）、人力资本（张玉鹏和王茜, 2011<sup>[20]</sup>）、市场化改革（樊纲等, 2011<sup>[21]</sup>）、对外开放（毛其淋和盛斌, 2012<sup>[22]</sup>）等因素对经济增长的贡献，现有研究对传统的柯布—道格拉斯（C-D）生产函数进行了各种形式的拓展。

<sup>①</sup>Moran 散点图可以用来显示各地区或城市间的空间关联特征。在 Moran 散点图中，第一、二、三和四象限分别表示高-高地区、低-高型地区、低-低型地区和高-低型地区。

根据本文第二部分(空间相关性初探)的发现,我们假设邻近城市  $j$  的资本投入和劳动力数量将影响城市  $i$  的经济,进而包含空间相关的生产函数可以定义为:

$$Y_{it} = A L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} \bar{L}_{it}^{\gamma} \bar{K}_{it}^{\theta} \tag{4}$$
$$\bar{L}_{it} = \sum_{j \neq i} W_{ij} L_{jt}, \bar{K}_{it} = \sum_{j \neq i} W_{ij} K_{jt}$$

其中, $\bar{L}$  为邻近城市劳动力数量的加权值, $\bar{K}$  为邻近城市资本投入的加权值, $W$  为体现邻近关系的空间加权矩阵, $\gamma$  为邻近城市劳动力数量的弹性, $\theta$  为邻近城市资本投入的弹性。

(二)空间计量模型设定

考虑到被解释变量与解释变量的空间相关性,根据式(4)可建立城市经济增长的回归模型——空间杜宾模型(Dynamic Spatial Durbin Model):

$$\ln(Y_t) = \delta W_n \ln(Y_t) + \alpha \ln(L_t) + \beta \ln(K_t) + \gamma W_n \ln(L_t) + \theta W_n \ln(K_t) + c + v_t \tag{5}$$

其中  $Y_t$  为各城市在时期  $t$  的经济总量,  $W_n$  为  $n \times n$  维空间加权矩阵,具体选取方法见第四部分,  $W_n Y_t$  为城市经济总量的空间滞后项,  $L_t$  城市劳动力数量,  $K_t$  为  $n \times k$  城市资本存量,  $c$  为  $n \times 1$  维个体固定效应项,  $v_t \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ 。

(三)经济增长要素贡献率测度

根据 Solow (1957)<sup>[23]</sup>,全要素生产率(TFP)为  $\ln(TFP) = \ln(Y) - \alpha \ln(L) - \beta \ln(K)$ ,但在考虑了解释变量与被解释变量的空间相关后,由于“扩散效应”(spread effects)与“回流效应”(backwash effects)的存在(Myrdal and Sitohang, 1957<sup>[24]</sup>),劳动力与资本对经济的影响就不仅仅是回归系数( $\alpha$  和  $\beta$ )<sup>①</sup>,而是由(6)式和(7)式给出(Elhorst, 2014<sup>[25]</sup>):

$$\left[ \frac{\partial E(Y)}{\partial L_1}, \dots, \frac{\partial E(Y)}{\partial L_n} \right]_t = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y_1)}{\partial L_1} & \dots & \frac{\partial E(Y_1)}{\partial L_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(Y_n)}{\partial L_1} & \dots & \frac{\partial E(Y_n)}{\partial L_n} \end{bmatrix}_t = (I_n - \delta W_n)^{-1} [\alpha I_n + \gamma W_n] \tag{6}$$

$$\left[ \frac{\partial E(Y)}{\partial K_1}, \dots, \frac{\partial E(Y)}{\partial K_n} \right]_t = \begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y_1)}{\partial K_1} & \dots & \frac{\partial E(Y_1)}{\partial K_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(Y_n)}{\partial K_1} & \dots & \frac{\partial E(Y_n)}{\partial K_n} \end{bmatrix}_t = (I_n - \delta W_n)^{-1} [\beta I_n + \theta W_n] \tag{7}$$

①在信息集的独立性假设下,线性模型回归参数作为因变量对自变量的偏导数具有直接的解释力。然后,当模型中包含因变量或自变量的空间或时间滞后项时,对参数的解释变得复杂而丰富。空间计量模型通过引入空间滞后项而拓展了观测值之间的相关结构,正是因为此,其回归系数包含了大量相关区域(或观测值)的交互信息。任意给定解释变量某一观测值(或地区)的改变不仅会影响该地区本身(称之为直接效应),并将潜在地影响相关地区的因变量(称之为间接效应)。



对角线上的元素测度劳动力和资本每变化一个单位对本城市经济增长的影响(直接效应),而非对角线上的元素测度劳动力和资本每变化一个单位对其他相关城市经济增长的影响(间接效应)。针对直接效应和间接效应各不相同带来的显示问题,LeSage and Pace (2010)<sup>[26]</sup>提出了一种简洁方法(平均指标):1.平均直接效应,由偏导数矩阵所有对角线上元素计算平均值得( $n^{-1} \text{tr} \{ (I_n - \delta W_n)^{-1} [\beta_{1k} I_n + \beta_{2k} W_n] \}$ );2.平均间接效应,由偏导数矩阵所有非对角线上元素计算平均值得(其中,偏导数矩阵中第j列上非对角线元素的平均值为来自第j个观测值的平均间接效应);3.平均总效应,由平均直接效应加上平均间接效应得(其中,偏导数矩阵中第j列元素的平均值为来自第j个观测值的平均总效应)。结合式(6)与式(7)中关于劳动力与资本对经济增长影响的测度,各城市在时期t的全要素生产率( $TFP_t$ )可根据式(8)得。

$$\ln(TFP_t) = \ln(Y_t) - [(I_n - \delta W_n)^{-1} (\alpha I_n + \gamma W_n)] \ln(L_t) - [(I_n - \delta W_n)^{-1} (\beta I_n + \theta W_n)] \ln(K_t) \quad (8)$$

#### 四、实证结果及分析

##### (一)数据来源与加权矩阵

##### 1.数据来源与指标说明

本文研究的数据样本为地级市市辖区数据,取样区间为2002-2013年<sup>①</sup>,数据主要来源于历年《中国城市统计年鉴》。关键变量具体说明如下:

(1)地区生产总值( $L_{gdp}$ ),体现经济发展水平。由于缺乏地级市平减指数,运用省级消费者价格指数将地区生产总值调整为以2002年为基期的可比值数据。

(2)全部从业人员数( $L_{emp}$ ),由城镇单位从业人员数与城镇私营和个体从业人数加总得出,体现劳动力投入量。

(3)固定资本存量( $L_{cap}$ ),由全社会固定资产投资总额估算而得。目前,永续盘存法是国内外学者用来估算固定资本存量(K)的主要方法。本文运用柯善咨、向娟(2012)<sup>[27]</sup>提供的方法对各地级市市辖区固定资本存量进行估计,即:

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + (I_t + I_{t-1} + I_{t-2})/3 \quad (9)$$

上式中,取各年投资序列( $I_t$ )为地级市市辖区全社会固定资产投资总额,并由省级层面固定资产投资价格指数进行平减得不变价投资;固定资产投资建设周期3年(柯善咨、向娟,2012<sup>[27]</sup>);经济折旧率( $\delta$ )按照惯例取5%;初始资本存量( $K_0$ )由公式  $I_0(\frac{1+g}{g+\delta})$  估算得,g为平均投资增长率。

去除有较多缺失值的地级市(如拉萨市、陇南市、铜仁市),去除期间市县合并与撤销样本(巢湖市),最后获得276个样本地级市。根据所得数据可计算各变量的历年增长速度,具体如下表所示:

<sup>①</sup>2000年以前多个地级市数据缺失,2002-2013年间个别地级市的缺失值根据当地平均增长速度计算获得。

表 2 各变量地级市加总数据的增长速度			
年份	地区生产总值 增速(%)	资本存量 增速(%)	从业人员 增速(%)
2003	14.27	14.69	3.23
2004	15.64	14.09	11.35
2005	15.69	16.29	9.40
2006	15.03	15.34	3.60
2007	19.43	14.76	7.64
2008	13.99	13.80	4.85
2009	12.91	13.39	6.77
2010	12.20	11.90	4.70
2011	11.14	13.33	6.17
2012	13.61	13.00	6.10
2013	12.17	10.43	8.24
各年平均	14.19	13.73	6.55

2.空间加权矩阵的选取

从模型的估计和效应的测度都可以看出,空间加权矩阵的选择对实证结果十分重要,基于邻近(假设事物的联系仅仅存在于具有共同边界的地区之间,两个地区拥有共同的边界取值为 1,两个地区没有共同的边界取值为 0)或距离(假设两个地区之间空间交互作用与两个地区之间的距离成反比)建立的空间权重是最直观也是最常用的方式。由于拉萨等多个地级市数据缺失,空间邻近矩阵难以真实反映地级市市辖区的空间关联情况。从而,本文选用空间距离加权矩阵,其元素( $w_{ij}$ )取值为:

$$w_{i,j} = \begin{cases} 1/d_{i,j} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \tag{10}$$

其中  $d_{ij}$  为地级市  $i$  与地级市  $j$  首府所在地的地表距离,具体数值通过计算地级市首府所在地经纬度的<sup>①</sup>球面半正矢距离(Haversine Distance)得。

(二)回归结果分析

根据第三部分所建立的城市经济增长空间杜宾模型,采用纠偏极大似然估计量对我国 2002-2013 年地级市生产函数的回归结果见表 3 列(4)。为了对比,表 3 还给出了面板数据模型的混合样本估计(列(1))、固定效应模型估计(列(2))、空间滞后面板模型的 MLE 估计结果(列(3))。表 3 中,第一部分为生产函数中参数估计值,第二部分为固定资本存量和从业人员数的直接效应、间接效应与总效应,第三部分为样本容量与极大似然值。

1.资本、劳动力弹性及模型选择

由表 3 第一部分可知,固定资本存量、从业人员数和地区生产总值空间滞后项的回归系数皆显著不为零,表明各地级市生产总值不仅受固定资本存量和从业人员数影响,还受相关地级市生产总值影响,且相关城市生产总值对本城市生产总值(由地区生产总值空间滞后项体现)的影响不容小视,在空间滞后模型(sar)和空间杜宾模型(sdm)中其对应参数估计值分别为 0.538、0.658。

<sup>①</sup>地级市首府所在地经纬度数据来源于国家基础地理信息系统网站 <http://nfgis.nsdi.gov.cn>。

表 3 地级市市辖区生产函数回归结果

		(1)	(2)	(3)	(4)
自变量	固定资本存量	0.573 *** (73.01)	0.599 *** (110.74)	0.268 *** (21.45)	0.272 *** (21.08)
	就业人员数	0.520 *** (51.28)	0.417 *** (34.69)	0.183 *** (15.15)	0.188 *** (14.60)
自变量的空间滞后项	固定资本存量的空间滞后项				-0.067 (-1.36)
	就业人员数的空间滞后项				-0.081 (-1.30)
因变量的空间滞后项	地区生产总值的空间滞后项			0.538 *** (28.29)	0.658 *** (9.20)
直接效应	固定资本存量			0.268 *** (25.47)	0.273 *** (25.03)
	就业人员数			0.185 *** (13.68)	0.190 *** (13.32)
间接效应	固定资本存量			0.311 *** (28.64)	0.328 *** (6.47)
	就业人员数			0.215 *** (10.78)	0.134 *** (3.67)
总效应	固定资本存量			0.579 *** (55.72)	0.602 *** (12.01)
	就业人员数			0.399 *** (12.86)	0.323 *** (5.04)
	观测值个数	3312	3312	3312	3312
	极大似然值	-881.489	451.952	1606.858	1608.644

注:(1)\*\*\*,\*\*, \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著;括号中为 t 统计量值。(2)直接效应和间接效应的 t 统计量值根据 LeSage and Pace(2010)得。

由表 3 第二部分可知,固定资本存量和从业人员数的直接效应、间接效应与总效应皆显著存在,且总效应体现了资本投入和劳动投入的产出弹性。在空间滞后模型和空间杜宾模型中,资本投入的产出弹性分别为 0.579、0.602,表明固定资本存量每增长 1%,城市生产总值将增长 0.579%、0.602%;劳动投入的产出弹性分别为 0.399、0.323,表明劳动力就业每增长 1%,城市生产总值将增长 0.399%、0.323%。比较空间滞后模型和空间杜宾模型的总效应与混合样本和固定效应模型的弹性系数可得,在未考虑空间相关时,很可能高估资本和劳动的总贡献。

由表 3 第三部分可知,空间杜宾模型的极大似然值最大,为 1608.644,略高于空间滞后模型的值(1606.858),远高于混合样本(-881.489)和固定效应模型(451.952)的值。综合对表 3 第一、第二部分的观察,在本文所考虑的模型中,空间杜宾模型是测度我国地级市经济增长因素的最佳模型。

2.全要素生产率测算

根据式(8)及表 3 中的估计结果,可得各模型下地级市市辖区的全要素生产率,具体值由图 2 所示。

由图 2 可知,(1)若不考虑地区生产总值、固定资产投资和就业人员的空间相关性,地级市的全要素生产率将会被严重低估。在固定效应模型和混合样本模型下,全要素生产率的值分别在 0.15 和-0.50 左右,在考虑了地区生产总值的空间相关性后,全要素生产率的值上升至 0.55(空间滞后模型的估算值),当同时考虑地区生产总值、固定资产投资和就业人员的空间相



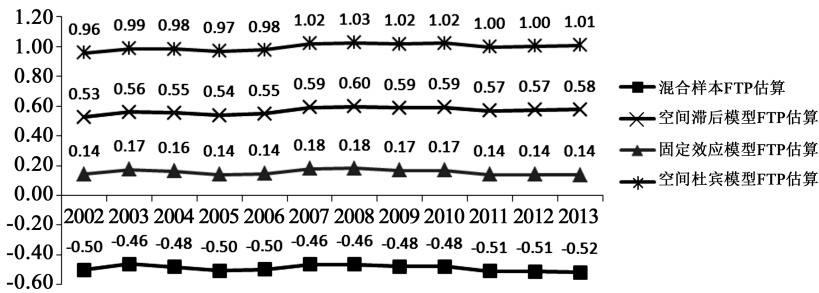


图 2 地级市市辖区的全要素生产率测度值

关性时,全要素生产率的价值达到 1 左右(空间杜宾模型的估算值)。(2)从 2002 年到 2013 年,地级市市辖区的全要素生产率基本保持不变(四个模型下,FTP 估计值基本为一条直线)。这表明中国经济增长的“粗放式”模式并没有得到明显的改善,技术进步、资源配置效率等要素对经济增长的影响并没有明显提升。

3.各要素在经济增长中的贡献

结合表 2 与空间杜宾模型的估计结果(表 3 列(4)),可得资本、劳动和全要素生产率对经济增长的贡献度与贡献率,具体值如表 4。

由表 4 可知,(1)资本投入是地级市经济增长的主要源泉,从 2003 年到 2013 年,资本投入对经济增长的平均贡献份额达 69.72%,远高于劳动投入和全要素生产率对经济增长的平均贡献份额,可以认为中国城市经济还是处于资本投入型经济增长方式阶段。(2)劳动投入对地级市经济增长有一定的贡献,但贡献份额比较低,2003-2013 年期间,劳动投入对经济增长的平均贡献份额只有 5.63%。没有考虑劳动投入的差异性,以及劳动素质的提高对劳动投入的影响,是劳动投入对经济增长贡献份额如此之低的一个原因,但即使考虑了劳动投入的差异性,劳动投入对经济增长贡献还是偏低。(3)全要素生产率为促进经济增长的第二大动力,2003-2013 年期间,全要素生产率对经济增长的平均贡献份额为 24.65%,但全要素生产率贡献率增长缓慢,有的年份甚至出现明显下降,如受世界金融危机影响,2009 年全要素生产率贡献率仅 7.96%,而资本投入贡献率却高达 85.34%。

年份	贡献度			贡献率(%)		
	资本	劳动	全要素	资本	劳动	全要素
2003	10.48	0.39	3.40	73.42	2.74	23.84
2004	10.05	1.37	4.22	64.23	8.78	26.99
2005	11.61	1.14	2.94	74.00	7.25	18.75
2006	10.94	0.44	3.66	72.73	2.90	24.37
2007	10.53	0.92	7.99	54.16	4.75	41.09
2008	9.84	0.59	3.57	70.32	4.19	25.49
2009	9.51	0.75	0.89	85.34	6.70	7.96
2010	9.54	0.82	2.55	73.92	6.35	19.73
2011	8.49	0.57	3.14	69.58	4.66	25.76
2012	9.27	0.74	3.60	68.09	5.42	26.49
2013	7.43	1.00	3.74	61.10	8.19	30.71
平均	9.79	0.79	3.61	69.72	5.63	24.65

## 五、结论与建议

为探讨中国城市经济增长的来源与方式,本文以地级市市辖区为研究对象,首先考查了区域生产总值、固定资产投资以及就业人员数的空间相关性,然后建立了包含空间相关性的城市经济增长函数,最后运用空间杜宾模型测度了劳动力和资本投入的产出弹性,并基于弹性系数,估算了2002-2013年地级市全要素生产率及各要素对经济增长的贡献率。实证结果表明:(1)各地级市市辖区地区生产总值、固定资产投资及从业人员数都存在明显的空间正相关,因而在研究城市经济增长过程中考虑这种空间相关是必要的,否则将低估全要素生产率的值;(2)中国城市经济增长的“粗放式”模式并没有得到明显的改善,由全要素生产率所体现的技术进步、资源配置效率等因素对经济增长的影响并没有明显提升;(3)中国城市经济依然处于资本投入型经济增长方式阶段,资本投入是地级市经济增长的主要源泉,资本投入对经济增长的平均贡献份额远高于劳动投入和全要素生产率对经济增长的平均贡献份额。

由上述结论可知,转变经济增长“粗放式”模式,需要增强劳动投入和全要素生产率对经济增长的贡献,经济增长由主要依靠增加物质资本投入向主要依靠科技进步、劳动者素质的提高转变。具体包括下几个方面的措施:(1)充分发挥各要素的空间相关性,展现人力资本的空间聚集效应与全要素生产率的空间溢出效应。人力资本在聚集过程中,通过技能和思想的传播、信息的扩散、知识的累积,可促进全要素生产率的提高;而某一城市全要素生产率的提高,通过其空间溢出效应,将带动相关城市全要素生产率的提高。(2)改善物质资本的投入模式,倾斜性地将物质资本投入到能促进科技进步、具有示范效应的产业中。大力实施创新驱动发展战略,建设一批产学研用有机结合的产业技术创新战略联盟,发展一批具有国际竞争力的创新型高新技术企业。(3)进一步加快推进产业结构调整,弱化生产要素配置扭曲、优化配置效率。借助“一带一路”、“中国制造2025”等国家战略,加快改造提升传统产业、培育战略性新兴产业、发展现代服务业,提高资源内部配置效率,实现制造业与服务业的结构优化升级。

## 参考文献:

- [1] 彭国华. 中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J]. 经济研究, 2005, (09): 19-29.
- [2] 何予平. 企业家精神与中国经济增长——基于C-D生产函数的实证研究[J]. 当代财经, 2006, (07): 95-100+104.
- [3] 陈长江, 高波. 制度、企业家精神与中国经济增长动力的再检验[J]. 经济经纬, 2012, (01): 22-26.
- [4] 吴海民. 基于新C-D生产函数的广东省经济增长实证研究[J]. 南方经济, 2006, (07): 75-86.
- [5] 章上峰, 许冰. 时变弹性生产函数与全要素生产率[J]. 经济学(季刊), 2009, (02): 551-568.
- [6] 董敏杰, 梁泳梅. 1978-2010年的中国经济增长来源:一个非参数分解框架[J]. 经济研究, 2013, (05): 17-32.
- [7] 张德霖. 中国生产率变动趋势的相关因素分析[J]. 经济研究, 1990, (11): 44-53.
- [8] 王小鲁. 中国经济增长的可持续性 with 制度变革[J]. 经济研究, 2000, (07): 3-15+79.
- [9] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算:1979-2004[J]. 经济研究, 2005, (06): 51-60.
- [10] 王小鲁, 樊纲, 刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长可持续性[J]. 经济研究, 2009, (01): 4-16.
- [11] 杨飞虎. 江西省总量生产函数与全要素生产率估算:1952-2007[J]. 当代财经, 2009, (07): 27-33.

- [12]高怡冰. 区域内部经济增长要素的空间关联性研究[J]. 广东社会科学, 2014, (01): 46-53.
- [13]张立新, 孙立扬. 江苏省经济增长中存在结构红利还是成本病? ——基于 2000-2013 年数据的实证分析[J]. 经济与管理评论, 2016, (06): 137-147.
- [14]涂正革, 肖耿. 中国的工业生产力革命——用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解及分析[J]. 经济研究, 2005, (03): 4-15.
- [15]叶珊瑚, 韩永辉, 邹建华. 中国汽车产业全要素生产率的微观测量[J]. 南方经济, 2014, (01): 61-76.
- [16]马海涛, 郝晓婧. 基于 slow 模型的经济增速变化解释及生产要素贡献率测算[J]. 湖南财政经济学院学报, 2016, (03): 82-91.
- [17]朱承亮. 环境规制下中国火电行业全要素生产率及其影响因素[J]. 经济与管理评论, 2016, (06): 60-70.
- [18]Anselin, L.. Spatial econometrics: methods and models [M]. Springer, 1988.
- [19]Griliches, Z.. Productivity, R&D, and basic research at the firm level in the 1970s [J]. National Bureau of Economic Research Cambridge, 1986.
- [20]张玉鹏, 王茜. 人力资本构成、生产率差距与全要素生产率——基于中国省级面板数据的分析[J]. 经济理论与经济管理, 2011, (12): 27-36.
- [21]樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, (09): 4-16.
- [22]毛其淋, 盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学(季刊), 2012, (01): 181-210.
- [23]Solow, R. M.. Technical change and the aggregate production function[J]. The review of Economics and Statistics, 1957, 312-320.
- [24]Myrdal, G., P. Sitohang. Economic theory and under-developed regions[M]. Harper & Brothers Publishers, 1957.
- [25]Elhorst, J. P.. Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels[M]. Springer, 2014.
- [26]LeSage, J., Pace R. K.. Introduction to spatial econometrics [M]. CRC press, 2010.
- [27]柯善咨, 向娟. 1996-2009 年中国城市固定资本存量估算[J]. 统计研究, 2012, (07): 19-24.

(责任编辑: 郝 涛)

## Factors Influencing Economic Growth of China's Prefecture-level Cities Based on the Spatial Correlation

WANG He, CHEN Xiaoting

(School of Business, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, China)

**Abstract:** As the main body of regional economic development, factor analysis of prefecture-level cities can truly reflect the source of China's economic growth. The research results show that the total regional production volume of prefecture cities, fixed asset investment and the number of employees have significant positive spatial correlations, and ignoring this correlation will underestimate the value of TFP. The extensive model of city's economic growth has not been changed and the impact of total factor productivity on growth has not improved significantly. And the city economic growth still exists in the period of capital-push, and capital investment averagely contributes 69.72%, which becomes the main source of growth in prefecture-level cities.

**Key Words:** Economic growth; Total factor productivity; C-D production function; Spatial correlation