

中国人均 GDP 的空间相关与地区收敛： 1978—2003

张晓旭 冯宗宪*

摘要 本文运用探索性空间数据分析方法研究了中国 30 个省份人均 GDP 之间的空间相关性, 结果表明, 自改革开放以来, 中国各地区人均收入的空间相关逐年加强。通过计算局部空间自相关指标, 本文进一步验证了中国经济中空间异质性的存在, 即地区人均收入与地理位置密切相关。在此基础上, 本文运用三种不同的空间经济计量模型研究了中国各省份人均 GDP 增长的收敛性。结果表明, 空间自回归模型和广义空间模型不能正确拟合中国省级地区增长数据, 而空间误差自回归模型能够满意地解释中国省级地区经济增长, 这表明地理位置的影响尽管对各地区的经济增长造成了深刻的影响, 但并没有改变地区经济增长的收敛趋势。空间误差自回归模型还显示劳动力和资本流动以及知识溢出在省级地区水平上是显著存在的, 并且有利于地区经济增长的收敛。

关键词 探索性空间数据分析, 空间自相关, 地区收敛

一、研究背景

许多关于经济发展问题的关键争论都是围绕着经济收敛问题进行的 (Sachs and Warner, 1995)。一方面, 关于经济增长收敛性的研究是评价和比较新古典经济增长模型 (Solow, 1956) 和新增长模型 (Lucas, 1988; Romer, 1990) 的最方便途径; 另一方面, 尽管理解经济增长是重要的, 经济收敛假说在经济学中还具有其他的独立意义: 分析经济增长收敛性本身就是一个可以反映两极化、不平等、收入分布等问题的实证研究议题 (Quah, 1995)。

收敛假说的实证研究在过去的十多年得到了较快发展。Barro and Sala-i-Martin (1991) 对美国以及欧洲等发达国家的研究表明, 发达国家的确存在着赶超和趋同的趋势。在经济发展过程中, 落后地区增长速度确比发达地区快, 其赶超速度约为年均 2%, 这个检验结果支持了新古典增长模型的结论。Mankiw, Romer and Weil (1992) 利用附加了人力资本的索洛模型进行

* 西安交通大学经济与金融学院。通讯作者及地址: 张晓旭, 陕西省西安市雁塔西路 74 号西安交通大学经济与金融学院 0149 信箱, 710061; 电话: 13201608614; E-mail: xiaoxu_zh@163.com。

实证分析,其结论与 Barro and Sala-i-Martin (1991) 的结论相近。此外, Coulombe (1995)、Dowrick (1989)、Cardenas (1995) 等人的分析也都支持了 Barro and Sala-i-Martin (1991) 中的结论。

近年来,大量的研究分析了中国区域经济的收敛性质,但是不同的研究由于采用的方法不同,得到的结论也不尽相同。Chen and Fleidher (1996) 利用中国各省区 1952—1993 年的数据表明,改革开放前我国地区人均产出呈发散趋势,而在 1978—1993 年则呈收敛趋势。Jian, Sachs and Warner (1996) 的研究也得出我国地区发展水平存在收敛趋势的结论。而林毅夫等 (1998) 的研究则表明我国改革开放以来区域差异不仅存在,而且有继续扩大的趋势。蔡昉和都阳 (2000) 发现中国改革以来,地区经济发展中不存在普遍趋同现象,却形成东部、中部和西部地区三个趋同俱乐部。林毅夫和刘明兴 (2003) 发现不同的省份或地区之间存在增长收敛,但是同一地区内部却表现出人均收入水平的发散。滕建州和梁琪 (2006) 研究了 1952—2003 年间我国东中西部地区和 27 个省份的相对实际人均产出增长动态,他们发现中国东部地区随机收敛于其补偿差异均衡水平,而中部和西部地区则随机发散。

由此可见,即使同一经济体的增长收敛性也是有争议的。通常,验证地区收敛是否存在的方法是用各地区在一段时间中的人均 GDP 的年均增长率对期初的人均 GDP 水平和其他控制变量进行回归,如果期初人均 GDP 水平的系数估计值显著为负,则可以推断地区增长存在收敛现象。不同研究的区别主要在于计量模型中的解释变量不尽相同。然而,在分析地区水平而非国家水平上的收敛过程时,空间自相关与空间异质性应当得到充分考虑,因为空间相关的存在使得普通二乘法的估计结果产生偏差。正因为如此,近来一些研究欧盟与美国的地区增长的文献开始运用空间统计方法和空间经济计量学方法将收敛过程中的空间效应考虑进来 (Rey and Montouri, 1999; Baumont *et al.*, 2000; Le Gallo and Ertur, 2003)。

不少研究者近年来开始在中国经济增长收敛性研究中考虑空间自相关和空间异质性对中国地区经济增长的影响。林光平等 (2004) 采用空间经济计量方法,研究中国 30 个省市 1978—2002 年间人均 GDP 的收敛情况,他们发现中国地区间经济存在收敛性,但是收敛速度却随时间推移而放慢。吴玉鸣和吴建华 (2004) 运用空间统计学方法和时空数据 (Panel Data) 模型分析了中国 31 个省级区域经济增长集聚及其影响因素。结果显示,中国省域经济增长具有明显的空间依赖性,在地理空间上存在集聚现象,经济增长因素在地理空间上的非均衡集聚导致了迥然不同的区域经济增长格局。但是经济增长的空间集聚性明显增强并不意味着地区经济增长是发散的,吴玉鸣 (2006) 利用空间误差模型证明考虑空间自相关的影响后,中国省域经济增长存在收敛趋势。

本文首先利用空间统计方法研究中国人均 GDP 分布的空间-时间动态以

表明空间自相关以及空间异质性的存在，然后利用三种不同的空间经济计量模型研究中国各省份人均 GDP 增长的收敛性，分析影响中国地区经济增长的可能影响因素。

二、探索性空间数据分析

探索性空间数据分析 (ESDA) 是描述和可视化数据的空间分布、识别空间非典型位置和空间异值点，以探测空间联系的模式、空间异质性的范围和形式为目标的一套统计方法 (Le Gallo and Ertur, 2003)。探索性空间数据分析的核心是对全局空间自相关和局部空间自相关的度量。

全局空间自相关的度量通常基于 Moran's I 统计量。对于任一年份，该统计量的计算公式为

$$I_t = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t}, \quad (1)$$

这里 z_t 表示第 t 年 n 个地区的观察值的离差向量， W 表示空间权重矩阵，其中位于主对角线上的元素 w_{ii} 等于 0，而其他元素 w_{ij} 表明地区 i 与地区 j 之间的空间位置关系， S_0 等于权重矩阵所有元素之和。为了将每个地区的外部影响标准化，空间权重矩阵 W 被定义为行标准化的矩阵，以使每行中所有的元素 w_{ij} 之和等于 1。对于行标准化矩阵有： $S_0 = n$ ，因此 (1) 式可以简化为

$$I_t = \frac{z_t' W z_t}{z_t' z_t}. \quad (2)$$

Moran's I 统计量给出了观察值的离差向量 z_t 与邻近地区观察值的空间加权平均值向量 Wz_t (Wz_t 在文献中通常被称为 z_t 的空间滞后值) 之间的线性相关关系， I_t 的值显著大于 (小于) 其期望值 $E(I_t) = -1/(n-1)$ 表明存在正 (负) 的空间自相关。

Moran's I 统计量可以表明具有相近观察值的地区是否在空间上聚集，但是，Moran's I 统计量是一个全局空间上的统计量，因而不能用来估计局部空间上的自相关结构。局部空间上的空间相关可以通过 Moran 散点图来研究 (Anselin, 1996)。Moran 散点图将每个地区以其观察值的离差为横坐标，以其空间滞后值为纵坐标表示于坐标系中，四个不同的象限分别对应了四种不同的局部空间联系。如图 1 所示，位于 Moran 散点图第一象限的地区本身具有较大的观察值，并且附近的地区也具有较大的观察值，此类地区被称为 High-High (HH) 型地区；位于第二象限的地区本身的观察值较小，但其周围的地区具有较大的观察值，位于第二象限的地区被称为 Low-High (LH) 型地区，其他象限依此类推。HH 和 LL 象限表示正的空间自相关并且表明相

近观察值的空间聚集,而位于 HL 和 LH 象限的地区则与邻近地区呈负相关。由于 Moran's I 统计量等于 Wz_t 对 z_t 进行线性回归的系数,全局空间自相关也可以容易地在 Moran 散点图中得到显示,图 1 中穿过一、三象限的直线的斜率就表示了 1995 年的全局空间自相关的数值。将全局空间自相关与局部空间自相关相比较,我们容易在 Moran 散点图中找出具有非典型观察值的地区,在图 1 中位于 HL 和 LH 象限的地区具有与全局空间自相关相反的局部相关性质,因此是具有非典型观察值的地区。

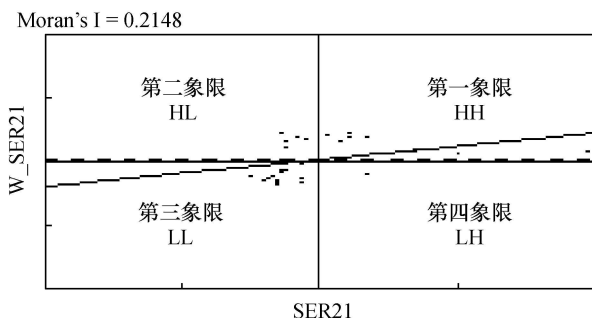


图 1 Moran 散点图

Moran 散点图表示了单个地区与毗邻地区的关系,但不能显示局部性的空间相关的显著性,因而不能被看做空间联系指标(LISA)。局部空间联系指标可以写成(Anselin, 1995)

$$I_{i,t} = \frac{(x_{i,t} - \mu_t)}{m_0} \sum_j w_{ij} (x_{j,t} - \mu_t), \quad \text{其中} \quad m_0 = \sum_i (x_{i,t} - \mu_t)^2 / n. \quad (3)$$

这里 $x_{i,t}$ 是地区 i 在年份 t 的原始观察值, μ_t 表示年份 t 所有地区原始观察值的平均值, j 的取值使得 $I_{i,t}$ 的计算仅包括相邻地区的观察值。 $I_{i,t}$ 为正值表示相近观察值的空间聚集而负值表示相异值的空间聚集。Anselin (1995) 对 LISA 给出了两种解释:它首先可以被用作一个表示空间聚集的存在性的指标;其次它可以被用于局部异值点的诊断。将 Moran 散点图与 LISA 的显著性相联系,可以得到所谓的 LISA 聚集地图(LISA cluster map),在该图中同时表明了各地区在 Moran 散点图中所处的象限以及 LISA 指标的显著性。

三、中国各地区人均 GDP 的空间自相关

为了分析中国 1978 年至 2003 年间各地区人均 GDP 的空间联系,需要各地区人均 GDP 的数据以及可以表示各地区地理位置关系的数据。本文使用的人均 GDP 的数据来源于《中国统计年鉴》,由于重庆市的数值不全,我们分析其他 30 个省、市、自治区。表示各地区地理关系的空间数据可以由地图计算得到,我们使用的中国地图来自 LeSage (2005) 中附带的中国地图文件。

（一）权重矩阵的选择

权重矩阵 W 包含了地区空间位置依赖关系的信息。有两种方法来估计不同地区间的地理位置联系：相邻性指标或者距离指标。在相邻权重矩阵中，一般假设地理上的联系仅仅存在于具有共同边界的地区之间，因此 $w_{ij} = 1$ 表示两个地区拥有共同的边界，而当两个地区没有共同边界时， $w_{ij} = 0$ 。

基于距离的权重矩阵假设两个地区间相互影响的强度依赖地区中心点之间的距离或者地区首府间的距离，距离的度量既可以根据地球大圆上两个地区间的距离，也可以根据交通距离；而表示是否临近的指标可以使用距离的倒数，也可以使用距离的平方的倒数。例如，我们可以选择 $w_{ij} = 1/d_{ij}$ 或者 $w_{ij} = 1/d_{ij}^2$ 。另外，为了将地区间的相互影响限制在一定的距离之内，需要假设一个截止（cut-off）距离，如果两个地区间的距离大于截止距离，则不存在相互的空间影响，即 $w_{ij} = 0$ 。另一种更为复杂的基于距离的空间权重矩阵是假设截止距离对每个地区是不相同的，这样就可以得到所谓的具有 k 个邻居的权重矩阵（ k -nearest neighbors weight matrix），即每个地区不论大小均具有同样数量（ k ）的相邻地区。

给定地图文件，我们可以计算各种权重矩阵。由于相邻权重矩阵仅将空间影响局限在具有共同边界的地区，因此需要证明地区之间的空间影响是否超越了相邻权重矩阵的范围。我们首先使用具有 k 个邻居的权重矩阵计算空间自相关，以表明是否可以在计量模型中使用相邻权重矩阵。为了检验计算结果的稳定性，分别对 $k=5, 6, 7, 8$ 来计算地区间的空间相关。权重矩阵定义如下：

$$\begin{cases} w_{ij}(k) = 0, & \text{如果 } i = j, \\ w_{ij}(k) = 1, & \text{如果 } d_{ij} \leq d_i(k), \\ w_{ij}(k) = 0, & \text{如果 } d_{ij} \geq d_i(k), \end{cases}$$

并且
$$w_{ij}^*(k) = w_{ij}(k) / \sum_j w_{ij}(k), \quad (4)$$

这里 $d_i(k)$ 是每个地区的截止距离，以使得每个地区拥有 k 个相邻地区。

（二）中国人均 GDP 的全局空间自相关

利用 GeoDa 软件包可以计算中国 30 个省份人均 GDP 的全局空间自相关。表 1 给出了当 $k=5$ 时 1978 年到 2003 年中国 Moran's I 统计量的数值（当 $k=6, 7, 8$ 时的结果也大体是相同的，这里未列出）。从表 1 可以看出，在 5% 的显著性水平上，中国各地区人均 GDP 在 1986 年以前不存在空间相关，但在 1986 年以后表现出正的空间相关。这显示人均 GDP 的分布在 1986 年以后出现空间上的聚集现象，换句话说，具有较高相对收入的地区互相临近，而

低收入地区与低收入地区相互临近。注意到 1993 年以前 Moran's I 统计量的数值在随着时间而增大,因此就全国范围来说,空间自相关的强度在 1993 年以前不断加强,这显示在 1978 年以后,空间因素在经济增长中的作用得到加强,从表 1 还可以看出,1993 年以后, Moran's I 统计量基本上保持稳定。表 1 中的 Moran's I 指数说明,改革开放以来,空间因素对收入增长起作用的方式是前后一致的,没有发生阶段性变化,并且中国经济的空间格局在 1993 年之后基本稳定下来。

表 1 1978—2003 年中国 30 个省份人均 GDP 的 Moran's I 指标

年份	Moran's I	p-value	年份	Moran's I	p-value
1978	0.0128	0.245	1991	0.109	0.052
1979	0.0239	0.210	1992	0.115	0.045
1980	0.0432	0.124	1993	0.171	0.016
1981	0.032	0.149	1994	0.204	0.104
1982	0.060	0.115	1995	0.214	0.010
1983	0.082	0.077	1996	0.218	0.008
1984	0.110	0.060	1997	0.215	0.010
1985	0.109	0.059	1998	0.213	0.009
1986	0.127	0.054	1999	0.205	0.011
1987	0.153	0.026	2000	0.207	0.015
1988	0.165	0.031	2001	0.201	0.010
1989	0.172	0.025	2002	0.199	0.010
1990	0.147	0.037	2003	0.210	0.016

数据来源:《中国统计年鉴》(各年)。p-value 为伴随概率。

(三) Moran 散点图以及 LISA 指标的显著性

尽管 Moran's I 统计量表明中国经济在 1986 年以后空间相关作用是显著的,但是该统计量不能显示出低收入地区或高收入地区聚类的具体状况。为了检测观察值的局部空间特征,我们使用 Moran 散点图以及 LISA 方法 (Anselin, 1995)。图 2 和图 3 显示了当 $k=5$ 时 1978 年和 2003 年的 Moran 散点图,图 4 和图 5 表示 1978 年和 2003 年的 LISA 聚集地图。根据 Moran 散点图可以看出具有非典型观察值的地区即位于第二象限和第四象限的地区在期初和期末有了一定的变化:在 1978 年,非典型的地区有内蒙古、吉林、山西、河北、山东、江苏、安徽、浙江、福建、上海,在这些地区中,只有上海属于 HL 型地区,其他的地区则相反;在 2003 年,非典型地区有内蒙古、吉林、黑龙江、山西、河北、安徽、广东,其中广东属于 HL 型地区,其他非典型地区属于 LH 型地区。但是图 4 和图 5 表明,从统计显著性的角度看,所有这些非典型地区并非真正的非典型地区。

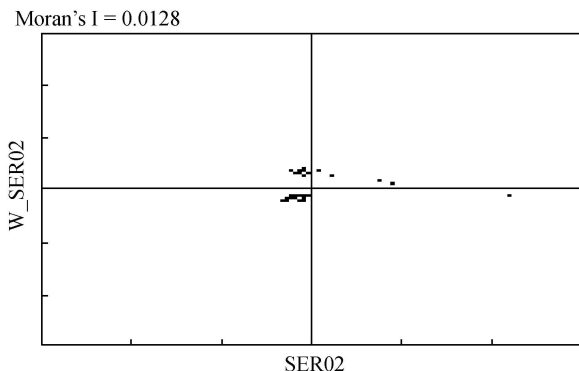


图 2 1978 年人均 GDP 的 Moran 散点图

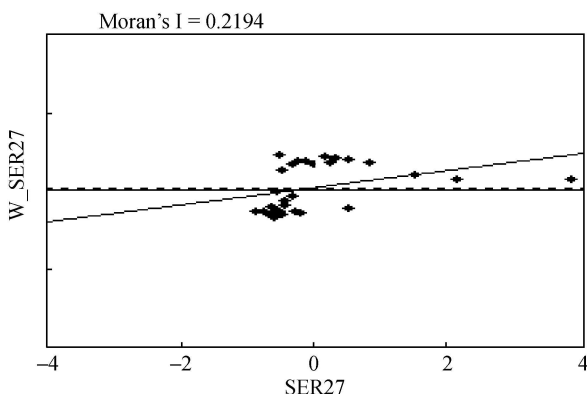


图 3 2003 年人均 GDP 的 Moran 散点图

从图 4 和图 5 还可以看出，在 1978 年共有 8 个地区，即四川、云南、贵州、广东、广西、海南、湖北、湖南属于 LL 型地区，没有显著的 HH 型地区。其中四川、云南在 5% 的水平上显著，其他 6 个地区在 1% 的水平上显著。到 2003 年，新疆、西藏、青海、甘肃、陕西、四川、湖北、宁夏、贵州、云南 8 个地区属于 LL 型地区，而山东、江苏和福建属于 HH 型地区，安徽属于 LH 型地区，其他地区则是不显著的。因此，从局部相关性指标我们可以得出结论，1978 年时，尽管全局自相关指标是非显著的，但是在一些地区呈现出局部性的自相关性，而到 2003 年，尽管显示出较强的全局自相关，不过大多数地区仍然不存在显著的局部性自相关，因此全局自相关主要源于部分地区的局部自相关，中国地区经济发展水平以空间交错分布为主，即富裕省份的周围有落后省份，落后省份的周围有富裕省份，局部空间相关只在少数区域存在。

此外，在 2003 年，各地区的人均 GDP 的分布出现了新的特征，即西部地区处于低收入的地带，而东部地区处于高收入的地带。不过，仅仅沿海的几个省区收入较高，而与之直接相邻的非沿海省份收入也较低。这反过来说

明中国东部沿海地区对于内陆地区的空间溢出效应较弱,即使是与之紧密相邻的内陆地区也受益较小(下文中将确定空间溢出的存在性)。真正出现正相关的地区是西部地区,这些地区不与沿海高收入地区相邻,因此表现出了显著的正相关。这表明空间联系主要发生在具有共同边界的地区之间,因此在下文关于地区收敛的检验中,我们直接使用相邻权重矩阵表示地区的空间联系。

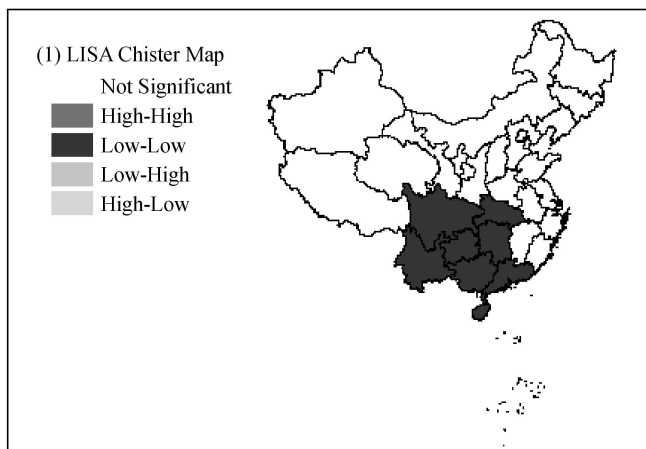


图4 1978年各地区人均GDP的LISA集群地图¹

数据来源:《中国统计年鉴》(各年)。

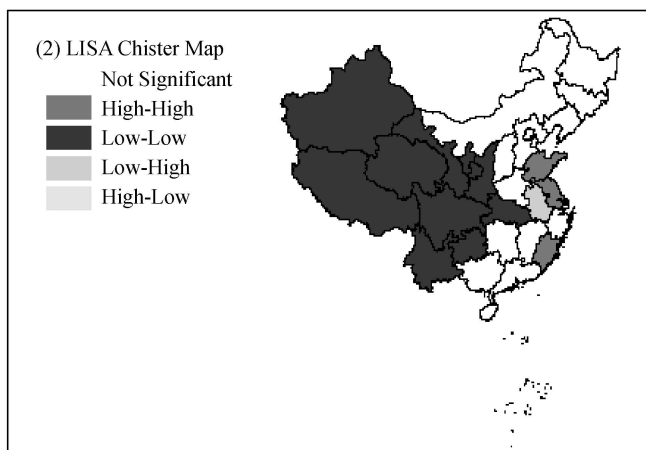


图5 2003年各地区人均GDP的LISA集群地图

数据来源:《中国统计年鉴》(各年)。

通过以上的分析可以看出改革开放以来中国的地区收入的空间变化趋势,

¹ 图中未着色的地区不存在统计上显著的局部特征,着色的地区是具有显著的局部特征的地区。

即西部地区整体上形成一个完整的低收入地区，东部沿海地区成为高收入地区。对于西部地区而言，改革开放以来人均 GDP 空间结构没有发生太大的变化，但是对于东部地区而言，人均 GDP 的空间分布发生了很大变化，即东部地区整体而言成为高收入地区，而 1978 年时不少东部地区还是低收入地区。因此，改革开放以来，中国各地区人均收入空间分布的变化，主要是由于东部沿海地区的收入迅速提高引起的，这不仅证明空间异质性是存在的，而且空间异质性的存在对中国的地区经济增长具有显著的影响。

四、中国各省份人均 GDP 的收敛性质

空间统计学可以探索各地区的空间联系，但是不能清晰地反映出各地区增长速度的差异。因此，我们运用空间经济计量学方法对中国各地区人均 GDP 的增长速度进一步进行分析，以验证地区收敛是否存在。为了考虑空间效应的影响，根据空间计量经济学，需要考虑三种不同的空间经济计量学模型。

(一) 空间自回归模型 (spatial autoregressive model)

在空间自回归模型中，变量的空间相关关系由外生的空间滞后变量 $W[(1/t)\ln(z)]$ 来反映，于是检验地区收敛的模型为

$$\ln(z)/T = \alpha I + \beta \ln(y_{1978}) + \rho W[(1/T)\ln(z)] + u, \quad u \sim N(0, \sigma^2 I), \quad (5)$$

其中， I 表示单位向量， α 、 β 和 ρ 是待估参数，其中 ρ 表示了观察值之间的空间相互作用的程度。(5) 式中 $z = y_{2003}/y_{1978}$ ，这里 y_{2003} 和 y_{1978} 分别表示各地区 2003 年和 1978 年人均 GDP 向量， T 表示时间跨度，因此 $\ln(z)/T$ 表示了每个地区人均 GDP 对数化之后的年均增长率向量，即 β -收敛检验中的因变量，而 $\ln(y_{1978})$ 表示各地区 1978 年人均 GDP 水平的对数值，即 β -收敛检验中的解释变量。从增长收敛的角度看，通过 (5) 式可以估计出当空间效应被考虑时的 β 参数，因此可以将 (5) 式看做考虑了空间滞后效应的条件收敛模型。(5) 式可以进一步写成

$$[(1/T)\ln(z)] = \alpha(I - \rho W)^{-1} + \beta(I - \rho W)^{-1}\ln(y_{1978}) + (I - \rho W)^{-1}u. \quad (6)$$

(6) 式意味着一个地区的冲击不仅影响本地区的经济增长，而且会通过空间转换矩阵的逆矩阵 $(I - \rho W)^{-1}$ 影响其他所有的地区。因此，一个地区的经济增长不仅被本地区影响，而且也被其他地区影响。由于在 (5) 式中，误差项 u 服从正态分布，因此不同地区经济增长率的空间相关性指的是各地区的经济增长率受其他地区经济增长率的影响，空间自回归模型可以检验地区增长的空间溢出效应是否存在。

(二) 空间误差自回归模型 (spatial errors model)

当空间关联通过被模型解释变量忽略了的变量传递时, 可以假设空间关联通过误差过程产生, 这时应将空间误差回归模型作为检验地区收敛的模型。当误差服从一阶空间自回归过程时, 空间误差回归模型为

$$(1/T)\ln(z) = \alpha I + \beta \ln(y_{1978}) + u, \quad u = \lambda W u + \varepsilon, \quad (7)$$

这里 α 、 β 和 λ 是待估参数, 其中 β 可以表明地区收敛是否存在, λ 表达了回归残差之间空间关联的强度。 u 表示模型 (7) 的误差项, ε 是空间不相关的随机变量。此模型可以被重新写为

$$(1/T)\ln(z) = \alpha I + \beta \ln(y_{1978}) + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon, \quad (8)$$

(8) 式表明一个地区的随机冲击不仅影响本地区的增长率, 而且通过空间转换矩阵的逆矩阵对于其他所有地区的增长率也具有影响。也就是说, 在空间误差自回归模型中, 如果一个地区的长期增长率受到某种长期冲击的影响, 那么这种冲击也会对邻近地区的长期增长率产生影响。

(三) 广义空间模型 (general spatial model)

广义空间模型包括空间滞后项以及误差自相关, 即

$$\begin{aligned} (1/T)\ln(z) &= \alpha I + \beta \ln(y_{1978}) + \rho W_1 (1/T)\ln(z) + u, \\ u &= \lambda W_2 u + \varepsilon, \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I). \end{aligned} \quad (9)$$

在 (9) 式中, 期初的收入水平以及收入的随机冲击都会影响到其他地区的收入。在广义空间模型中, 误差项的空间相关通过权重矩阵 W_2 传递, 而滞后项的空间相关通过矩阵 W_1 实现。两个权重矩阵的设定可以是相同的也可以是不同的, 这取决于误差项空间相关以及滞后项空间相关的性质。在本文中我们假设这两个权重矩阵是相同的。

需要注意的是, 在前面三种空间计量模型中, 所有的误差项代表的都是对地区长期平均增长率产生长期冲击的因素的影响。这种影响可能是空间相关的, 也可能是空间不相关的, 但反映的都是影响地区收入增长的长期因素而非短期因素的作用。

(四) 空间计量模型的估计与推断

空间计量模型的设定是为了克服标准计量模型中的空间相关问题, 但是由于在自回归模型与广义空间模型中包括了滞后项, 这使得回归变量与误差项相关, 并导致普通的通过最小二乘法得到的估计系数是有偏的和非一致的。因此, 空间计量模型的估计需要通过工具变量和最大似然法进行。

在模型的系数被估计出来之后，三种空间计量模型残差项的 Moran's I 统计量可以作为识别三种空间经济计量模型设定的初步标准。如果一个空间自回归模型的残差是空间相关的，表明该模型不能较好地反映经济的空间联系，如果在空间误差回归模型和广义空间模型中残差项是空间相关的，但是误差项的估计残差是空间不相关的，则这两种模型设定都可能反映了空间联系的真实方式。一般而言，要在不同的模型设定中选择出合适的模型，需要通过三种不同模型得到的残差项使用 Anselin 等人提出的 LM 检验 (Anselin *et al.*, 1996) 并结合模型的拟合度来判断哪一种模型设定更符合空间关联的实际方式 (LeSage, 1999)。

(五) 中国人均 GDP 的地区收敛性质分析

为了检验空间相关性对中国地区人均收入增长收敛性的影响，我们使用 1978—2003 年共 25 年中国 30 个省级行政区域（不包括港澳台和重庆市）的人均 GDP 数据对三种不同的空间经济计量学模型进行估计。

表 2 列出了三种空间经济模型的最大似然估计结果（括号中的数值为显著性水平 5% 时的伴随概率）。为了对比，表 2 同时列出了标准的 β -绝对收敛的估计结果。从标准 β -收敛模型的估计结果可以看出， β 的估计值是不显著的，因此没有发现明确的地区增长收敛的证据。但是由于前文已经表明，中国各地区的人均 GDP 存在显著的空间自相关，因此这里基于标准 β -收敛模型的统计推断是不可靠的，我们不能据此得出不存在地区收敛的结论。

表 2 不同模型的地区收敛估计结果

模型	标准 β -收敛模型	空间自回归模型	空间误差自回归模型	广义空间模型
α	0.16764** (0.0000)	0.1569** (0.0000)	0.1859** (0.0000)	0.1929** (0.0000)
β	-0.006516 (0.1644)	-0.0062 (0.1589)	-0.010** (0.029)	-0.0098** (0.025)
ρ		0.0739 (0.5791)		-0.0449 (0.7043)
λ			0.4879** (0.023)	0.5140** (0.0208)
最大似然值	84.3433	97.6	99.36	116.61
R ² -adj	0.03456	0.0129	0.1956	0.2052
模型残差的 Moran's I 值		u 0.3550** (0.001)	ϵ 0.0843 (0.172)	ϵ 0.0738 (0.168)
模型残差的 LM 值		u 7.379** (0.007)	ϵ 2.334 (0.127)	ϵ 2.891** (0.09)

数据来源：《中国统计年鉴》(1981, 2003)。** 表示在 5% 的水平上显著。

由表 2 最后三列可以看出, 广义空间模型的系数 ρ 是不显著的, 因此不是合适的模型。空间自回归模型的系数 ρ 是不显著的, 而残差项是显著空间相关的, 这违背了空间自回归模型的基本假设。空间误差自回归模型所有的估计系数均显著, 而 λ 显著不为 0 则表明误差项 u 是空间相关的, 正好符合模型假设。进一步, 空间误差自回归模型误差过程残差项的 Moran's I 值表明该残差项是空间不相关的, 这表明空间误差自回归模型反映了各地区人均收入增长率空间相关的真实方式, 而且空间误差自回归模型的最大似然值和拟合度较高, 因此空间误差自回归模型是合适的模型。对三种空间计量模型的残差项进行的 LM 检验也表明空间误差自回归模型是唯一合适的模型。

由于空间误差自回归模型是表现各地区人均收入增长率空间相关的合适模型, 而空间自回归模型和广义空间模型都不是合适的模型, 我们立即由 (8) 式知道, 一个地区人均收入的年均增长率与该地区起始时间的收入水平有关, 同时还与其他相邻地区收入增长率的随机冲击项有关, 但是与相邻地区的收入增长率无关。也就是说, 如果一个地区的相邻地区收入增长较快, 并不意味着该地区也具有较快的收入增长率, 因此, 中国各省级区域人均收入年均增长率在整个经济空间上没有显著的群聚现象, 这与前面由 Moran 散点图得出的结论是一致的。

另一方面, 由于 $\lambda > 0$, 空间误差自回归模型的误差项的空间相关说明地区收入增长率的残差项对周围的地区收入增长率具有扩散效应。注意到 (7) 式所代表的空间误差自回归模型中的解释变量只有本地区的起始收入水平而没有收入增长率的空间滞后项 $W[(1/T)\ln(z)]$ ——这个空间滞后项在根本上是受各地区起始收入水平影响的, 因此空间误差自回归模型的误差项 u 反映了一个地区收入增长率中不能由起始收入水平解释、并且不受起始收入水平的空间滞后项影响的部分。

这里需要对这个误差项 u 的含义作出解释。从新古典经济增长模型出发, 一个地区的收入增长率仅与该地区的增长阶段有关, 但在现实经济中, 经济增长的收敛性受多种因素的影响。在新古典增长模型中, 即使每个经济体都是封闭的, 边际收益递减规律也将导致经济增长的收敛, 而在开放经济中, 资本和劳动力的跨地区流动会加速经济收敛的速度, 此外, 技术知识外溢也经常被视为推动区域经济收敛的重要机制。生产要素的空间流动和技术知识的空间溢出对经济增长的影响在误差自回归模型中正是由误差项 u 的空间相关代表的。就经济增长的空间联系来看, 如果存在资本和劳动力跨地区流动的条件, 那么这些生产要素从先进地区向落后地区的流动要经过相当长的时间才能完成, 而如果某些地区在技术上具有领先优势, 这些知识的空间外溢

也要持续一段时间。因此，这些空间联系的因素都是在长期中发挥作用的。表 2 显示的中国地区增长中的空间联系表明，资本、劳动力和知识的跨地区流动至少对省级区域的增长速度的影响是显著的，而且这种影响是持续存在的，这说明资本、劳动力以及知识的跨地区流动在中国空间经济中是显著存在的，而且是持续性的。

从地区收入增长收敛性检验的角度来看，表 2 第二列表明在不考虑空间相关的情况下常规的 β -收敛是不存在的，但是从表 2 第四列可以看出， β 值是显著为负的，因此在考虑了空间相关以后，中国经济中的地区收敛是存在的。另一方面，空间误差自回归模型成为合适的模型设定表明空间滞后项 $W[(1/T)\ln(z)]$ 对地区收入增长率的影响是不存在的，因此，中国省级区域的收入收敛符合新古典增长模型所预言的经济增长收敛的原意，而不是控制了政策变量和其他变量的影响之后表现出的经济收敛。这个结论具有强烈的理论含义，即改革开放以来，随着市场经济体系的建立，尽管政策因素和地理位置因素可能对收敛趋势造成了不利影响，地区收入增长仍表现出明显的收敛趋势。

五、结 论

本文使用探索性空间数据分析研究了中国 1978 年至 2003 年各省人均 GDP 的空间分布，结果显示正的空间自相关以及空间异质性是存在的，而且空间上的相互作用和地理位置对于地区人均收入增长的作用随时间不断加强。从计量研究的角度看，ESDA 的结果对于经济增长的地区收敛估计具有重要的意义。在不考虑空间自相关的情况下，标准的 β -收敛模型没有发现地区收敛的证据，在考虑了空间自相关的情况下，本文发现中国经济地区增长存在收敛的趋势。因此，新古典增长模型所反映的增长机制仍然决定着中国地区经济增长的基本面，各地区的经济增长主要取决于本地的要素积累，由于一些地区的位置有利于创新和新技术的引进，政策变量和位置变量的影响也对各地区的经济增长产生了深刻的影响，使得收入增长的收敛性在不考虑空间因素时失效，但是这些因素只是减弱了中国地区收入增长收敛的趋势而没有从根本上改变经济增长收敛的方向，这是因为生产要素的空间流动弱化了地理位置因素和政策因素对各地区收入增长率差异的作用。

最后，本文只是运用空间计量经济学对中国地区经济收入长期增长率的收敛性质进行了检验，关注的是各地区收入增长的相对速度而不是各地区收入增长的绝对速度的决定因素，并没有进一步分析空间误差自回归模型中残

差项的来源和影响因素。这个误差项的来源和影响因素肯定是与空间因素有关的,因此本文至少表明对这个误差项的详细分析是了解地理位置因素对中国地区经济增长速度差异的影响这一问题的关键。

参考文献

- [1] Anselin, L., "Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity", *Geographical Analysis*, 1988, 20(1), 1—17.
- [2] Anselin, L., "Local Indicators of Spatial Association-LISA", *Geographical Analysis*, 1995, 27(2), 93—115.
- [3] Anselin, L., "The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association", in Fisher, M., H. Scholten, and D. Unwin (eds.), *Spatial Analytical Perspectives on GIS*. London: Taylor & Francis, 1996.
- [4] Anselin, L., "Exploring Spatial Data with GeoDa™: A Workbook", <http://sal.uiuc.edu>, 2005.
- [5] Anselin, L., A. Bera, R. Florax, and M. Yoon, "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics*, 1996, 22(1), 77—104.
- [6] Anselin, L., and D. Griffith, "Do Spatial Effects really Matter in Regression Analysis?" *Papers of the Regional Science Association*, 1988, 65, 11—34.
- [7] Barro, R., and Sala-i-Martin, X., "Convergence across States and Regions", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1991, 1, 107—182.
- [8] Baumont, C., C. Ertur, and J. Le Gallo, "Geographic Spillover and Growth: A Spatial Econometric Analysis for European Regions", <http://www.u-bourgogne.fr/LATEC>, 2000.
- [9] Cardenas, M., "Growth and Convergence in Colombia: 1950—1990", *Journal of Development Economics*, 1995, 47(1), 5—37.
- [10] 蔡昉、都阳, "中国地区经济增长的趋同与差异", 《经济研究》, 2000年第10期, 第30—37页。
- [11] Chen, J., and B. Fleidher, "Regional Income Inequality and Economic Growth in China", *Journal of Comparative Economics*, 1996, 22(2), 141—164.
- [12] Coulombe, S., "New Evidence of Convergence across Canadian Provinces: the Role of Urbanization", *Regional Studies*, 2000, 34(8), 712—725.
- [13] Dowrick, S., and D. Nguyue, "OECD Comparative Economic Growth 1995—1985 Catch-up and Convergence", *American Economic Review*, 1989, 79(5), 1010—1030.
- [14] 樊杰, "近期我国省域经济增长的基本态势分析", 《地理科学进展》, 1997年第3期, 第8—16页。
- [15] Jian, T., J. Sachs, and A. Warner, "Trends in regional inequality in China", *China Economic Review*, 1996, 7(1), 1—21.
- [16] LeSage, J., "Applied Econometrics using Matlab", <http://www.econ.utoledo.edu>.
- [17] Le Gallo, J., and C. Ertur, "Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per capita GDP in Europe: 1985—1995", *Journal of Economics*, 2003, 82(2), 175—201.

- [18] 林光平、龙志和、吴梅，“我国地区经济收敛的空间计量实证分析：1978—2002”，《经济学季刊》，2005 年第 4 卷增刊，第 67—82 页。
- [19] 林毅夫、蔡昉、都阳，“中国经济转轨时期的地区差距分析”，《经济研究》，1998 年第 6 期，第 3—10 页。
- [20] 林毅夫、刘明兴，“中国的经济增长收敛与收入分配”，《世界经济》，2003 年第 8 期，第 3—14 页。
- [21] Mankiw, G., D. Romer, and D. Weil, “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(2), 407—437.
- [22] Quah, D., “Empirics for Economic Growth and Convergence”, Centre for Economic Policy Research, CEPR Discussion Paper No. 1140, 1995.
- [23] Rey, S., and B. Montouri, “US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective”, *Regional Studies*, 1999, 33(2), 143—156.
- [24] Sachs, J., and A. Warner, “Economic Convergence and Economic Policies”, National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers 5039, 1995.
- [25] 滕建州、梁琪，“中国区域经济增长收敛吗？——基于时序列的随机收敛和收敛研究”，《管理世界》，2006 年第 12 期，第 32—41 页。
- [26] 吴玉鸣，“中国省域经济增长趋同的空间计量经济分析”，《数量经济技术经济研究》，2006 年第 12 期，第 101—108 页。
- [27] 吴玉鸣、徐建华，“中国区域经济增长集聚的空间统计分析”，《地理科学》，2004 年第 6 期，第 654—659 页。

Spatial Correlation and Regional Convergence in per-capita GDP in China: 1978—2003

XIAOXU ZHANG ZONGXIAN FENG
(*Xian Jiaotong University*)

Abstract This paper explores the spatial correlation among China's regional per-capita GDP. With the help of the local autocorrelation index, we find that regional incomes and geographical locations have been increasingly correlated since the reform and open-door policy began. We then study the β -convergence for the Chinese provinces by means of three spatial econometric models. The results show that the spatial autoregressive model and the general

spatial model do not fit well China's inter-provincial data, but the spatial autoregressive error model can explain much of the variation across provinces. This result indicates that geography did not stop the tendency of convergence although it affected regional economic growth rates. We have also found that labor and capital flows as well as knowledge spillovers existed across provinces and were favorable to regional economic convergence.

JEL Classification O160, O108, C190