

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¹

张学良

【摘要】:文章运用空间统计与空间计量的分析方法,根据长三角132 个县市区的统计数据,进行了区域经济增长收敛性的实证研究,结果发现长三角132 个县市区经济增长存在着显著的空间依赖性 or 空间自相关特征,因而若采用标准的 β 收敛方程会使得估计结果出现有偏与不一致;而若采用考虑了空间依赖性 or 空间自相关因素的模型进行估计,则其结果显示,虽然长三角县市区经济增长的收敛方向并没有改变,但是其经济收敛的速度却明显下降,且在统计上显著。这一发现不仅证实了新古典增长模型所反映的增长机制仍然决定着长三角经济增长的基本面,新经济增长因素只是减弱了长三角地区经济收敛的趋势,并没有从根本上改变经济增长收敛的方向;而且从更小空间单元测度的层面刻画了长三角经济增长的空间依赖性特征。

【关键词】:长三角地区;空间统计与空间计量;空间依赖性 or 空间自相关;经济收敛

【中图分类号】:F224.0 **【文献标识码】:**A **【文章编号】:**1001-9952(2009)07-0100-10

一、引论与文献

改革开放30 年,中国创造了经济增长的奇迹。与对中国经济取得巨大成就的广泛认同相比,近年来,人们围绕中国经济增长是收敛还是发散展开了许多争论。究其原因,主要是数据的可获得性与质量、样本时期的选择以及使用的分析方法不同(郝睿, 2006 ;刘夏明等, 2004 ;蔡昉等, 2000 , 等等)。研究中国经济增长不能忽略的一个特征性事实是,从地理空间特征来看,改革开放30年中国经济客观上形成了以长三角、珠三角、环渤海为中心的东部地区率先发展,东、中、西部地区经济发展形成梯度递减的空间格局。以对国内生产总值的贡献大小为例,东部地区对中国经济增长的贡献最大,其中长三角地区江、浙、沪两省一市的生产总值一直占全国GDP 总量的20 %左右。在已有研究

中国经济收敛的文献中,蔡昉、都阳(2000),沈坤荣、马俊(2002),彭国华(2005)等人在中国省际层面发现了中国经济存在着“俱乐部收敛”现象,东部地区经济有收敛的趋势,但是却缺少来自更小空间单元尺度的确实证据。可以说,现有研究中国经济增长及其收敛性的经验分析中还很少有文献考虑长三角等具体区域。基于此,本文将研究的样本空间聚焦在长三角地区,分析长三角地区县市区的经济增长及其收敛性。

需要指出的是,在经济收敛性的研究文献中,国外学者也开始重视空间依赖性对经济增长的空间分布的影响。为研究地区经济空间相互作用对经济增长的影响,Rey(1999)在 β 收敛模型中通过加入空间权重矩阵来构建空间计量模型,发现相邻地区的经济增长存在显著的空间依赖性,地区间资金、劳动力的流动、商品流通、技术扩散等都会使得地区间尤其是相邻地区间的

1. 收稿日期:2009-04-20

基金项目:国家自然科学基金青年项目(70803030)、教育部人文社会科学研究项目(08JC790065)、上海市教育发展基金会晨光计划(2007CG47)

作者简介:张学良(1978 -),男,安徽安庆人,经济学博士,上海财经大学财经研究所区域经济学与产业经济学助理研究员,硕士生导师。

经济增长互相联系。Giuseppe Arbia(2006)的研究发现, 由于空间依赖性与空间自相关性的存在, 欧盟和意大利的地区经济收敛速度明显下降。遗憾的是, 国内外对中国经济增长及其收敛性的大多数相关经验研究忽视了空间依赖性的重要作用, 不过这些为数不多的研究为空间依赖在区域经济增长及收敛中的重要性提供了有力证据(Ying , L .G . , 2000 ;林光平, 2005 ;张学良, 2007 ;吴玉鸣, 2007 ;张晓旭、冯宗宪, 2008)。Ying , L .G . (2000)、吴玉鸣(2007)、张学良(2007)的研究发现了中国经济增长存在着空间聚集的特征, 因而在经济收敛模型中忽视空间依赖性可能会造成模型设定的偏差与计量结果的非科学性; 林光平(2005)建立空间计量模型, 发现我国地区间经济存在收敛性, 但是收敛趋势在减缓。张晓旭、冯宗宪(2008)的研究发现, 在不考虑空间依赖性的情况下, 标准的 β 收敛模型没有发现地区收敛的证据, 而在考虑了空间依赖性的情况下, 中国经济地区增长则存在收敛的趋势。相对来说, 现有对中国经济增长及其收敛性的研究文献中, 针对全国加总时间序列数据和省际面板数据的研究较多, 也有少数文献(徐现祥、李郇, 2004 ;金相郁, 2006)以全国城市面板数据为研究样本, 但是选取特定区域从县域经济的层面研究区域经济收敛性的文献还不多见。本文将运用空间统计与空间计量分析方法, 在绝对收敛模型中通过加入空间权重矩阵构建空间计量模型, 以分析地区经济空间相互作用与空间依赖性对长三角县市区经济收敛性的影响。

二、长三角经济增长的基本特征:空间依赖性状态下的弱 β 收敛趋势

表1 给出了长三角县市区劳均实际生产总值的一些描述性统计。可以看出, 1993 -2006 年长三角县市区劳均实际生产总值有很大的提高, 均值增长了3 .77 倍;变异系数变化不大, 从0 .635 增加到0 .649 。

我们用分位图描述了1993 年与2006 年劳均实际生产总值的地理空间分布特征(图略)。1993 年与2006 年长三角县市区在空间上呈现出明显的中心-外围模式。狭义长江三角洲16 地级以上城市是长三角地区的中心, 16 城市以外的地区特别是浙江南部与江苏北部是区域的外围, 而上海、南京与杭州三市则是长三角名符其实的三个增长极。另外, 长三角富裕的县市区在空间上倾向聚集在一起, 而且从整体上看长三角经济增长表现出从区域中心向南北两端递减的趋势。实际上, 经仔细观察, 我们有一种直观的印象, 除了少数特例外, 劳均实际生产总值在空间上是连续分布的。这一趋势表明富裕的地区会被其他富裕的地区包围, 相应地, 落后的地区也会被其他落后地区包围, 这种空间现象被我们称之为空间依赖或空间自相关。

表1 长三角132 个县市区劳均实际生产总值的描述性统计(1993 年与2006 年)

年份	最小值	最大值	均值	第一分位数	第二分位数	第三分位数	变异系数	偏度	峰度
1993	0.203	2.316	0.682	0.523	0.911	1.424	0.635	1.631	2.536
2006	0.732	11.917	3.252	2.572	4.687	7.679	0.649	1.674	3.209

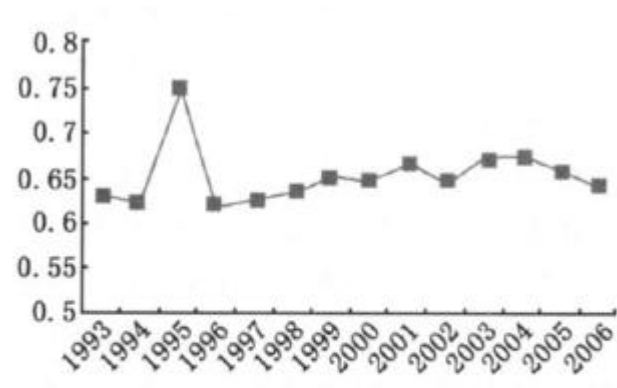


图1 长三角县市区劳均实际生产总值的变异系数

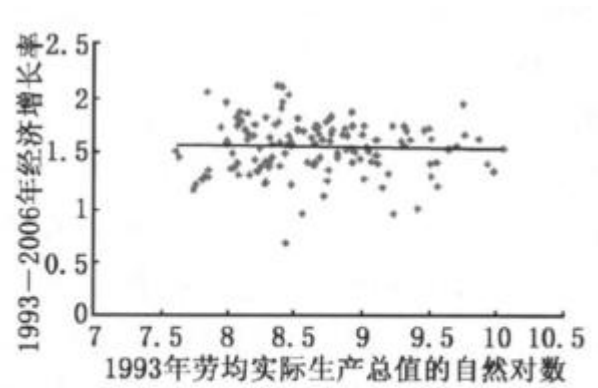


图2 1993—2006 年劳均实际生产总值增长率与1993 年劳均实际生产总值的散点图

变异系数是描述地区经济差距的重要指标。图 1 描述了长三角县市区 1993 -2006 年劳均实际生产总值变异系数的变化情况,可以看出,1993 年以来,长三角县市区经济差距在持续拉大,但是近三年来变异系数有所缩小。图 2 描述了长三角 132 个县市区 1993 -2006 年经济增长率与 1993 年劳均实际生产总值的散点图。可以看出,长三角县市区经济增长率与初始劳均实际生产总值负相关,从图形上看,趋势线大致平行,这表明长三角县市区经济的 β 收敛趋势可能并不明显,这需要在后文中做进一步的实证分析。

三、方法与样本:空间测度、132 个县市区数据

(一)空间依赖与空间计量模型

空间依赖(Spatial Dependence)是指:一个区域单元中的某种经济现象或某一属性值总是与其邻近区域单元中的相应经济现象或属性值相关,经济现象不仅表现出时间上的相关,而且在空间上也存在某种程度的相关。正如前文所述,近年来在区域经济收敛性的相关文献中,空间依赖与空间自相关问题引起了部分学者的重视(Rey, 2001 ;Giuseppe Arbia, 2006 ;林光平, 2005 ;等),Rey 在 β 收敛模型中通过加入空间权重矩阵来构建空间计量模型,以考察空间相互作用对美国经济收敛的影响;然而现有文献中还没有学者考虑空间依赖性对中国具体地区县域经济收敛性的影响,本文将建立空间计量模型来对长三角县市区经济增长及其收敛性做进一步的实证分析。

经典的计量经济学模型总是假定 Gauss-Markov 、解释变量固定等条件能够得到满足,但是在空间经济的分析中,空间依赖性 or 数据空间自相关的存在违背了大多数经典统计和计量经济学的样本相互独立这一基本假设,如果直接将经典计量经济学的方法应用于与地理空间位置相关的数据,数据的空间依赖性便会被忽视,因此,在处理空间数据时,应适当引入空间统计和空间经济计量分析方法来进行分析。在空间统计中,Mo ran' s I 指数可以用来判断经济现象的空间依赖与数据的空间自相关存在与否,其计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

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 为第 i 地区的某一变量的观测值, w_{ij} 为空间权重矩阵的元素值。

Mo ran' s I 的取值一般在-1 与1 之间,简单地说,小于0 表示空间负相关,等于0 表示空间不相关,大于0 表示空间正相关。

在本文中,我们主要运用下面两类空间计量模型来消除经济收敛数据的空间自相关性:

1. 空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)。空间滞后模型主要适用于相邻机构或地区的行为对整个系统内其他机构或地区的行为存在影响的情况,变量的空间相互关系由外生的空间滞后变量来反映,假设长三角县市区经济增长率为 gr , $gr = y_{2006/y_{1993}}$, y 为劳均实际生产总值,则空间滞后模型可用公式表示为:

$$\ln gr = \alpha I + \beta \ln(y_{1993}) + \lambda W \ln gr + \epsilon \quad (2)$$

其中: I 表示单位向量, α 、 β 和 λ 是待估参数, W 是空间权重矩阵。空间滞后模型可以检验地区增长的空间溢出效应是否存在。

2. 空间误差模型 (Spatial Error Model, SEM)。在这种模型中, 机构或地区间的空间相互关系主要通过误差项来体现, 模型形式如下:

$$\begin{aligned}\ln gr &= \alpha I + \beta \ln(y_{1993}) + \epsilon \\ \epsilon &= \rho W \epsilon + \mu\end{aligned}\quad (3)$$

此时, 误差服从一阶空间自回归, α 、 β 和 ρ 是待估参数, 其中, β 可以表明地区收敛是否存在, $W \epsilon$ 是空间滞后误差项, ρ 可以表示回归残差之间空间关系的强度。(3)式可以被重新写为:

$$\ln gr = \alpha I + \beta \ln(y_{1993}) + (I - \rho W)^{-1} \mu \quad (4)$$

空间误差模型用于测度邻近地区关于因变量的误差冲击对本地区观测值的影响程度, 其空间依赖存在于误差扰动项中。(4)式表示一个地区的随机冲击不仅影响本地区的增长率, 而且通过空间转移矩阵的逆矩阵对其他所有地区的增长率也具有影响。由于SEM模型与时间序列中的序列相关问题类似, 因此也被称为空间自相关模型。

(二)数据说明

本文的样本包含1993-2006年长三角132个县、县级市及市辖区(本文简称县市区)的数据, 数据来源于1994-2007年历年《江苏统计年鉴》、《浙江统计年鉴》与《上海统计年鉴》, 以及《江苏五十年》(1999)与《新浙江五十年统计资料汇编》, 部分数据还来源于浙江、江苏24个地级市的统计年鉴。①具体说明如下:

1. 空间样本选择。本文选取广义的长江三角洲地区作为研究对象, 根据2005年的中国行政区划, 长三角有25个地级以上城市, 具体包括153个县市区, 其中江苏省65个, 浙江省69个, 上海市19个。受数据可获取性的限制, 我们将上海视为一个地区; 浙江省的舟山市、岱山县、嵊泗县、洞头县均为岛屿, 为了满足后文中的空间统计与空间计量分析所要求的样本的地理空间连续性, 我们只将舟山市市区包括在本文的样本之内。②因此, 本文最终所研究的空间样本含132个县市区。

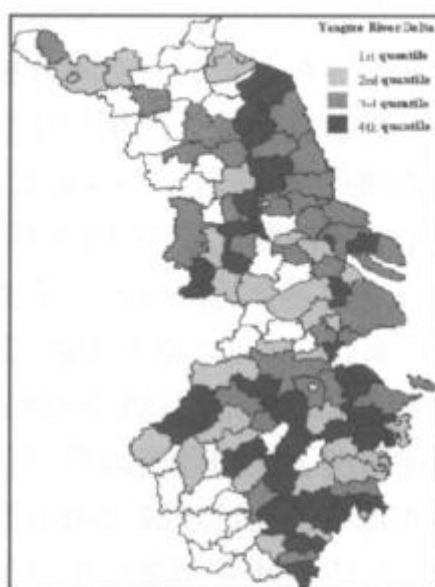
2. 时间样本选择。不同的初始年份对经济收敛结果的影响会很大, 本文将初始年份选择为1993年有以下三个方面的原因: 一是数据获取的局限性。事实上, 长三角1993年之前的县域经济数据在相关统计年鉴中基本上没有记载。二是从全国视角看, 1992年10月党的十四大召开, 正式确立了社会主义市场经济的改革目标, 并逐步颁布实施了一系列适应社会主义市场经济的政策措施, 可以说, 在1992年之后, 包括长三角地区在内的中国区域经济完全是在一个新的体制环境中发展的(郭朝先, 2006)。三是从长三角区域经济发展的视角看, 也是在1992年党的十四大报告中提出了“以浦东开发开放为龙头, 带动长江三角洲和整个长江流域经济的新飞跃”, 从此浦东开发正式成为了一项国家战略, 长三角地区经济也进入了快速稳定的发展阶段。

3. 劳均实际生产总值。用总产出与劳动力之比表示。总产出为通过1993年可比价格计算的实际生产总值。由于长三角县市区居民消费价格指数的缺失, 我们用商品零售价格指数来对县市区名义生产总值进行调整, 具体地, 我们用各地级市的价格指数来分别代替本市内各县、县级市、市辖区的价格指数, 并将各指数以上年为1调整为以1993年为基期1。劳动力以年末“全社会就业人员”作为劳动力投入的指标。

四、实证结果:空间依赖性存在与否条件下两种估计结果的显著差异

表2给出了标准的 β 收敛模型以及两类空间计量模型的估计结果。我们首先分析标准的 β 收敛模型估计结果的合理性。

图3 用空间地图的形式, 较为形象地给出了表2 中标准 β 收敛模型的残差项在空间上的分布。可以看出, OLS 估计的回归方程残差值表现出很强的空间聚集特征, 相对较大的正的残差值集中在沿海一带(在图3 中颜色较深), 而相对较小的负的残差值则集中在浙江西南部与江苏西北部一带(在图3 中颜色较浅), 这说明标准的 β 收敛模型在地理空间上会系统性地高估部分地区的增长率(产生负的残差值), 而在其他地区又会低估增长率(产生正的残差值); 更进一步地观察我们还可以发现, 最大的残差正值与最小的残差负值很少相邻; 残差值的空间分布也比较有规律, 从视觉上给人一种在空间上连续的印象。这也说明了在没有考虑空间依赖与空间相互作用的绝对收敛方程中, 计算结果可能是有偏的, 在空间上表现出非随机分布的特征。



资料来源: 由作者运用 Arcinfo9.2 软件绘制、计算而成。

图3 β 收敛回归方程估计残差的空间分布四分位图

Moran's I 指数可以帮助我们更加科学地分析经济现象的空间依赖与数据的空间自相关特征。表3 给出了1993-2006 年历年长三角县市区经济增长的 Moran's I 指数, 可以看出, 各变量的 Moran's I 指数均显著为正, 这说明了长三角县市区经济增长均存在显著的的空间自相关。表2 中我们给出了运用 OLS 方法估计绝对收敛方程得到的残差 Moran's I 指数值, 结果也表明, 回归方程的残差值存在着显著的空间自相关。

判断数据是否存在空间自相关特征是进行空间计量分析的前提, 如果数据之间存在空间自相关, 那么仍然通过 OLS 方法估计的绝对收敛方程结果可能是有偏的和无效的, 图3 对 OLS 回归方程的残差值空间地图分析也证实了这一点。表2 后两列给出了两类空间计量模型的最大似然估计结果。从表2 可以看出, 空间计量模型的拟合优度较 OLS 模型有了很大的提高, 观察残差的 Moran's I 指数, 数字很小, 分别为-0.039 和-0.022, 且都不显著, 这表明在考虑了空间效应以后, 用极大似然法估计的 SLM 与 SEM 模型的残差的空间自相关性已经被成功消除, 模型的估计残差在空间上呈随机分布状态。

要想判断空间滞后模型与空间误差模型哪一种模型更可取, 必须使用拉格朗日乘子(LM)来进行检验。LM 检验是渐近且服从有一个自由度(DF)的 χ^2 分布的检验。正如表2 所示, LMERR 较之LMLAG在统计上更加显著, 且RLMERR显著而R-LMLAG 不显著, 根据Anselin 和Florax (1995)确立的原则, 我们可以断定, 适合本文的模型是空间误差模型。另外, SEM 模型的拟合优度更高,

残差的空间自相关检验更不显著，这些也验证了我们最终选择S EM 模型的合理性。从空间计量模型选择的含义来看，选择空间误差模型表明，长三角县市区经济增长不仅与该地区起始时间的经济增长水平有关，同时还与其他相邻地区经济增长率的随机冲击项有关，由于空间误差项的系数 $\rho > 0$ ，地区经济增长残差项对相邻地区的经济增长具有扩散效应。

比较空间计量经济模型与OLS 估计结果，可以发现，初始年份经济增长 $\ln y_{1993}$ 的系数符号均没有改变，这说明考虑空间因素对经济增长的影响之后，长三角县市区经济增长的收敛方向并没有改变，但是经济增长的 β 系数的显著性水平有明显提高，且在5 %水平上显著。这表明，在没有考虑空间依赖对经济收敛性影响的情况下，长三角县市区经济不存在显著的收敛性；而在考虑了空间依赖对经济收敛性的影响后，1993 -2006 年期间长三角县市区经济表现出显著的收敛性。

区域经济增长收敛的内在机制是非常复杂的，新古典经济增长因素与新经济增长因素对区域经济的收敛性均有影响。但是在没有考虑空间依赖性的情况下，传统的绝对收敛OLS 模型不仅会在地理空间上系统性地高估或低估某些相近地区的增长率，而且由于残差的非随机分布特征，技术进步与知识溢出等新经济增长因素对经济收敛性的影响也无法真正在残差项 ε 中反映出来，因而计算结果可能是有偏的，这说明在没有考虑空间相互作用的情况下，新经济增长因素对经济收敛性的作用是无法测度的，长三角区域经济也表现出并不显著的收敛性。

表 2 不同类型模型的长三角地区收敛估计结果

变量、参数、模型	绝对收敛方程(空间计量模型)		
	(1)	(2)	(3)
	标准 β 收敛模型	空间误差模型	空间滞后模型
$\ln(y_{1993})$	-0.013 (0.734)	-0.004 ** (0.044)	-0.001 * (0.058)
常数项	1.658 *** (0.000)	0.145 *** (0.000)	0.092 *** (0.000)
空间误差项 ρ		0.689 *** (0.000)	
空间滞后项 λ			0.276 *** (0.002)
样本数	132	132	132
调整后的 R^2	0.006	0.036	0.021
残差的 Moran' s I 指数	0.245 *** (0.000)	-0.039 (0.282)	0.0467 (0.220)
空间依赖性检验	统计值	概率	
LMLAG	19.9336	0.0000	
R- LMLAG	0.1293	0.7192	
LMERR	25.7555	0.0000	
R- LMERR	5.9512	0.01471	

注：表中的空间计量模型估计是用最大似然法进行的，参数估计值下面括号内的数字为该系数估计的 p 值，***、**和 * 分别表示通过显著性水平为1%、5%和 10%的检验。由于事先无法根据先验判断知晓 SEM 与 SLM 模型哪个更适合客观实际，Anselin 和 Flomax(1995)建议使用两个拉格朗日乘数形式 LMERR、LMLAG 和稳健的 R- LMERR、R- LMLAG 等来进行判断，并提出了判别准则，参见张学良(2007)与吴玉鸣(2006)的说明。我们采用空间误差模型，受篇幅所限，模型的选择过程没有列出。

考虑了空间依赖性的空间误差模型的估计结果比较稳健。在本文选择的S EM 模型中，测度邻近地区关于因变量的误差冲击对本地区观测值的影响程度可以在模型中反映出来，其空间依赖存在于误差扰动项 μ 中，人力资本积累和技术知识的空间溢出

对经济增长的影响也可以由 μ 的空间相关来表示。本文的研究结果表明, SEM 模型本质上也仍然是一个新古典经济增长模型, 在消除了空间自相关的SEM 中, 新古典增长模型所反映的增长机制在长三角经济收敛中占主导地位, 新古典增长模型表明, 一个地区的收入增长率仅与该地区的增长阶段有关, 由于边际收益递减规律的存在, 物质资本的逐利性将使得经济增长趋于收敛。实际上, 改革开放特别是浦东开发以来, 长三角地区成为中国物质资本增长最快的区域, 东部率先发展的政策支持以及市场配置资源的自发作用使得长三角地区作为一个整体成为资本投入的重要目的地。当然, 区域经济增长收敛的内在机制是非常复杂的, 在现实经济中经济增长的收敛性会受多种因素的影响, 技术的外部性与人力资本规模报酬递增等新经济增长因素可能会带来宏观经济规模报酬递增, 这样经济越发达的地区, 由于知识或人力资本的积累越大, 其经济发展也就越快; 而经济越落后的地区, 其经济增长则越慢, 因此地区经济将趋于发散。在SEM 模型中, 技术进步与知识溢出等新经济增长因素的影响是包括在SEM 的残差中, SEM 估计结果表明, 长三角县市区经济增长与其他相邻地区经济增长率的随机冲击项有关, 地区经济增长残差项对相邻地区的经济增长具有扩散效应, 由于新经济增长因素的作用, SEM 模型与OLS 模型相比, 所估计的收敛速度有所下降。

表 3 长三角县市区历年劳均真实生产
总值的 Moran' s I 指数检验值

年份	Moran' s I 指数	概率
1993	0.6287	0.0050
1994	0.6353	0.0020
1995	0.4161	0.0020
1996	0.5982	0.0050
1997	0.6153	0.0100
1998	0.6291	0.0050
1999	0.6241	0.0020
2000	0.6528	0.0050
2001	0.6416	0.0020
2002	0.6383	0.0100
2003	0.649	0.0020
2004	0.6421	0.0050
2005	0.639	0.0020
2006	0.6418	0.0100

五、结论与启示

1993 -2006 年长三角县市区劳均实际生产总值有很大提高, 期间均值增长了 3 . 77 倍, 在空间上, 长三角县市区呈现出明显的中心-外围模式, 且这一模式近 10 年来没有改变。空间统计的结果也表明, 长三角县市区经济增长具有显著的空间依赖性与空间自相关特征, 运用最小二乘法对标准的绝对收敛方程进行估计的系数是有偏的和非一致的。同时还发现, 标准的 β 收敛模型在地理空间上会系统性地高估部分地区(浙江西南部或江苏西北部)增长率, 而在其他地区(沿海地带)又会低估增长率, 残差值在空间上表现出非随机分布的特征。

本文的研究表明, 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, 而在考虑了空间依赖性
与空间自相关的情况下, 虽然长三角县市区经济增长的收敛方向并没有改变, 但是长三角县市区经济增长的系数变得显著为负, 从而找到了长三角县市区经济收敛的证据。与标准的 β 收敛模型估计结果相比, SLM 空间计量模型估计结果发现长三角经济收敛的速度明显下降。从统计上看, 这一结果更加稳健也更加科学。

区域经济增长收敛的内在机制是非常复杂的，在本文中，新古典增长模型所反映的增长机制在长三角地区可能发挥着决定性作用，各地区的经济增长及其收敛性可能主要取决于本地的物资资本积累，但是新经济增长模型的作用机制也对各地区的经济增长产生了深刻的影响，人力资本积累和技术知识的空间溢出对经济增长的影响也通过 SEM 模型的误差扰动项 μ 的空间相关来表示，SEM 估计结果表明，长三角县市区经济增长与其他相邻地区经济增长率的随机冲击项有关，地区经济增长残差项对相邻地区的经济增长具有扩散效应。不过新经济增长因素只是减弱了长三角地区经济收敛的趋势而没有从根本上改变经济收敛的方向。如何将长三角县市区经济增长分解成资本积累、人力资本、技术进步与效率改善等因素，并具体分析各类因素对经济收敛性的影响，这是作者接下来将要做的工作，也是本文的后续研究方向。

[注释]:

①我们已经建立一个长三角区域经济空间面板数据库，并用Arcinfo9.2 软件将数据进行存储。

②将舟山市包括在样本之内是因为舟山作为一个地级市，是狭义长三角16 个主要城市之一，为了比较与分析方便将其保留在样本之内。另外，需要说明的是，本文定义的狭义长三角包括上海市与江苏省的南京、苏州、无锡、常州、镇江、扬州、泰州和南通8 个地级市以及浙江的杭州、绍兴、台州、舟山、湖州、宁波、嘉兴7 个地级市，共73 县市区(考虑样本的地理空间连续性，岱山县与嵊泗县也没有纳入浙江省与狭义长三角的样本之内)。

[参考文献]:

- [1] 郝睿. 经济效率与地区平等:中国省际经济增长与差距的实证分析(1978 -2003) [J] .世界经济文汇, 2006, (2):11 -29 .
- [2] 刘夏明, 魏英琪, 李国平. 收敛还是发散—— 中国区域经济发展争论的文献综述 [J] .经济研究, 2004, (7):70 -81.
- [3] 沈坤荣, 马俊. 中国经济增长的“ 俱乐部收敛” 特征及其成因研究 [J] .经济研究, 2002 , (1):33 -39 .
- [4] 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, (9):19-29.
- [5] 郭朝先. 我国三大地带俱乐部收敛了吗—— 基于1993 -2004 年人均GRP 的数据分析 [J] .经济管理, 2006, (21):76-80 .
- [6] 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 年 [J] .经济学(季刊), 2005, (4):68-82.
- [7] 金相郁. 中国城市全要素生产率研究:1990-2003 [J] .上海经济研究, 2006, (7):14-23 .
- [8] 徐现祥, 李郁. 中国城市经济增长的趋同分析 [J] .经济研究, 2004 , (5):40-48 .
- [9] 吴玉鸣. 县域经济增长集聚与差异:空间计量经济实证分析 [J] .世界经济文汇, 2007 , (2):37 -57 .
- [10] 张晓旭, 冯宗宪. 中国人均GDP 的空间相关与地区收敛:1978 -2003 [J] .经济学(季刊), 2008 , (2):399-414 .
- [11] 张学良. 探索性空间数据分析模型研究 [J] .当代经济管理, 2007 , (2):26-29 .

(责任编辑 许 柏)