

空间经济视角下中国区域经济收敛性再检验 ——基于1985—2007年省级数据的实证研究

刘生龙¹, 张捷²

(1. 清华大学公共管理学院博士后流动站, 北京100084;

2. 中国社会科学院财经贸易研究所, 北京100102)

摘要:文章在空间经济视角下对我国区域经济增长的收敛性及其生成机制进行了检验。实证研究结果表明:(1)1985—2007年,我国区域经济增长从长期看存在着绝对 β 收敛,但短期内不存在绝对 β 收敛,这一结论无法从OLS框架中得出;(2)不论从长期看,还是从短期看,我国的区域经济增长均存在条件 β 收敛,这一结论即使在OLS框架中也能得出。

关键词:绝对 β 收敛;条件 β 收敛;探索性空间数据分析;空间自相关;空间误差模型

中图分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)12-0016-11

一、引言及文献回顾

Abramovitz(1986)指出,收敛暗示着人均GDP或人均收入从长期看将会趋同。换言之,收敛解释了一个重要问题,即人均收入水平低的贫穷国家的经济增长率将会高于人均收入水平高的国家。Baumol(1986)从国际经济学视角对这一论题进行了大量的研究,由于研究文献所采用的理论模型不同或所采用的实证手段不一样,有关国与国之间经济增长是否收敛的问题还存在很大争议。由于跨国数据容易面临不一致的问题,国外许多学者都将对这一论题的兴趣转向了其国内区域经济收敛的研究上,并大多得出了存在收敛性的结论。近年来,随着我国区域经济发展差距的扩大,国内许多学者对中国区域经济增长的收敛性问题产生了浓厚兴趣。然而,运用中国的区域经济数据却无法得到一致的结论,大部分研究结果表明我国区域经济增长仅存在“俱乐部”收敛或条件收敛,而不存在绝对收敛(张学良、张晓旭的研究除外),表1列出了最近10年来研究中国区域经济收敛的主要文献。

收稿日期:2009-09-11

作者简介:刘生龙(1979—),男,湖北荆门人,中国社会科学院数量经济及技术经济研究所博士,清华大学公共管理学院博士后流动站研究人员;

张捷(1980—),女,河北宝定人,中国社会科学院财经贸易研究所博士。

表 1 中国区域经济收敛性的实证研究

研究者 及时间	被解释变量	除初始水平外 的控制变量	样本	实证模型	估计方法	实证结论
张学良 (2009)	劳均 GDP 增长率	—	1993—2006 年中国 132 个县市区	SEM、SAR	ML	绝对收敛 成立
张晓旭等 (2008)	人均 GDP 增长率	—	1978—2003 年中国 30 个省市数据	SEM	ML	绝对收敛 成立
苏良军等 (2007)	人均 GDP 增长率	投资、出口、人口、产业 结构、政府政策等	2000—2005 年“长三 角”75 个县级市、2002 —2005 年“珠三角”19 个县级市	SAR	—	两个地区表 现出很强的 条件收敛
吴玉鸣 (2006)	人均 GDP 增长率	人力资本、人口、政府 政策、开放度等	1978—2002 年中国 31 个省市数据	SEM	ML	条件收敛 成立
沈坤荣等 (2006)	人均收入 增长率	初始工资产值比、初始 平均工资	1978—2003 年中国除 西藏、重庆之外其他省 市数据	对数线性 回归模型	OLS	条件收敛 成立
汪锋等 (2006)	人均收入 增长率	劳动投入、资本投入、 制度变量等	1978—2003 年中国省 市数据	面板数据 模型	IV、GMM	条件收敛 成立
傅晓霞等 (2006)	劳均产出、 劳均资本、 技术效率	—	1990—2004 年中国东 中西三大区域数据	半对数线 性模型	OLS	不存在绝对 收敛
赵伟等 (2005)	资本增长率、 TFP 增长率、 劳动生产率	—	1978—2002 年中国 26 个省市自治区	对数线 性模型	OLS、ML	技术收敛、 劳动力和 资本发散
董先安 (2004)	人均 GDP 增长率	人力资本、实物资本、 优惠政策、地理位置	1985—2002 中国各省 数据	对数非线 性模型	非线性最大 似然估计	条件收敛 成立
林毅夫等 (2003)	人均 GDP 增长率	城市化率、人口、储蓄、 出口、通货膨胀等	1978—1999 年中国 29 省纵列数据	对数线 性模型	固定效应法	条件收敛 成立
张胜等 (2001)	人均 GDP 增长率	—	1952—1998 年中国省 际截面数据	对数线性 模型	OLS	1990 年之前收 敛，之后发散
蔡昉等 (2001)	人均 GDP 增长率	人力资本、就业、投资、 劳动生产率等	1978—1998 年中国各 省数据	对数线性 模型	OLS	条件趋同

注：SAR 指空间自回归模型、SEM 指空间误差模型、OLS 指普通最小二乘法、ML 指极大似然估计、IV 指工具变量法、GMM 指广义矩估计。

由表 1 可见，早期有关中国区域经济收敛的研究基本上都忽略了地理空间的效应，只是到了最近几年，随着空间经济计量手段的成熟，国内一些学者才逐步将地理空间效应考虑进来(苏良军等，2007；张晓旭等，2008；张学良，2009)，空间经济计量手段的引入为我国区域经济增长收敛性问题的研究带来了全新的视角。但是这些极少量的空间经济计量研究，却都没有对地理空间效应条件下的收敛原因进行计量分析。本文正是基于这一视角，运用空间经济计量手段对 1985—2007 年以来我国区域经济的收敛性问题及其原因做一个全面的实证检验。

二、收敛性概念和空间效应

(一)收敛性概念。收敛性最初的概念指的是横截面上对数人均收入的标准差(Carlino 和 Mills,1996)和离散系数(Bernard 和 Jones,1996)随时间的推移而逐渐降低,这就是所谓的 σ 收敛。宏观经济学家主要关注的是第二种形

式的收敛,即 β 收敛,这种形式的收敛主要表现为贫穷地区的经济增长速度高于富裕地区而导致前者的人均收入逐渐赶上后者。 β 收敛包括两种形式,一是绝对 β 收敛,其形式为:

$$(1/k) \times \ln(y_{i,t+k}/y_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $y_{i,t}$ 是第 i 个地区第 t 年的人均实际 GDP, α 和 β 是待估参数, ϵ 是随机误差项。二是条件 β 收敛,其形式为:

$$(1/k) \times \ln(y_{i,t+k}/y_{i,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(y_{i,t}) + \beta_2 X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

相对于方程(1)而言,方程(2)的解释变量中多了一些影响经济增长的控制变量,这些控制变量包括实物投资、人力投资、政府政策等等。当(1)式或(2)式估计出的系数小于 0 时,这种实证结果就支持了绝对 β 收敛或条件 β 收敛的假设(Baumol, 1986)。

(二)区域经济收敛的空间效应。在经济增长收敛的研究文献中,大部分研究文献将单个区域看作是与横截面中其他区域相互独立的部分,空间之间的交互效应往往被忽略了。由于技术溢出效应已经被证明是导致区域经济收敛的关键驱动力(Krugman, 1987; Jones, 1997),因此有必要从地理维度上来对这些溢出效应进行探讨。除了这种实质性的空间相关之外,在研究区域经济增长收敛时还有可能遇到第二种形式的空间相关,这种空间相关主要来自研究中的空间边界与行政边界的“不匹配”,由这种边界不匹配所导致的空间相关又叫做滋扰相关(Nuisance Dependence),因为它主要反映在误差项的空间自相关上。Ansenlin(1988)曾经指出,在模型设定时,忽略实质性的空间相关或者滋扰相关都会导致模型设定错误。

我们的经验研究主要集中在中国 28 个省份 1985—2007 年区域经济收敛性上,^① 如果不做特别说明,本文中所使用的数据均来自《中国统计年鉴》、《新中国五十五年统计资料汇编》和分省统计年鉴。

三、中国区域经济收敛性的探索性空间数据分析

(一)全局空间自相关和 σ 收敛。探索性空间数据分析的一个核心目的在于度量全局空间自相关和局部空间自相关。全局空间自相关一般基于 Moran's I 统计量来衡量,对于任何一个年份,该统计量的计算公式为:

$$I_t = (n/s_0) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{i,t} x_{j,t} / \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{i,t} x_{j,t} \quad (3)$$

其中: $x_{i,t}$ 是第 t 年 第 i 个地区对数人均 GDP 与当年所有地区对数人均 GDP 的离差, w_{ij} 是空间权重矩阵 W 中的元素, s_0 是所有空间权重矩阵之和,对于标准化后的空间权重矩阵而言: $s_0 = n$ 。于是(3)式可以简化为:

$$I_t = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{i,t} x_{j,t} / \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{i,t} x_{j,t} \quad (4)$$

Moran'I 统计量给出了观察值的离差向量 X_i 与邻近地区观察值的空间加权平均值的向量 WX_i (即 X_i 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。

本文空间权重矩阵 W 选择的是铁路里程权重矩阵, 我们以相邻两省省会城市之间的铁路客运里程的倒数作为权重, 对各省间的“相邻”程度进行赋值, 权重矩阵的具体表达式为:

$$\begin{cases} w_{ij} = \frac{1}{|i \text{ 与 } j \text{ 两省省会城市间的铁路里程}|} & \text{如果 } i \text{ 与 } j \text{ 在空间上相邻;} \\ w_{ij} = 0, & \text{如果 } i \text{ 与 } j \text{ 在空间上不相邻。} \end{cases}$$

在实际运用过程中, 本文还对里程权重矩阵进行了标准化处理(铁路里程数据来源于“中国火车网”铁路里程、票价查询系统), 具体做法就是矩阵中每行的元素相加, 再用这些元素除以它们之和, 从而使得权重矩阵每行中的元素标准化为 1。

表 2 1985—2007 年中国 28 省份对数人均实际 GDP 的 Moran'I 统计指标

年份	Moran's I	E(I)	sd(I)	z	p-value *
1985	0.437	-0.037	0.134	3.545	0.000
1986	0.448	-0.037	0.134	3.613	0.000
1987	0.458	-0.037	0.135	3.664	0.000
1988	0.462	-0.037	0.136	3.671	0.000
1989	0.443	-0.037	0.136	3.538	0.000
1990	0.435	-0.037	0.136	3.478	0.000
1991	0.451	-0.037	0.137	3.559	0.000
1992	0.469	-0.037	0.138	3.673	0.000
1993	0.487	-0.037	0.138	3.786	0.000
1994	0.500	-0.037	0.139	3.864	0.000
1995	0.515	-0.037	0.139	3.963	0.000
1996	0.525	-0.037	0.139	4.036	0.000
1997	0.524	-0.037	0.139	4.033	0.000
1998	0.526	-0.037	0.139	4.040	0.000
1999	0.530	-0.037	0.139	4.071	0.000
2000	0.556	-0.037	0.139	4.251	0.000
2001	0.539	-0.037	0.140	4.118	0.000
2002	0.540	-0.037	0.140	4.121	0.000
2003	0.543	-0.037	0.141	4.123	0.000
2004	0.548	-0.037	0.141	4.153	0.000
2005	0.553	-0.037	0.141	4.189	0.000
2006	0.551	-0.037	0.141	4.162	0.000
2007	0.549	-0.037	0.141	4.156	0.000

表 2 给出了 1985—2007 年我国对数人均实际 GDP (1978=100) 的 Moran'I 及相关的统计检验。由表 2 可见, 我国区域人均 GDP 存在着十分明显的正向的空间相关性, 在所有年份, Moran'I 统计值都能够在 1% 的显著性水平下通过显著性检验。

图 1 刻画了中国 1985—2007 年区域对数人均实际 GDP 的离散系数和 Moran'I 统计值, 从中可见衡量空间全局自相关的 Moran'I 统计值基本呈缓慢上升趋势, 只是到了 2000 年之后才有所下降。相比较而言, 离散系数的波

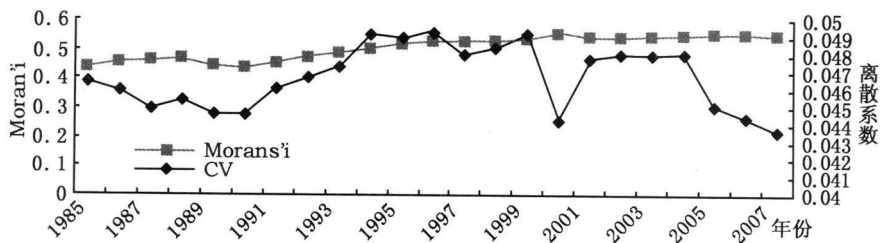


图 1 中国区域经济收敛与空间自相关的对照:1985—2007 年

动要大得多,1999 年之前波动性地上升,自 1999 年后又波动性地下降。

由表 2 和图 1 可以得出我国空间自相关和区域经济 σ 收敛这样一些事实:(1)在任何给定的时间点上,我国区域经济展现出高度的空间自相关性,这就意味着我国的区域经济存在着显著的空间“聚集性”,换言之就是人均 GDP 高(低)的省份往往有一个人均 GDP 高(低)的邻省。如果这是一个事实,那么在研究我国区域经济增长的收敛性时,每个省份不能被看成是独立的观察值,因此不能够忽略空间自相关。(2)区域人均 GDP 的离散系数和 Moran's I 统计值有一个共同移动的趋势,这也许反映了区域“聚集性”的动态特征。

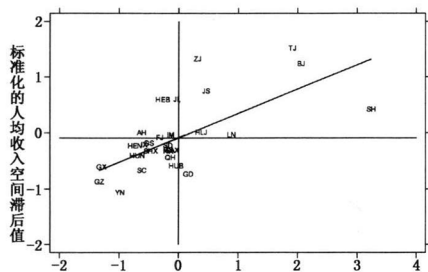


图 2 实际人均收入的 Moran 散点图:1985 年

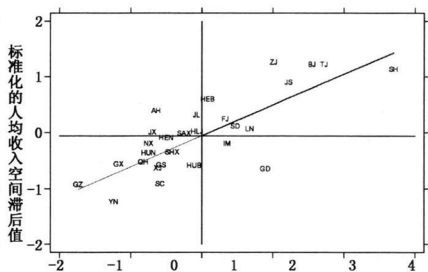


图 3 实际人均收入的 Moran 散点图:2007 年

(二)局部空间自相关。尽管全局 Moran'I 统计量表明中国经济在 1985—2007 年是显著空间相关的,但是该统计量不能显示低收入地区或高收入地区聚类的具体情况。为了检测观察值的局部空间自相关状况,我们使用了局部空间 Moran 统计值,局部空间 Moran 统计值的计算公式如下:

$$I_{i,t} = \frac{\left(\frac{x_i}{m_0} \right) \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{j,t}}{\sum_{i=1}^n x_{i,t}^2} \quad (\text{其中 } m_0 = \sum_{i=1}^n x_{i,t}^2) \quad (5)$$

图 2 和图 3 提供了我国初始年份 1985 年和末尾年份 2007 年的 Moran 散点图,该图刻画了某一个省份标准化的人均实际 GDP 与标准化的空间滞后人均实际 GDP 之间的关系 (Anselin, 1993)。图中四种不同的象限反映了某一个省份与相邻省份之间四种类型的空间联系:第一象限(HH)反映高收入省份与其他高收入省份相邻;第二象限(LH)反映低收入省份与高收入省份相邻;第三象限(LL)反映低收入省份与低收入省份相邻;第四象限(HL)反映高

收入省份与低收入省份相邻。第一象限和第三象限表示正的空间自相关,第二象限和第四象限则表示负的空间自相关。由于处于第二象限和第四象限具有与全局空间自相关相反的局部相关性质,故将处于这些象限的地区称之为非典型地区。由图 2 和图 3 可见,在 1985 年我国共有 24 个地区处于第一象限和第三象限,其中显著位于 HH 型地区的只有北京、天津和上海,它们均能够在 5% 的显著性水平下通过检验。显著位于 LL 形地区的只有广西、贵州和云南三个地区,它们均在 5% 的显著性水平下通过检验。处于非典型地区的只有河北、辽宁、吉林、黑龙江和广东,但从统计显著性上看,它们均不属于非典型地区。到 2007 年时,处于 HH 型地区的除了北京、天津和上海之外,江苏和浙江也成为 HH 型地区,它们均能够在 1% 的显著性水平下通过检验。显著位于 LL 型地区的仍旧只有广西、贵州和云南三个地区,其他地区仍然没能通过显著性检验。

四、中国各省份人均 GDP 绝对 β 收敛性分析

我们首先检验我国的经济增长是否存在绝对 β 收敛,这里将方程(1)写成如下的向量形式:

$$(1/k) \times \ln(y_{t+k}/y_t) = \alpha + \beta \ln(y_t) + \epsilon_t \quad (6)$$

这里的 y_t 包含了我国在给定年份所有省份人均实际 GDP 的观察值,我们将在空间经济视角下来对方程(6)进行估计。

(一) 空间误差模型(SEM)。在大多数有关经济增长收敛性的研究中往往假定误差项是相互独立的,也即:

$$E[\epsilon_t \epsilon'_t] = \sigma^2_t I \quad (7)$$

然而,当横截面观察值有一定的空间组织性时,这种假设无疑过紧。尤其是当各个省份具有空间溢出效应而导致空间相关时,这一假设就不再正确。当不同省份的误差表现出空间协方差特征时,误差项的表达形式如下:

$$\epsilon_t = \lambda W \epsilon_t + \mu_t \quad (8)$$

其中: λ 是空间误差系数, $\mu \sim N(0, \sigma^2 I)$ 。当方程(6)中的残差项满足(8)式时,此时的模型就叫做空间误差模型(Spatial Error Model)。由于空间协方差的出现,方程(6)中的残差项不再满足同方差的性质,此时用 OLS 估计尽管可以得出无偏的参数估计值,但是会得出有偏的方差值,所以基于 OLS 的推断可能是错误的。因此,在对这类模型进行估计时,往往采用极大似然(ML)估计或者广义矩(GMM)估计。

基于空间视角,空间误差滞后模型应用于收敛性假设时存在一个有意义的解释,即当我们把(8)式代入到(6)式后就得到如下式子:

$$(1/k) \times \ln(y_{t+k}/y_t) = \alpha + \beta \ln(y_t) + (I - \lambda W)^{-1} \mu_t \quad (9)$$

从(9)式可以看出发生在某一个地区的随机冲击不仅会对本省的经济增

长率产生影响,而且会通过空间转换矩阵 $(I-\lambda W)^{-1}$ 进一步对其他省份的经济增长率产生影响。尽管在我们的空间权重矩阵里每个省份仅有有限的几个相邻省份,而通过空间转换矩阵的逆矩阵将会把发生在某一个具体省份的随机冲击不仅传递给相邻省份,还会传递给整个系统。

(二) 空间自回归模型(SAR)。空间自回归模型(Spatial Autoregressive Model)又称为空间滞后模型(Spatial Lag Model),其表达式为:

$$(1/k) \times \ln(y_{t+k}/y_t) = \alpha + \beta \ln(y_t) + \rho W \ln(y_{t+k}/y_t) + \epsilon_t \quad (10)$$

其中: ρ 是空间自回归参数,其余项与前面的定义相同。这里可以将(10)式转化成如下形式:

$$(I - \rho W) \times (1/k) \times \ln(y_{t+k}/y_t) = \alpha + \beta \ln(y_t) + \epsilon_t \quad (11)$$

由于被解释变量出现了空间相关性,因此就产生了这样一个问题,即在控制了初始水平的人均 GDP 之后,某一个省份人均 GDP 的增长率如何与其他省份的经济增长率相关联?根据空间自回归模型的数据生成过程,人均实际 GDP 的增长率的期望值可以表达成如下形式:

$$E[(1/k) \times \ln(y_{t+k}/y_t)] = E[(I - \rho W)^{-1}(\alpha + \beta \ln(y_t))] + E[(I - \rho W)^{-1}\epsilon_t] \quad (12)$$

这就揭示了每个省份的经济增长率如何不仅决定于本省初始的经济发展水平,还决定于其他省份初始的经济发展水平。尽管误差项的期望值为 0,但是对某个省份的非零冲击不仅会对本省的人均 GDP 产生作用,还会通过空间转换对其他省份的人均 GDP 产生冲击,这一作用与空间误差模型的作用机理相同。由于存在着空间自相关,OLS 无法得出一致的参数估计。因此对于此类模型的估计一般也采用极大似然(ML)估计或者广义矩(GMM)估计。

(三) 中国各省份人均 GDP 绝对 β 收敛的经验分析。表 3 中给出了中国 28 省份绝对 β 收敛的估计值,为了检验我国各省份区域经济收敛情形,我们分别用 OLS 估计了三个不同时段段的绝对 β 收敛模型:1985—2007 年、1985—1995 年和 1996—2007 年。从 OLS 估计结果看,我国的区域经济增长在这三个阶段中均不存在绝对 β 收敛的情形,然而我们不能由此得出我国区域经济不存在绝对 β 收敛的结论,因为由前分析可知,如果不考虑空间相关效应,OLS 估计结果很可能是有偏的,为此表 3 给出了空间经济计量的诊断性检验结果。

综合表 3 的估计和检验结果,我们认为在 1985—2007 年和 1985—1995 年这两个时间段里,用空间误差模型来估计绝对 β 收敛方程比较合适,而在 1996—2007 年时间段里,用 OLS 估计就比较合适了。在 1985—2007 年时间段里,SEM 模型的实证结果表明,我国的区域经济增长存在着绝对 β 收敛,其收敛速率为 1.13%,^②也就是说其半衰期周期为 62 年,相对于欧美国家来说,这一收敛速度是比较缓慢的。而在 1985—1995 年和 1996—2007 年两个时间段里,尽管 β 估计值仍然为负值,但都没能通过显著性检验,说明这两个子时

间段里都不存在绝对 β 收敛效应。

表 3 中国各省份绝对 β 收敛的估计结果及有关空间相关的诊断检验

变量/估计	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
被解释变量	人均 GDP 增长率： 1985—2007 年			人均 GDP 增长率： 1985—1995 年			人均 GDP 增长率： 1996—2007 年		
模型	OLS	SEM	SAR	OLS	SEM	SAR	OLS	SEM	SAR
ρ	—	—	0.6024 (1.91)	—	—	0.6707 (3.48)***	—	—	-0.6865 (1.24)
λ	—	0.8571 (4.04)***	—	—	0.7388 (3.70)***	—	—	-0.7996 (-1.69)*	—
β	0.0003 (0.09)	-0.0112 (0.87)	-0.0038 (0.87)	0.0015 (0.35)	-0.0121 (1.61)	-0.0058 (1.13)	-0.0018 (0.48)	0.0019 (0.51)	0.0001 (0.02)
α	0.0866 (4.79)***	0.1646 (3.79)***	0.0465 (2.06)**	0.0686 (2.47)**	0.1577 (3.07)***	0.0634 (1.81)*	0.1123 (3.65)***	0.0904 (5.05)***	0.1701 (3.07)***
R-squared	0.0001	—	—	0.0014	—	—	0.0051	—	—
诊断检验									
年份/估计	LM for Error		LM for lag		Moran'I for Error		Breusch-Pagan		
1985—2007 年	5.886 (0.017)**		6.043 (0.014)**		2.391 (0.021)**		3.505 (0.180)		
1985—1995 年	2.432 (0.091)*		2.632 (0.105)		3.198 (0.001)***		8.938 (0.012)**		
1996—2007 年	4.430 (0.042)**		4.514 (0.035)**		-0.501 (1.406)		11.292 (0.005)***		

注：(1)SAR 为空间自回归模型，SEM 为空间误差模型。(2)参数估计括号中的数值为 t 检验值，诊断检验括号中的数值为显著性水平 P 值。(3)***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下通过显著性检验。(4)SAR 模型和 SEM 模型的估计手段为极大似然估计(ML)。表 4 同。

表 3 结果表明，如果考虑到空间效应，我国的区域经济增长从长期看存在着绝对 β 收敛情形，尽管这一收敛的速率相当缓慢；而从短期看，即使考虑到空间效应，我国的区域经济增长仍然不存在绝对 β 收敛。

五、中国各省份人均 GDP 的条件 β 收敛性分析

这里我们探讨我国区域经济增长的条件 β 收敛效应，也就是探讨究竟是哪些因素影响了我国的区域经济的收敛性问题。我们主要选择以下一些影响经济增长的因素作为方程(2)所包含的控制变量：(1)实物资本投资(k)，以各省份固定资本存量占 GDP 的比重来衡量。(2)人力资本投资(human)，以各省平均受教育年限来衡量。(3)基础设施投资(fund)，以交通运输占 GDP 的比重来衡量。(4)政府行为(gov)，以政府支出占 GDP 的比重来衡量。(5)外商直接投资(fdi)，以各省份外商直接投资占 GDP 的比重来衡量。(6)虚拟变量(dummy)，主要是衡量我国地理位置的区域虚拟变量。

我们仍然在 1985—2007 年、1985—1995 年和 1996—2007 年这 3 个时间段上估计中国区域经济的条件 β 收敛，估计结果如表 4 所示。表 4 含有 9 个方程，其中方程(1)至方程(6)包含区域虚拟变量，方程(7)至方程(9)去掉了区域虚拟变量。空间相关的诊断检验表明，用空间误差模型(SEM)要比用空间自回归模型(SAR)更适合中国区域经济条件 β 收敛问题的研究。因此，在条件 β 收敛性

检验中,本文主要使用空间误差模型。表 4 诊断检验表明,在 1985—2007 年和 1985—1995 年这两个时间段里,我国区域经济增长存在着显著的空间相关性,因此用 SEM 模型比 OLS 模型更加有效,而在 1996—2007 年时间段里,Morans' I 统计值表明不存在空间相关性,因此 OLS 模型比 SEM 模型更合适。

表 4 中国各省份条件 β 收敛的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
被解释变量	growth 1985—2007	growth 1985—2007	growth 1985—1995	growth 1985—1995	growth 1996—2007	growth 1996—2007	growth 1985—2007	growth 1985—1995	growth 1996—2007
模型	OLS	SEM	OLS	SEM	OLS	SEM	SEM	SEM	OLS
λ	—	0.1635 (2.38)**	—	0.8763 (2.71)***	—	-0.9612 (2.12)**	-0.6514 (3.72)***	0.9239 (46.09)***	—
β	-0.010 (2.29)**	-0.0109 (2.54)***	-0.0164 (2.18)**	-0.0219 (2.61)***	-0.0081 (2.32)**	0.0020 (0.27)	-0.0049 (0.96)	-0.0281 (3.35)***	-0.0005 (0.08)
k	0.0040 (0.64)	0.0047 (0.85)	0.0043 (0.36)	0.0173 (1.62)	0.0032 (1.05)	0.0054 (1.34)	-0.0052 (0.77)	0.0180 (1.69)*	0.0040 (0.97)
human	0.0048 (1.32)	0.0074 (1.99)**	0.0148 (1.82)*	0.0113 (1.97)**	0.0021 (1.57)	0.0051 (1.81)*	0.0088 (1.97)**	0.0208 (2.63)**	0.0025 (1.64)
fund	0.0121 (0.08)	-0.0039 (0.02)	-0.3474 (1.10)	-0.3561 (1.31)	-0.0090 (0.09)	-0.0221 (0.32)	0.2446 (0.96)	-0.2434 (0.85)	-0.0212 (0.21)
fdi	0.0249 (1.29)	0.0278 (1.79)*	0.0706 (1.63)	0.0861 (2.01)**	0.0002 (0.13)	-0.0022 (0.88)	0.0512 (2.22)**	0.1334 (3.17)***	-0.0021 (0.89)
gov	-0.0252 (0.36)	-0.0155 (0.32)	0.0274 (0.26)	0.1637 (1.44)	-0.0548 (1.78)*	-0.0175 (0.59)	-0.1404 (2.99)***	0.1446 (1.34)	-0.0243 (0.78)
dummy	有	有	有	有	有	有	无	无	无
Constant	0.1242 (1.97)**	0.1301 (2.54)***	0.1374 (1.30)	0.0854 (0.84)	0.1473 (3.07)***	0.0752 (0.98)	0.1499 (2.69)***	0.0688 (0.09)	0.0899 (1.49)
Observations	28	28	28	28	28	28	28	28	28
R-squared	0.65	—	0.62	—	0.68	—	—	—	0.70
Moran'I (p 值)	—	1.768 (0.098)*	—	2.281 (0.023)**	—	0.365 (0.701)	1.580 (0.113)	1.828 (0.068)*	—
LM for error (p 值)	—	3.674 (0.025)**	—	4.247 (0.022)**	—	0.259 (0.574)	3.321 (0.025)**	2.987 (0.076)*	—
收敛速度	1.00%	1.11%	1.65%	2.21%	0.81%	—	—	2.85%	—
半衰期周期	70	63	42	32	86	—	—	25	—

在引入了投资、政府行为和 FDI 等控制变量之后,模型的解释力大大提升了, R^2 均达到了 0.6 以上,说明回归方程基本上令人满意。在引入的这些控制变量中,人力资本投资和外商直接投资对经济增长有着显著的正向影响。实物资本投资在大多数时间对经济增长的影响为正,基础设施建设和政府开支对经济增长的影响为负,尽管后三个变量均没能通过显著性检验,但这些结果所显示的趋势基本上符合经济学解释。

表 4 估计结果表明,我国区域经济增长的条件 β 收敛的确存在,1985—2007 年这段时间里我国的区域经济条件 β 收敛的速率为 1.17%,半衰期周期 63 年;1985—1995 年这段时间里我国的区域经济条件 β 收敛的速率为 2.21%,半衰期周期为 32 年;1996—2007 年这段时间里我国的区域经济条件 β 收敛的速率为 0.84%,半衰期周期为 83 年。引入的区域虚拟变量,尤其是东部地区对经济增长有着显著的正向影响,说明东部地区的经济增长速度要比中西部地区明显高一些。当我们将区域虚拟变量去掉以后,条件 β 收敛仅

仅在 1985—1995 年时间段内存在,而在另外两个时间段里则没有表现出条件收敛的特征,再次说明我国经济增长呈现出典型的“俱乐部式”收敛的特征。除此之外,表 4 结果还表明我国区域经济增长在第一个时间段(1985—1995 年)的收敛速度要快于第二个时间段的收敛速度(1996—2007 年)。但 Wald 检验值表明两者之间并不存在收敛速度上的显著不同,经过似无关回归之后的 Wald 检验值仅为 1.56,其伴随概率仅为 0.21,说明两个阶段经济增长的条件收敛还没有发生结构上的变化。

六、结论及政策含义

本文在空间经济视角下对我国区域经济增长的收敛性及其原因进行计量分析,探索性的空间数据分析表明,我国的区域经济增长存在着正向的全局空间自相关,但是全局的空间自相关主要来自少数几个省份的局部空间自相关,这些省份主要集中在东部几个省份和西部几个省份,表明我国经济发展具有典型的地域特征。由于空间自相关的出现,先前用来估计中国区域经济增长收敛的 OLS 框架有可能估计出有偏的结果,为此本文使用空间经济计量手段对我国的区域经济增长的绝对 β 收敛和条件 β 收敛进行了检验。通过对空间经济计量模型的诊断检验表明,空间误差模型(SEM)更加适合于我国区域经济增长模型的估计。基于空间误差模型的实证结果表明:(1)我国区域经济增长从长期看存在着绝对 β 收敛,但短期内不存在绝对 β 收敛,这一结论无法从 OLS 框架中得出;(2)不论从长期看,还是从短期看,我国的区域经济增长均存在着条件 β 收敛,这一结论即使在 OLS 框架中也能够得到。

当区域虚拟变量被引入条件 β 收敛方程中时,我国的区域经济增长在三个时间段均表现出明显的条件收敛性,而一旦区域虚拟变量被去掉之后,条件收敛仅在前一个时间段出现,而在整个时间段和后一个时间段里,条件收敛不再满足,这说明地理位置对我国的区域经济增长有着重要的影响,我国的经济增长存在着明显的“俱乐部”效应。

以上研究结论对我国的区域经济增长协调发展具有重要的理论和实践意义。尽管在引入空间效应之后,我国的长期经济增长存在着绝对 β 收敛,但是这一收敛速度十分缓慢,而且短期内区域经济发展的差距还有着扩大的趋势。我国的区域经济增长无论从长期看还是从短期看都存在着条件 β 收敛,说明我国中西部落后地区与东部地区的差距主要来自初始条件的不同,因此,要想缩小我国中西部地区与东部地区的差距,有必要向中西部地区实施倾斜政策或补偿政策,促使中西部地区积累起向东部地区趋同的经济条件。

注释:

①由于在研究条件 β 收敛时,重庆、海南和西藏的一些控制变量数据难以收集得到,因此

本文仅保留了中国大陆剩余的 28 个省、市、自治区。

②收敛速率的计算公式为: $\theta = -\ln(\beta + 1)$ 。

参考文献:

- [1]董先安. 浅释中国地区收入差距:1952—2002[J]. 经济研究,2004,(9):48—59.
- [2]傅晓霞,吴利学. 技术效率、资本深化与地区差异[J]. 经济研究,2006,(10):52—61.
- [3]沈坤荣,唐文健. 大规模劳动力转移条件下的经济收敛性分析[J]. 中国社会科学,2006,(5):46—58.
- [4]苏良军,王芸. 中国经济增长空间相关性研究[J]. 数量经济技术经济研究,2007,(12):26—38.
- [5]汪锋,张宗益,康继军. 企业市场化、对外开放与中国经济增长条件收敛[J]. 世界经济,2006,(6):48—60.
- [6]吴玉鸣. 中国省域经济增长趋同的空间计量经济分析[J]. 数量经济技术经济研究,2006,(12):101—108.
- [7]张晓旭,冯宗宪. 中国人均 GDP 的空间相关与地区收敛[J]. 经济学(季刊),2008,(2):399—414.
- [8]张学良. 中国区域经济收敛的空间计量分析[J]. 财经研究,2009,(7):100—109.
- [9]赵伟,马瑞永. 中国经济增长收敛性的再认识[J]. 管理世界,2005,(11):12—21.
- [10]Chong-en Bai, Yingyi Qian, Chang-tai Hsieh. The return to capital in China[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 2006,(2):61—101.

Retest on China's Regional Economic Convergence in a Perspective of Spatial Econometrics: Provincial Data from 1985 to 2007

LIU Sheng-long¹, ZHANG Jie²

(1.Post-doctoral Research Center of School of Public Policy and Management,
Tsinghua University, Beijing 100084, China; 2.Institute of Finance and Trade
Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100102, China)

Abstract: In a perspective of spatial economics, the paper tests the convergence and formation mechanism of China's regional economic growth. The results of the empirical study are as follows: firstly, from 1985 to 2007, China's regional economic growth displays the absolute β -convergence in the long term, but it does not display absolute β -convergence in the short term, which can not be achieved by OLS; secondly, China's regional economic growth displays conditional β -convergence both in long and short terms, which also can be achieved by OLS.

Key words: absolute β -convergence; conditional β -convergence; exploratory spatial data analysis; spatial autocorrelation; spatial error model

(责任编辑 许 柏)