

我国地区经济收敛的空间计量 实证分析：1978—2002年

林光平 龙志和 吴梅*

摘要 本文采用空间经济计量方法,研究我国28个省市1978—2002年间实际人均GDP的 β -收敛情况。由于地区间的空间相关性对各地区GDP增长作用越来越大,本文分别采用地理空间权重矩阵和经济空间权重矩阵对省市间的空间滞后和空间误差模型进行了实证分析。通过将25年的数据按每12年为一个时段,划分为14个滚动的时段,考察了我国地区GDP增长经济收敛情况变化的动态过程。结果表明,我国地区间经济存在收敛性,但是收敛趋势在减缓。

关键词 β -收敛, 空间相关性, 空间计量模型

一、研究的理论背景

自20世纪60年代中期以索洛(Solow, 1956)和斯旺(Swan, 1956)为代表的新古典增长理论开始,国家之间或区域之间的差距及其动态变化趋势,就成为经济增长理论关注的话题之一。新古典增长模型用技术进步阐释了各国经济增长水平的差距,认为由于资本的边际产出呈现递减趋势,经济的发展最终将趋于稳定的状态。这个稳定状态主要指的是人均产出保持不变,经济的增长率将为零。稳定状态(steady state)的值,将因各个经济的具体条件不同而有所差异。经济趋向稳定状态的过程中,由于边际递减规律作用,富国增长将趋缓,穷国则相反,增长速度较快,这种增长速度的差异会使得落后地区赶上发达地区。换句话说,一个国家人均产出的增长速度与初始水平呈负相关。经济增长理论把这种现象称之为经济增长的收敛(convergence)。

通常,收敛问题被概括为三种假说:(1) σ -收敛,这是与横截面数据相关的假说,指不同经济系统间人均收入的离差随时间推移而趋于下降。(2) β -收敛,这是与时间序列相关的假说,指初期人均产出水平较低的经济系统趋于比初期人均产出水平较高的经济系统以更快的速度增长,即不同经济系统间的人均产出增长率与初始人均产出水平负相关。 β -收敛又分为绝对 β -收

* 林光平,美国波特兰州立大学经济系;龙志和、吴梅,华南理工大学工商管理学院。通讯作者及地址:龙志和,广州市五山华南理工大学工商管理学院,510640;电话:(020)87114048;E-mail:l-zh720@163.com。

敛与条件 β -收敛两种形式。(3) 俱乐部收敛, 指在具有相同的人力资本、市场开放度等结构特征的经济地区间存在着不同的增长收敛趋势。本文主要讨论 β -收敛的问题。

收敛假说的实证研究在过去的10多年得到较快发展。以巴罗(Barro)和萨拉-依-马丁(Sala-I-Marti)为主的经济学家, 对美国以及欧洲等发达国家进行实证的检验结果表明, 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实比发达地区快, 其赶超速度约为年均2%, 这个检验结果支持了新古典经济增长理论的结论(Barro和Sala-I-Martin, 1991)。曼昆、罗默和魏尔(Mankiw, Romer和Weil, 1992)等人直接利用附加了人力资本的索罗模型进行实证分析, 其结论与巴罗和萨拉-依-马丁等的结论相近。此外, 包括考伦布(Coulombe, 1995)、岛瑞克(Dowrick, 1989)、卡丹纳斯(Cardenas, 1995)等人的分析也都支持了巴罗、萨拉-依-马丁和曼昆等人的结论。

1978年以来, 我国分阶段逐步推行的改革开放政策对各地区的影响存在很大差异, 不同地区经济增长差异引起了社会各界的广泛关注。Chen等人(1996)利用我国各省区1952~1993年的数据, 采用索洛模型进行分析结果表明, 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, 收敛的速度为5.7%左右。Jian等人(1996)的研究也得出我国地区发展水平存在收敛趋势的结论。魏后凯(1997)的研究认为我国地区经济收敛速度为2%。樊杰(1997)的研究指出“八五”与“九五”期间沿海与内地的经济发展水平差异扩大的趋势得到遏制。而蔡昉等人(2000)的研究则认为中国改革以来, 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。林毅夫等人(1998)的研究也指出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。王绍光等人(1999)的研究得出了相类似的结论。

二、模型的依据

不同学者得出的结论由于研究方法不同而各异, 但有关经济收敛的研究中, 无论是采用横截面数据还是时间序列分析, 区域总是被当成一个独立的个体进行分析, 区域间潜在的相互影响往往被忽略。毫无疑问, 任何一个地区的经济都不可能独立存在, 它总是与其他经济体存在着千丝万缕的联系。当外生冲击对一个地区的经济造成影响时, 往往也会波及到临近地区或者更远的地区。例如, 在众多的研究中, 技术外溢经常被视为推动区域经济收敛一个很重要的机制, 而技术外溢本身就是涉及到区域间相互关系。然而, 在多数经济收敛性研究中这一观点都还没有被正式的引入模型进行实证分析。

文献上, Rey和Montouri(1999)曾从空间计量经济学的角度考察美国

各地区经济收敛性，并通过空间计量模型的估算，得出美国地区间经济增长收敛的结论。本研究借鉴 Rey 和 Montouri 研究思路，采用 Anselin (1988)，Anselin 和 Rey (1991) 有关空间经济计量的研究方法，将地区间的相互作用关系引入我国区域经济收敛性的研究。

空间计量经济学的基本思想是将地区或机构间的相互关系引入模型，对基本线性回归模型 (1) 通过一个空间权重矩阵 W 进行修正：

$$y = X\beta + \epsilon. \quad (1)$$

根据模型设定时对“空间”的体现方法不同，空间计量模型主要分成两种：一种是空间滞后模型，主要是用于研究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都有影响的情形：

$$y = \lambda W_y + X\beta + \epsilon, \quad (2)$$

其中， W 是 $n \times n$ 阶的空间权重矩阵，也就是 n 个机构或地区之间相互关系网络结构的一个矩阵。实证估计时，对 W 权重矩阵需要进行行标准化，使得权重矩阵中每行的和为 1。 W_y 为空间滞后因变量， λ 是空间自回归系数，其他变量意义与原来相同。

另一种是空间误差模型，机构或地区间的相互关系通过误差项来体现。当机构或地区之间的相互作用因所处的相对位置不同而存在差异时，则采用这种模型。具体而言，对于误差项的空间相关形式又存在两种基本的表达方式，模型形式如下：

空间误差自相关模型：

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \epsilon, \\ \epsilon &= \rho W\epsilon + u, \\ y &= X\beta + (I - \rho W)^{-1}u. \end{aligned} \quad (3)$$

空间误差移动平均模型：

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \epsilon, \\ \epsilon &= u - \theta Wu, \\ y &= X\beta + (1 - \theta W)u. \end{aligned} \quad (4)$$

其中， ρ 是空间误差自相关系数， θ 是空间误差移动平均系数， $W\epsilon$ 和 Wu 都是空间滞后误差项。

本研究中采用组合模型 (ARMA)：

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \epsilon, \\ \epsilon &= \rho W\epsilon - \theta Wu + u, \end{aligned}$$

或

$$y = X\beta + (I - \rho W)^{-1}(I - \theta W)u.$$

依照研究的目的，我们将设定用于空间滞后和空间误差模型检验的空间权重矩阵 W 。

判断地区间的空间相关存在与否，一般通过包括 Moran's I 检验、最大似

然 LM -Error 检验及最大似然 LM -Lag 检验等一系列空间效应检验来进行 (Anselin 1988)。其中, Moran's I 检验是由 Moran (1950) 最早提出来的, Moran's I 的表达式为:

$$I = e'W'e / e'e,$$

其中 e 表示回归方程的残差估计值。

Moran 进一步指出 Moran's I 值近似服从期望值为 $E(I)$ 和方差为 $V(I)$ 的正态分布, 相关计算方程如下:

$$\begin{aligned} E(I) &= \text{trace}(MW) / (N-K), \text{ 其中 } M = I - X(X'X)^{-1}X', \\ V(I) &= \{ \text{trace}(MWMW') + \text{trace}[(MW)^2] \\ &\quad + [\text{trace}(MW)]^2 \} / ((N-K)(N-K+2)) - E(I)^2. \end{aligned}$$

因此, 服从标准正态分布的 Moran's I 形式即为:

$$Z = (I - E(I)) / V(I)^{1/2} \sim N(0, 1).$$

LM -Error 检验及 LM -Lag 检验的表达式则更为复杂。两者的表达式分别如下:

$$\begin{aligned} LM\text{-Error} &= [e'W'e / (e'e/N)]^2 / \text{trace}(W^2 + W'W), \\ LM\text{-Lag} &= [e'WY / (e'e/N)]^2 / \{ [(WXb)'M(WXb) / (e'e/N)] \\ &\quad + \text{trace}(W^2 + W'W) \}, \end{aligned}$$

其中 b 是回归方程的系数估计值。

此时, LM -Error 与 LM -Lag 检验都渐进服从自由度为 1 的卡方分布 $\chi^2(1)$ 。这两个检验是针对不同形式的空间计量模型方程做出的, 并不互相矛盾, 所以实际检验中要同时进行这两种检验。

对于空间计量模型的估计如果仍采用最小二乘法估计, 系数估计值会有偏或者无效, 需要通过工具变量法、最大似然法或广义最小二乘估计等其他方法来进行估计。本研究采用最大似然法进行估计, 以方程 (2) 空间滞后模型为例, 似然函数形式如下:

$$L = -N/2 [\ln(2\pi) - \ln(N) + 1] - N/2 \ln(\epsilon^* \epsilon^*),$$

其中, $\epsilon^* = \epsilon / (|d\epsilon/dY|^{1/N})$ 。

可见, 要求似然函数最大值就等同于求 $\epsilon^* \epsilon^*$ 的最小值, 无论怎样, 都涉及对 Jacobian 矩阵 $|d\epsilon/dY|$ 进行估计。对于方程 (2) 来说, Jacobian 矩阵为 $|I - \lambda W|$, 其行列式的值等于:

$$|I - \lambda W| = (1 - \lambda\epsilon_1)(1 - \lambda\epsilon_2) \cdots (1 - \lambda\epsilon_N),$$

其中, $\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_N$ 是经过行标准化之后的空间权重矩阵 W 的 N 个特征根。

所以, 可以知道在空间计量模型中, 与空间权重矩阵 W 相关的系数估计值必须满足条件 $1/\omega_{\min} < \lambda < 1/\omega_{\max}$, 才能保证估计方程的稳定性。对于方程 (3), 方程 (4) 最大似然函数形式及估计与此类似。

鉴于空间经济计量估计中一系列问题有待进一步解决，目前一般空间计量模型都局限于一阶滞后模型、一阶自回归或一阶移动平均模型。本研究也仅限于讨论一阶模型。

三、实证分析

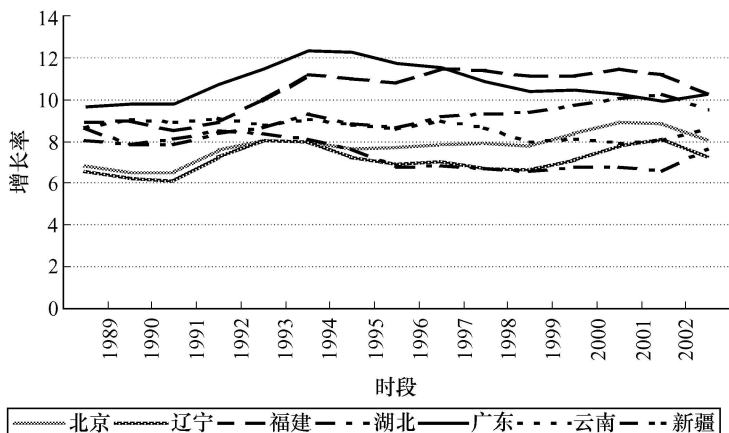
(一) 数据来源及说明

本研究采用 1978—2002 年全国 28 个省市（除西藏和海南外）的实际人均 GDP 数据进行实证分析。各省份的实际人均 GDP 通过各省份同年价格指数进行修正得到，其中价格指数以 1978 年为基期计量。

改革开放以来，我国各地区经济的发展随着改革的逐渐深入呈现出不同的特性，地区经济之间的收敛状况也必然随时间变化而变化。为了更好地把握地区经济收敛动态变化过程，本研究将时间段的数据分成滚动的时段进行估计。具体而言，以每十二个年份划为一个时间段：分别以 1978（改革开放试点初期）—1991 年为初始年，记为第 t_0 年；以 1989—2002 年为末年记为 $t_1 = t_0 + 11$ 年，这样 1980—1991，1981—1992，……到 1991—2002 则共分成 14 个时间区域。然后，用实际人均 GDP 的横截面数据对包括 1978—2002 年在内的共 15 个时间段进行实证分析。

本研究计算采用 GPE2/Gauss 6.0 软件（Lin, 2001）。

在建模之前，对各个地区分阶段的经济增长率水平进行考察，发现各地区在各个阶段经济增长率水平并非一直保持不变，呈现出逐渐增大的趋势。在图 1 中，选取了几个有代表性的地区，其经济增长率的变化情况如图所示：



注：图中所示时段分别表示每个时段的末年，下同。

图 1 地区经济增长率曲线图

可见,各个地区的经济增长率在各阶段逐渐上升,落后地区经济的增长速度有时比发达地区的增长速度偏低;但是,从总体上看,落后地区的发展速度呈现出上升的趋势,而发达地区的增长速度却呈现出下降的趋势。这是否表明各地区的经济增长存在收敛趋势?

(二) 地理空间相关性模型设定

在建模之前,本研究对原始数据进行了空间相关性检验,首先考察区域间地理上的空间相关性。空间权重 W 采用的是简单的地理权重,即对于全国 28 个省市,省市间如果地理上相邻对应权重取 1,否则取 0。各时段的检验结果见表 1。

从表 1 中可以看出,最初的五个时段,尤其是 20 世纪 80 年代初期到 90 年代初期这段时间,我国地区经济发展过程中基本上不存在空间相关性。这可能与当时的经济体制有关,地区间的经济基本由国家调控,相邻地区间的经济往来较少并不密切。随着经济体制改革的深化,特别是 1992 年以后,地区间经济往来日益密切,表现出较强的空间相关性。我们在进行有关地区经济收敛性的研究时,有必要将这种空间的相关性考虑进来。

表 1 地理空间相关性检验

时段	1978—1989	1979—1990	1980—1991	1981—1992	1982—1993
Moran's I	-0.048350	-0.14404	-0.14795	-0.14736	0.016462
Standardized	0.12104	0.12106	0.12105	0.12098	0.12109
P -值	0.49481	0.22002	0.21063	0.21368	0.28972
时段	1983—1994	1984—1995	1985—1996	1986—1997	1987—1998
Moran's I	0.17962	0.22502	0.21700	0.28168	0.31226
Standardized	0.12091	0.12064	0.12072	0.12076	0.12077
P -值	0.028318	0.010934	0.013042	0.0028711	0.001287
时段	1988—1999	1989—2000	1990—2001	1991—2002	1978—2002
Moran's I	0.36300	0.34980	0.38627	0.41001	0.27442
Standardized	0.12089	0.12086	0.12089	0.12097	0.12104
P -值	0.00030267	0.00046127	0.00015089	6.9940e-005	0.0036847

(三) 地理空间计量模型估计

进行空间计量分析,首先需要选定一个基础模型,本研究以区域经济绝对收敛方程作为分析问题的出发点。

$$\ln(Y_{\hat{u}+k}/Y_{\hat{u}}) = \alpha + \beta \ln(Y_{\hat{u}}) + \epsilon_i, \quad i = 1, 2, \dots, 28, \quad (5)$$

其中, $Y_{\hat{u}}$ 代表第 i 个地区第 t 年的实际人均收入水平, $Y_{\hat{u}+k}$ 则是表示第 $t+k$ 年

的实际人均收入水平。如果 (5) 式中的估测系数 $\beta < 0$ ，则说明我国各省份在 $T-T+K$ 时段内存在收敛，即落后的地区的经济增长比发达地区要快，否则就拒绝该假设。本研究中每 12 年为一个时间段，故 $k=11$ 。

通过前述检验可知，20 世纪 90 年代后地区经济间存在着明显的空间相关性，如果直接利用原方程计算，忽略地区间的空间相关性会带来结果的误差，因而需要利用空间权重矩阵对原模型进行修正。本研究分别使用前述两种空间计量模型进行估计。

第一种是方程 (2) 的空间滞后模型，将各省市经济增长率的空间滞后变量引入模型，用以说明一个地区的经济增长可能直接与周围地区及整个系统内的经济增长情况相关。由此，原模型转化为：

$$\ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + \lambda W_i \ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) + \epsilon_i, \\ i=1, 2, \dots, 28, \quad \epsilon \sim \text{iii}(0, \sigma^2), \quad (6)$$

其中， W_i 表示空间权重矩阵的第 i 行。考虑到一个地区经济增长除受周围地区的经济增长影响外，还与其自身的初始经济条件密切相关。为此，对方程 (6) 进行扩展，将各省市初始人均收入水平的空间滞后变量引入模型：

$$\ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + \gamma W_i \ln(Y_{i,t}) \\ + \lambda W_i \ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) + \epsilon_i, \quad \epsilon \sim \text{iii}(0, \sigma^2). \quad (7)$$

模型 (6) 和模型 (7) 相比较绝对收敛方程 (5) 而言是条件收敛方程，即将各个相邻地区的经济增长率水平和自身初始经济条件作为经济收敛与否的一个条件。

第二种模型，地区间空间相关性通过误差项的变化来体现，即空间误差模型。具体而言，误差项的方程可以是 ARMA(1,1) 或简单的 AR(1) 及 MA(1) 形式。综合考虑，方程形式如下：

$$\ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + [\gamma W_i \ln(Y_{i,t}) + \lambda W_i \ln(Y_{i,t+k}/Y_{i,t})] + \epsilon. \quad (8)$$

$$\epsilon = \rho W \epsilon - \theta W u + u. \quad (9)$$

或

$$\epsilon = \rho W \epsilon + u, \quad (10)$$

$$\epsilon = u - \theta W u, \quad (11)$$

$$u \sim \text{iii}(0, \sigma^2).$$

方程 (8) 中括号 $[\cdot]$ 所表示的内容是所有可能的空间计量模型的选项。前面有关空间相关性检验已知，在所分的 14 个时间段内，在最初的五个阶段不存在空间相关性，对这五个时间段的估计可以直接通过绝对收敛方程 (5) 进行，估计结果见表 2。

表2 绝对收敛模型的估计

时段	1978—1989	1979—1990	1980—1991	1981—1992	1982—1993
β	-0.099268 (0.054945)	-0.089168 (0.050106)	-0.089200 (0.052592)	-0.059110 (0.056346)	-0.029562 (0.062663)
α	1.4649 (0.32795)	1.3877 (0.30223)	1.3921 (0.32099)	1.2887 (0.34636)	1.1538 (0.39028)
Log-Likelihood	10.651	13.441	11.898	10.625	8.4423
r^2	0.1044	0.1016	0.0932	0.0378	0.0079
Moran's I	-0.048350	-0.14404	-0.14795	-0.14736	0.016462
Standardized	0.12104	0.12106	0.12105	0.12098	0.12109
P -值	0.49481	0.22002	0.21063	0.21368	0.28972
LM -Error	0.12846	1.1402	1.2028	1.4490	0.014892
P -值	0.72003	0.28562	0.27276	0.22869	0.90287
LM -Lag	0.23663	1.2470	1.3145	1.4490	0.0072847
P -值	0.62665	0.26413	0.25158	0.22869	0.93198

注:括号内数值表示各系数估计值方差。 r^2 表示实际值和回归拟合值的相关系数平方值,以下各表相同。

从表2中可见,前面五个时段内, β 的值都小于0,并且从表中提供的各个模型的系数估计值及标准差可知,在10%的显著性水平下各估计值都是显著的,说明我国地区经济间存在着绝对收敛的趋势。这也印证了前述对数据分析的结果,即地区间不存在空间相关性。在模型估计后,对估计模型的残差进行了正态性的Bera-Jarque Wald检验、异方差检验Breusch-Pagan和White LM检验,以说明模型的残差服从正态分布,且不存在异方差现象。总体而言,模型估计拟合比较好。下面重点考察其他几个存在空间相关性的时间段的模型。

在进行模型估计时,为了得到拟合效果最好的模型,我们对条件收敛方程(6)、方程(7)和方程(8)联合方程(9)、方程(10)和方程(11)都进行了估计,尝试了多种模型。估计结果表明,有些模型存在明显的设定错误,例如,将方程(5)和方程(9)联合起来进行估计时,所得的MA项的系数值大于1。就空间经济计量模型而言,与时间序列模型一样,一个很重要的前提就是要保证模型的稳定。对于空间计量模型则需要空间权重矩阵项的估计系数的值,如前所述系数 λ 、 ρ 和 θ 等都应在 $1/\max(w)$ 和 $1/\min(w)$ 之间,其中 w 是空间权重 W 的特征值。本研究中, $1/\max(w)=1, 1/\min(w)=-1.7149$ 。所以,凡是MA项的系数值 θ 大于1的即为不合理模型,应该舍弃。

本研究将可行的模型筛选出来,然后在其中选出最优模型。下面以第八

个阶段即 1985—1996 年为例来说明模型筛选的过程。对于第八时段估计的结果如表 3 所示。

表 3 第八时段(1985—1996)模型估计结果

模型	(5)+(10)	(5)+(11)	(6)	(6)+(10)	(7)
β	-0.0086369 (0.078266)	-0.0027636 (0.077491)	-0.00091662 (0.068555)	0.0044573 (0.045801)	-0.035379 (0.088867)
α	1.0007 (0.51966)	0.96157 (0.51218)	0.61100 (0.44879)	0.17992 (0.33902)	0.17933 (0.84272)
λ			0.35891 (0.21887)	0.77961 (0.20269)	0.34539 (0.22066)
γ					0.10384 (0.17223)
ρ	0.36505 (0.22043)			-0.71837 (0.45189)	
θ		-0.34413 (0.25298)			
Log-Likelihood	6.3588	6.1652	6.3528	6.8400	6.5339
r^2	0.1373	0.0492	0.1347	0.5635	0.1368
Moran's I	-0.019087	0.018516	-0.018605	-0.00032211	-0.019078
Standardized	0.12136	0.12106	0.11257	0.11298	0.11178
P -值	0.41434	0.29602	0.30656	0.20827	0.29181
LM -Error	0.020019	0.018840	0.019021	5.7017e-006	0.020000
P -值	0.88748	0.89083	0.89031	0.99809	0.88754
LM -Lag	0.021995	0.01814	0.53451	7.3732	0.48542
P -值	0.88210	0.89286	0.46472	0.0066202	0.48598

一般来说，选择空间计量模型时主要考察以下三个方面：最大似然估计值， LM -Error 和 LM -Lag 检验情况。为了方便模型间的比较，本文对表示因变量实际值与回归值相关系数平方值大小的统计量 r^2 进行了报告。综观各模型结果，模型 (6) + 模型 (10) 似乎拟合的最好，因为最大似然估计值最大，模型 (7) 次之。然而，仔细考察其他统计指标发现，首先，对模型 (6) + 模型 (10) 残差进行 LM 检验，此时 LM -Error 和 LM -Lag 的检验值是根据空间模型估计结果的误差值计算所得， LM -Lag 的检验值表明仍然存在空间相关性，所以该模型不适合。其次，从模型 (7) 的系数估计值和方差可以看出，各个系数估计都不显著，也不是最优模型。对于模型 (5) + 模型 (10)、模型 (5) + 模型 (11) 和模型 (6)，尽管最大似然估计值相对小些，但是模型中各个系数估计值在 10% 的显著性水平下基本上都显著，并且残差的空间相关性检验也很好说明了模型估计后不再存在地区间的空间相关性，总体来说拟合较优。在这些模型中，模型 (5) + 模型 (10) 的最大似然估计值大于其他模型。因此，针对 1985—1996 年的数据状况，最终选择模型 (5) + 模型 (10)，亦即方程形式如下：

$$\ln(Y_{it+k}/Y_{it}) = 1.0007 - 0.0086369 \ln(Y_{it}) + \varepsilon_i,$$

$$\varepsilon = 0.36505W\varepsilon + u, \quad u \sim n(0, \sigma^2).$$

其他各时段的估计情况及模型的选择也与此类似,模型(5)+模型(10)也是相对拟合较优的模型,在此从略。各个时段的模型估计结果见表4。

从表4中可以看出,改革开放以来,我国地区经济总体来说存在着收敛的趋势,但是分时段考察情况却不尽相同:改革开放初期几年我国地区经济呈收敛趋势,20世纪80年代中后期到现在却表现出发散性的特点。

表4 各时段空间计量模型估计结果

时段	1983—1994	1984—1995	1985—1996	1986—1997	1987—1998
β	-0.045010 (0.077654)	-0.029896 (0.080798)	-0.0086369 (0.078266)	0.0019984 (0.076065)	0.017657 (0.071089)
α	1.2763 (0.49519)	1.1494 (0.52777)	1.0007 (0.51966)	0.96171 (0.51253)	0.84635 (0.48600)
ρ	0.29597 (0.22625)	0.36227 (0.21684)	0.36505 (0.22043)	0.45597 (0.20350)	0.50133 (0.19483)
Log-Likelihood	5.8270	4.9572	6.3588	7.4001	9.5688
r^2	0.0884	0.1338	0.1378	0.2198	0.2740
Moran's I	-0.015799	-0.016526	-0.019087	-0.019346	-0.023396
Standardized	0.12141	0.12129	0.12136	0.12162	0.12184
P -值	0.40156	0.40610	0.41434	0.42002	0.43672
LM-Error	0.013717	0.015008	0.020019	0.020567	0.030079
P -值	0.90676	0.90250	0.88748	0.88596	0.86231
LM-Lag	0.021423	0.019086	0.021995	0.020315	0.027146
P -值	0.88363	0.89012	0.88210	0.88666	0.86913
时段	1988—1999	1989—2000	1990—2001	1991—2002	1978—2002
β	0.016279 (0.067217)	0.0089092 (0.070532)	0.0038848 (0.067791)	-0.0033171 (0.059840)	-0.15943 (0.12135)
α	0.83678 (0.46786)	0.93581 (0.49115)	1.0121 (0.47727)	1.0837 (0.42802)	3.0197 (0.73849)
ρ	0.55744 (0.17978)	0.55932 (0.18121)	0.62664 (0.16652)	0.67997 (0.15295)	0.43840 (0.20773)
Log-Likelihood	11.029	10.515	12.096	15.335	-5.7684
r^2	0.3428	0.3501	0.4341	0.5014	0.1872
Moran's I	-0.028990	-0.045045	-0.050254	-0.067468	-0.045743
Standardized	0.12219	0.12222	0.12260	0.12286	0.12187
P -值	0.45948	0.48416	0.46253	0.40413	0.48904
LM-Error	0.046184	0.11150	0.13878	0.25014	0.11498
P -值	0.82984	0.73844	0.70950	0.61698	0.73454
LM-Lag	0.041868	0.10167	0.13273	0.25938	0.31066
P -值	0.83787	0.74983	0.71562	0.61055	0.57728

(四) 经济空间权重模型设定

通过地理空间计量模型的估计,似乎已经得到了相对较为满意的结果。不过,地理空间权重矩阵的选择过于简单,并不能完全体现各地区间经济上

的相互影响。例如，在前述矩阵中，假设地区之间在地理上相邻则权重矩阵中对应数值取 1，也就是说对所有相邻地区的关系都简单地视为相同。事实上，相邻地区间经济上的相互关系不可能完全一样，需要加以区别。例如，河北省地理上与北京、天津、山西、内蒙、山东、河南等相邻，但很明显河北省与北京、天津间的经济密切程度较其他省份要高。为了解决这一问题，本研究选择地区间人均实际 GDP 差额作为测度地区间“经济距离”指标。选择人均实际 GDP 差额作为经济空间权重，是因为 GDP 指标是一个衡量各地经济发展的综合性指标，包含的信息量大，能较好地体现各地区的经济发展水平状况。

故，研究中引入经济空间权重矩阵 W^* ， $W^* = W \cdot E$ 。其中， E 是描述地区间经济差异性的一个矩阵：

$$E_{ij} = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|}, \quad \text{这里,} \quad \bar{Y}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it},$$

$$E_{ii} = 0.$$

式中， Y_{it} 为经济变量，代表第 i 个地区第 t 年的实际人均收入水平。

可知，新的权重矩阵 W^* 同时考虑地区间经济与地理上的空间相关性。 W^* 将同样两个相邻地区的差异通过经济权重进行了区别，避免了用地理空间权重矩阵时所遇到的问题。同时，随着时间的推移， E_{ij} 会随着每个地区每一时段 Y 值的变化而变化，因而 W^* 是一个随着时间而变化的动态矩阵， W^* 能反映出地区经济之间的相互关系的变化。

对用 W^* 所设立的经济空间计量模型的估计，与前面的分析步骤相同，也是先对每一时段的数据情况进行检验，考察是否存在着这种经济空间相关性。检验结果见表 5。

表 5 经济空间相关性检验

时段	1978—1989	1979—1990	1980—1991	1981—1992	1982—1993
Moran's I	0.0066735	-0.014554	-0.029149	0.034192	0.15071
Standardized	0.15389	0.16259	0.16100	0.16478	0.17140
P -值	0.34305	0.39907	0.43285	0.29049	0.11344
时段	1983—1994	1984—1995	1985—1996	1986—1997	1987—1998
Moran's I	0.30242	0.34012	0.29862	0.37716	0.39189
Standardized	0.17152	0.16630	0.15440	0.14966	0.15165
P -值	0.018152	0.0084427	0.010607	0.0018404	0.0015083
时段	1988—1999	1989—2000	1990—2001	1991—2002	1992—2003
Moran's I	0.39023	0.34303	0.40265	0.39508	0.46882
Standardized	0.15275	0.16277	0.15094	0.14643	0.14707
P -值	0.0016678	0.0069548	0.0011489	0.00098612	0.00018904

可见，表 5 与表 1 的结果基本相同，说明前 5 个时段内我国地区间不存在经济空间上的相关性。下一步，将十四个时段分成两大类来进行模型估计。

对前五个时段不存在经济空间相关性的绝对模型估计结果如表6所示。表6与表2对比可见,两种系数估计值及其方差大小完全一样,只是对于残差的空间效应检验结果有所差异。

表6 绝对收敛模型估计结果

时段	1978—1989	1979—1990	1980—1991	1981—1992	1982—1993
β	-0.099268 (0.054945)	-0.089168 (0.050106)	-0.089200 (0.052592)	-0.059110 (0.056346)	-0.029562 (0.062663)
α	1.4649 (0.32795)	1.3877 (0.30223)	1.3921 (0.32099)	1.2887 (0.34636)	1.1538 (0.39028)
Log-Likelihood	10.651	13.441	11.898	10.625	8.4423
r^2	0.1044	0.1016	0.0932	0.0378	0.0079
Moran's I	0.0066735	-0.014554	-0.029149	0.034192	0.15071
Standardized	0.15389	0.16259	0.16100	0.16478	0.17140
P -值	0.34305	0.39907	0.43285	0.29049	0.11344
LM-Error	0.0016433	0.0071463	0.029128	0.038558	0.70065
P -值	0.96766	0.93263	0.86448	0.84433	0.40257
LM-Lag	0.0067223	0.031906	0.082942	0.016902	0.65988
P -值	0.93465	0.85823	0.77335	0.89656	0.41660

对于余下的时段,同样地,我们对所有可能的经济空间计量模型都进行了尝试,然后通过比较选择,发现模型(5)+模型(10)相对来说仍然是拟合最优的模型,各时段的估计结果如表7所示。

表7 经济空间计量模型估计结果

时段	1983—1994	1984—1995	1985—1996	1986—1997	1987—1998
β	-0.079725 (0.087195)	-0.066361 (0.090724)	-0.049785 (0.091574)	-0.058858 (0.088939)	-0.033615 (0.083772)
α	1.5176 (0.56895)	1.4111 (0.60587)	1.2923 (0.62258)	1.4099 (0.62817)	1.2284 (0.59607)
ρ	0.38937 (0.19420)	0.42314 (0.18691)	0.44861 (0.20388)	0.59760 (0.18035)	0.60416 (0.17509)
Log-Likelihood	6.7975	5.9103	7.1933	9.0907	10.985
r^2	0.2207	0.2502	0.2463	0.4070	0.4268
Moran's I	0.034431	0.0019681	0.026596	0.042258	0.032076
Standardized	0.17221	0.16700	0.15480	0.15096	0.15302
P -值	0.30978	0.37544	0.30425	0.27414	0.29880
LM-Error	0.036559	0.00012580	5.1982e-005	0.068974	0.038818
P -值	0.84837	0.99105	0.99425	0.79284	0.84381
LM-Lag	0.016557	0.0016223	0.0024398	0.042192	0.025914
P -值	0.89762	0.96787	0.96061	0.83725	0.87211

(续表)

时段	1988—1999	1989—2000	1990—2001	1991—2002	1978—2002
β	-0.015087 (0.082147)	0.0019296 (0.088015)	-0.027568 (0.089787)	-0.024938 (0.084574)	-0.29425 (0.12446)
α	1.0755 (0.58261)	1.0002 (0.61465)	1.2559 (0.64525)	1.2595 (0.61431)	3.9478 (0.84344)
ρ	0.55015 (0.17936)	0.43495 (0.18927)	0.60347 (0.17827)	0.63536 (0.17907)	0.68685 (0.15577)
Log-Likelihood	11.110	9.4980	11.764	14.240	-2.0943
r^2	0.3750	0.2846	0.4352	0.4605	0.4962
Moran's I	-0.030245	-0.080589	-0.080123	-0.086560	0.0088967
Standardized	0.15372	0.16327	0.15231	0.14794	0.32582
P -值	0.44941	0.42714	0.41441	0.39378	0.37228
LM -Error	0.034180	0.21823	0.24443	0.29907	0.0029238
P -值	0.85332	0.64039	0.62102	0.58447	0.95688
LM -Lag	0.043864	0.21389	0.32409	0.39312	0.16795
P -值	0.83411	0.64373	0.56916	0.53066	0.68194

显而易见，与表 4 的结果相对比，引用经济空间权重矩阵之后，估计结果的拟合情况明显提高。除了 1989—2002 年三个时段的模型最大似然估计值略微有所下降之外，其他所有时段同样模型的最大似然值都较原模型大，且通过了模型的空间相关性检验。同时，新模型中各系数估计值的显著性水平都有了很大提高，除了 β 之外，在 5% 的显著性水平下，基本上都是显著的。对模型残差的检验说明新模型的残差服从正态分布，且不存在异方差现象。毫无疑问，将经济距离引入空间权重矩阵更好地拟合了我国地区经济的发展状况。值得注意的是，表 7 中除了 1989—2000 年时段内 β 的估计值为一个非常小的正数外 (0.0019296)，其他任何时段 β 的估计值都是一个小于零的数，也就是说考虑到各地区之间的经济空间相关性之后，我国地区经济自改革开放以来一直存在着收敛的趋势。不过，从表中 β 的估计值及其方差估计结果中，我们不难看出，虽然各时期 β 的估计值为负，但是并不显著地拒绝其为零的假定。这表明我国经济收敛的趋势尽管存在，但是很微弱。

(五) 地区经济收敛性分析

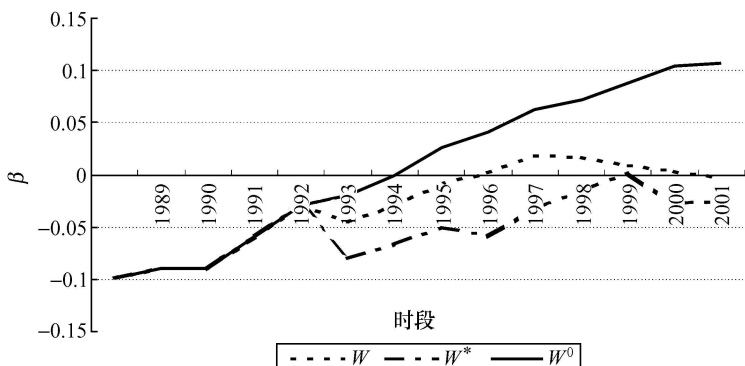
综上所述，无论是利用地理空间权重矩阵还是经济空间权重研究的实证结果都显示，改革开放以来我国地区经济总体上存在收敛的趋势，这与不考虑空间相关性简单的绝对收敛模型的估计结果不同，见图 2。简单的绝对收敛模型下，我国各省区之间在接近第六个时段时就不再存在收敛的趋势。对此结果，可进一步引入地区间空间相关性加以说明。下面以 1985—1996 年时间段为例，用经济空间矩阵实证的结果加以解释。

根据表 7 可知，该时段估计方程为：

$$\ln(Y_{\bar{u}+k}/Y_{\bar{u}}) = 1.2923 - 0.049785 \ln(Y_{\bar{u}}) + \varepsilon_i,$$

$$\varepsilon = 0.44861 W^* \varepsilon + u, \quad u \sim ni(0, \sigma^2).$$

可见,当某个地区的经济受外生冲击带来经济增长时,本地区经济增长也会通过权重矩阵 W^* 带来与之相关的其他区域的经济增长,并且区域间的这种经济空间相关性越密切,所带来的影响越大。最终导致各个地区的经济水平趋于一致,表现出收敛特点。



注: 图中 W^0 , W , W^* 分别代表不考虑空间相关性, 考虑各区域间地理相关性和考虑各地区之间的经济空间相关性三种情况。

图2 各时段 β 估计值变化情况

另一方面,从各个时段末 β 估计值的变化情况(图2)可以发现,尽管 β 估计值在各时段内存在一些波动,但是总体来说,无论是用地理空间权重矩阵 W 还是用经济空间权重矩阵 W^* 估计,结果中各个时段 β 都是逐渐增大的。因为 $\beta = -(1 - \exp(-rt))$, $t = t_1 - t_0 + 1$, 所以各地区经济收敛的速度 $r = -\ln(\beta + 1)/t$ 。图中逐渐增大的 β 值,表明我国地区经济的收敛速度越来越慢。本研究中,矩阵 W^* 估计的结果要比矩阵 W 估计的结果 β 要小,这就说明考虑地区间的经济相关性之后,地区间经济的收敛的速度将提高。这就是说,本研究认为,我国地区间经济存在着收敛趋势,但收敛的速度趋于下降。这也可能是一些学者研究结论不支持我国地区间经济增长收敛的原因之所在。

从图2中还注意到,20世纪80年代后期90年代初期只有考虑到经济空间相关性之后,我国地区经济才表现出收敛的特点,这表明地区经济发展中区域之间的经济合作的重要性。因而,本研究认为缩短地区经济之间的差异,加强地区之间的经济合作与往来是重要的政策指向。值得重视的是,图中显示近几年我国经济中 β 的值正逐渐增大,这意味着地区间经济差距有增大趋势,需要积极调整经济政策,缩小地区之间的经济差距。

四、结 论

本研究通过空间经济计量模型所做的实证研究表明,1978年以来我国地区之间经济存在收敛的趋势,但收敛的速度越来越慢。

本文将空间计量经济学的方法用于我国地区间经济增长收敛性研究,弥

补了以往研究中忽略区域间空间相关性的不足。特别是经济空间矩阵的应用，在地区经济收敛性研究中是一个全新的尝试。本研究亦存在不足之处。例如，对地区空间权重的选择过于简单，经济权重矩阵可以尝试选择其他更为合理的表达形式等，这些都有待于在今后的研究中进一步深入。

参 考 文 献

- [1] Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer, (1988).
- [2] Anselin, L. and S. J. Rey, "Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models", *Geographical Analysis*, 1991, 23, 112—131.
- [3] Barro, R. J. and X. Sala-I-Martin, "Convergence Across Stats and Regions", *Brookings Paper. Econ. Activity*, 1991, 1, 107—182.
- [4] Barro, R. J. and X. Sala-I-Martin, *Economic Growth*. New York: Mc Graw-Hill, 1995.
- [5] 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。
- [6] Cardenas, M., "Growth and Convergence in Colombia: 1950—1990", *Journal of Development Economics*, 1995, 47, 5—37.
- [7] Coulombe, S., "New Evidence of Convergence Across Canadian Provinces: The Role of Urbanization", *Regional Studies*, 2000, 34(8), 712—725.
- [8] Chen, J and B. M. Fleidher, "Regional Income Inequality and Economic Growth", *Journal of Comparative Economics*, 1996, 22, 141—164.
- [9] Dowrick, S. and D. T. Nguyue, "OECD Comparative Economic Growth 1995—85 Catch-up and Convergence", *American Economic Review*, 1989, 79(5), 1010—1030.
- [10] 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16(3)期, 第8—16页。
- [11] 国家统计局, 《新中国五十年统计资料汇编》。北京: 中国统计出版社, 1999年。
- [12] 贾绍凤, "日本90年代区域差异的现状与趋势", 《地理科学进展》, 1998年第17(3)期, 第57—66页。
- [13] Jian, T., F. D. Sachs, and A. M. Warner, "Trends in Regional Inequality in China", *China Economic Review*, 1996, 7(1), 1—21.
- [14] Lin, K. -P., *Computational Econometrics: GAUSS Programming for Econometricians and Financial Analysts*. Los Angles: ETEXT Publishing, 2001; 中文版《计算计量经济学——计量经济学家和金融分析师 GAUSS 编程和应用》。北京: 清华大学出版社, 2003年。
- [15] 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。
- [16] 刘木平、舒元, "我国地区经济的收敛与增长决定力量: 1978~1997", 《中山大学学报》(社科版), 2001年第2期, 第2—6页。
- [17] Mankiw, G. N., D. Romer, and D. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(2), 407—437.
- [18] Rey, S. J. and B. D. Montouri, "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective", *Regional Studies*, 1999, (33), 143—156.
- [19] 王绍光、胡鞍钢, 《中国: 不平衡发展的政治经济学》。北京: 中国计划出版社, 1994年。
- [20] 魏后凯, "中国地区经济增长及其收敛性", 《中国工业经济》, 1997年第3期, 第31—37页。

A Spatial Analysis of Regional Economic Convergence in China: 1978—2002

GUANGPING LIN

(Portland State University)

ZHIHE LONG MEI WU

(South China University of Technology)

Abstract Using techniques of spatial econometrics, we study β -convergence of real per-capita GDP growth for 28 Chinese provinces and cities from 1978 to 2002. The spatial linkage of provinces and cities is described with a geographical contiguity weights matrix and an inverted economic distance weights matrix. For the two spatial weights matrices, spatial lag and spatial error structure are employed to carry out the analysis individually. By examining 14 rolling windows of 12 years each out of a total of 25 years, we study the time varying process of the regional convergence. We have found evidence for convergence, but the trend of convergence is decreasing.

JEL Classification C23, O41, R11