

亚洲国家经济增长路径的实际敛散性

刘金全 隋建利 闫超*

内容提要 本文通过将面板数据的单位根检验、门限模型以及运用 bootstrap 模拟计算临界值三种方法相结合,在扩展现有计量经济检验方法的同时,应用非线性两区制—TAR 模型检验亚洲具有代表性的 8 个国家人均实际 GDP 面板数据的实际收敛性特征,进而检验亚洲不同地区的经济增长路径收敛情况以及区域间的经济差异状况。

关键词 面板数据 收敛性 TAR 模型

一 引言

Solow (1956) 认为,随着生产要素的自由流动以及科学知识的国际性传播,经济一体化会自动促进世界各国经济增长路径趋于收敛。然而,Krugman (1990) 的凝聚理论以及 Romer (1986) 内生经济增长模型的提出,意味着出于对规模收益等因素的考虑,生产要素将集中在较为发达的地区,进而,经济一体化会加剧地域之间的差异。在一些文献中,学者们基于不同种类的样本数据运用各种检验方法对经济增长的收敛性路径特征进行了深入的探究,例如 Barro 和 Sala-i-Martin (1992) 基于 β 收敛回归检验方法对人均产出增长率的研究结果认为,如果初期的产出水平系数为负值,则说明该路径具有收敛性特征。然而,Evans (1998) 在否定 β 收敛回归检验方法有效性的同时,提出通过对传统线性面板数据进行单位根检验的方法来确定研究路径的敛散性问题,并认为如果样本序列中存在单位根,则路径发散,反之,路径收敛。

然而,任何经济增长路径的敛散性并非一成不变。首先,只有当某些政治体制或经济条件得到一定程度的满足时,经济发展路径才会呈现出收敛性特征。其次,路径的收敛性在一种条件下以一种比率发生,在另一种条件下以另一比率法发生。因此,运用传统线性面板数据模型进行路径敛散性问题的检验可能会得到有偏甚至无效的结论,而通过构建包含不同区制的门限自回归 (Threshold Autoregressive, TAR) 模型,则可以解决此问题。在相关的研究中,Tsay (1998) 采用多元 TAR 模型研究排除存在单位根可能性的样本数据,Caner 和 Hansen (2001) 基于单变量时间序列数据讨论如何在 TAR 模型中检验单位根的存在。本文参照 Beyaert 和 Camacho (2006) 的思想,基于存在单位根的面板数据构建两区制多元

* 刘金全、隋建利、闫超:吉林大学数量经济研究中心 130012 电子信箱:jqliu1964@yahoo.com.cn。

本研究得到吉林大学“985 工程——经济分析与预测哲学社会科学创新基地”和吉林大学“985 工程——研究生创新基金重点项目”(20081101)的资助。

TAR 模型,运用扩展的 Evans - Karras 非线性检验方法检验模型中的单位根,并运用所得结果进一步检验所研究经济增长路径的敛散性。

本文将格点搜索 (grid - search) 程序和广义最小二乘 (GLS) 法相结合对 TAR 模型进行估计,首先,基于不存在单位根的原假设以及与其相对应的备择假设分别获得两个 bootstrap - p 值,通过 bootstrap - p 值求解无法识别的参数,进而检验面板数据的非线性特征。其次,在证实 TAR 模型优于线性模型以后,进行敛散性分析。在此,参考 Chang (2004) 基于线性面板数据进行单位根检验时提出的扩展 TAR 模型。在此扩展模型中,不同经济体在一种区制中可能收敛,在另一区制中可能发散。当证明路径具有收敛性特征时,通过 bootstrap 程序获得两区制中不同收敛模式的概率值,从而可以进一步区分绝对收敛与条件收敛。本文运用上述方法,基于 1967 至 2004 年亚洲不同经济体的人均实际 GDP 数据检验亚洲国家经济增长路径的实际敛散性。

二 不同国家经济增长路径敛散性的线性范式模型

我们首先介绍和讨论一些检验经济增长路径敛散性的模型和方法,并给出修正的检验过程。

1. Evans - Karras 方法。Evans 和 Karras (1996) 给出了具有代表性的经济增长收敛性的检验方法,我们将其应于检验亚洲不同经济体人均实际 GDP 面板数据的实际敛散性:

$$\Delta g_{n,t} = \delta_n + \rho_n g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i} \Delta g_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t}, n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

其中, n 代表样本数量, t 代表时间,将 $g_{n,t}$ 定义为:

$$g_{n,t} = y_{n,t} - \bar{y}_t \quad (2)$$

其中, $y_{n,t} = \log(Y_{n,t})$, $Y_{n,t}$ 代表第 n 个经济体在 t 时刻的人均实际 GDP, $\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N y_{n,t}$ 代表 t 时刻 N 个经济体人均实际 GDP 对数的平均值。

当 $\rho_n = 0, n = 1, \dots, N$ 时,说明 N 个经济体的路径具有发散特征;而 $0 < -\rho_n < 1$ 是 N 个经济体路径呈现收敛性特征的充分必要条件 (Beyaert, 2005),此时,当 $\delta_n = 0$ 时,路径绝对收敛,当 $\delta_n \neq 0$ 时,路径条件收敛。Evans - Karras 检验方法具体如下:

首先,运用普通最小二乘 (OLS) 方法估计方程 (1) 得到扰动项 ε_n 的估计值 s_n ,进而 $w_{n,t} = g_{n,t}/s_n$,因此,方程 (1) 可以表示为:

$$\Delta w_{n,t} = \delta_n + \rho w_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i} \Delta w_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t}, n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (3)$$

其次,运用 OLS 方法估计方程 (3),可以得到 ρ 的 OLS 估计值及统计量 t_{δ_n} 。

最后,如果统计量 t_{δ_n} 显著为负,则拒绝路径发散的假设 H_0 (在此, H_1 为备择假设):

$$\begin{cases} H_0: \rho_n = 0, n = 1, \dots, N \\ H_1: \rho_n < 0, n = 1, \dots, N \end{cases} \quad (4)$$

此时,所研究经济体的发展路径具有收敛性特征,否则呈现发散特征。如果在第三步中拒绝具有发散特征的原假设 H_0 ,则可以进一步检验路径绝对收敛的原假设 H'_0 (此处, H'_1 为备择假设):

$$\begin{cases} H'_0: \delta_n = 0, n = 1, \dots, N \\ H'_1: \delta_n \neq 0, n = 1, \dots, N \end{cases} \quad (5)$$

通过估计方程 (3) 可以计算 $\Phi = \frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^N (t_{\delta_n}^2)$, 较大的 Φ 值拒绝原假设 H_0 , 此时, 所研究经济体的路径具有条件收敛性特征, 否则, 呈现绝对收敛性特性。

2. Evans - Karras 方法的 bootstrap 改进。依照 Chang (2004) 的观点, 在面板数据之间存在相依性的条件下, 我们考虑运用面板数据单位根检验中的 bootstrap 临界值。具体而言, 在模型 (1) 中, 假设 p 足够大, 从而使 $\varepsilon_{n,t}$ 对于每个 n 都是白噪声过程, 因此, 可以排除扰动项之间的序列相关关系。若定义 $\varepsilon_n = [\varepsilon_{n,1}, \dots, \varepsilon_{n,T}]'$ 以及 $\varepsilon = [\varepsilon_1', \varepsilon_2', \dots, \varepsilon_N']'$, 则 ε 的方差 - 协方差矩阵不是对角矩阵, 而满足:

$$V = \Omega \otimes I_T \tag{6}$$

其中:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \vdots & \cdots & \vdots \\ \sigma_{1N} & \cdots & \sigma_{NN} \end{bmatrix}, \sigma_{nm} = \text{cov}(\varepsilon_{n,t}, \varepsilon_{m,t}), \forall n, m \tag{7}$$

在此考虑运用可行广义最小二乘 (FGLS) 估计方法, 令 $G_n = [g_{n,1}, \dots, g_{n,T}]', n = 1, \dots, N$, 以及 $G = [G_1', \dots, G_N']'$, 相似地, $\Delta G = [\Delta G_1', \dots, \Delta G_N']'$, 其中, ΔG_n 是 G_n 的一阶差分。定义参数 β 的一个列向量:

$$\beta = (\delta_1, \dots, \delta_N; \rho_1, \dots, \rho_N; \varphi_{1,1}, \dots, \varphi_{N,1}; \dots; \varphi_{1,p}, \dots, \varphi_{N,p})' \tag{8}$$

从而运用表面不相关回归估计 (SURE) 方法, 将模型 (1) 改写为:

$$\Delta G = X\beta + \varepsilon \tag{9}$$

其中, $X = (\hat{i}, \hat{G}_{-1}, \Delta \hat{G}_{-1}, \dots, \Delta \hat{G}_{-p})$, X 中各组成成分的表达式为:

$$\hat{i} = \begin{bmatrix} \bar{1}_T & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \bar{1}_T \end{bmatrix}, \bar{1}_T = [1, \dots, 1]'_{T \times 1}, \hat{G}_{-1} = \begin{bmatrix} G_{1,-1} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & G_{N,-1} \end{bmatrix}, \Delta \hat{G}_{-i} = \begin{bmatrix} \Delta G_{1,-i} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & \Delta G_{N,-i} \end{bmatrix}$$

其中, $i = 1, \dots, p, G_{n,-1}$ 是 G_n 的一阶滞后, $\Delta G_{n,-i}$ 是 ΔG_n 的 i 阶滞后。给出方程 (6) 和 (7) 关于 V 的定义, 需要估计 Ω 中的成分, 运用 OLS 方法估计模型 (9), 从而可以计算 $\hat{\Omega} = [s_{nm}]$, 其中, $s_{nm} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{nt} e_{mt}$, $n, m = 1, \dots, N; e_{lt}$ 是模型 (9) 中第 l 个经济体在第 t 期的 OLS 残差估计值。 β 的 FGLS 估计值为:

$$\hat{\beta}_{FGLS} = [X' \hat{V}^{-1} X]^{-1} X' \hat{V}^{-1} \Delta G \tag{10}$$

其中, $\hat{V} = \hat{\Omega} \otimes I_T$, 为了检验 (4) 中描述的收敛与发散特征, 运用 FGLS 方法可以估计模型 (9) 在 $\rho_n = \rho$ 约束条件下的估计值及其相对应的 t 统计量。此外, 在附加约束 $\rho = 0$ 下, 模型 (1) 的估计值也可以通过 FGLS 方法得到, 中心化残差 $e_{n,t}^0, n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$ 后, 可以得到如下矩阵:

$$E^0 = \begin{bmatrix} e_{1,1}^0 & \cdots & e_{N,1}^0 \\ \vdots & \cdots & \vdots \\ e_{1,T}^0 & \cdots & e_{N,T}^0 \end{bmatrix} \tag{11}$$

为了获得 n 个残差的新时间序列 $\{e_{n,t}^0, t = 1, \dots, T\}$, 将矩阵 (11) 转置从而保证序列间最初的同期相关关系 (Chang, 2004)。当 $\rho = 0$ 时, 利用 FGLS 方法对模型 (1) 进行估计, 进而可以从残差中重新取样而得到 bootstrap 数据, 这种重新取样以及数据生成过程需要经过多次重复。在每一次重复中, 基于可观察数据可以通过相同的方法计算检验统计量, bootstrap - p 值是 bootstrap - t 统计量落在可观测 t 统计量左侧的概率值。

基于类似的 bootstrap 过程检验 (5), 运用无约束的 FGLS 方法以 SURE 形式估计模型 (1), 可以计算

检验统计量:

$$\Phi = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_{FGLS,n})]^2 \right\} \quad (12)$$

其中, $\hat{\delta}_{FGLS,n}$ 是方程 (9) 中 δ_n 的 FGLS 估计值。在 $\delta_n = 0, n = 1, \dots, N$ 约束下估计方程 (9), 由 bootstrap 残差值得到 bootstrap 数据, 同时可以计算与其相对应的 bootstrap - Φ 统计量。通过分析 bootstrap - Φ 统计量的经验分布中 Φ 统计量观测值的相对位置, 可以获得方程 (12) 的 bootstrap - p 值。

三 利用 TAR 模型的增长收敛性分析

1. 非线性 TAR 模型。由于不同国家和地区的动态经济路径收敛过程可能会随着某个 (些) 经济体经济体制、政策制度等因素的变革而发生变化, 因此, 本文运用 TAR 模型来研究亚洲不同经济体人均实际 GDP 面板数据。假设路径收敛过程具有时变特性, 那么只有当 N 个经济体满足一定的政治制度或经济条件等因素时, 才能体现出收敛性特征 ($0 < -\rho_n < 1$), 否则呈现发散特征 ($\rho_n = 0$)。更有可能的情形是, 收敛性在一种条件下以一种比率发生, 在另一条件下以另一比率发生, 可得如下模型:

$$\Delta g_{n,t} = (\delta_n^I + \rho_n^I g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^I \Delta g_{n,t-i}) I_{|z_{t-1}| < \lambda} + (\delta_n^{II} + \rho_n^{II} g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^{II} \Delta g_{n,t-i}) I_{|z_{t-1}| \geq \lambda} + \varepsilon_{n,t} \quad (13)$$

其中, $n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$ 。 $I\{x\}$ 为虚拟变量, 当 $z_{t-1} < \lambda$ 时, 令 $I\{x\} = 1$, 否则, $I\{x\} = 0$; 相似地, 当 $z_{t-1} \geq \lambda$ 时, 令 $I\{x\} = 1$, 否则, $I\{x\} = 0$ 。当 $z_{t-1} < \lambda$ 时, 称其为区制 I, 当 $z_{t-1} \geq \lambda$ 时, 称其为区制 II, 在此, λ 为门限参数, 方程 (13) 为 TAR 模型, 注意到, 线性模型 (1) 是 TAR 模型 (13) 的特殊形式。通常情况下, 门限参数 λ 未知, 便于模型估计, 可以考虑约束 $0 < \pi_1 \leq P(z_{t-1} \leq \lambda) \leq 1 - \pi_1, \pi_1 \in [0.1, 0.15]$, 若 π_1 值小于这一闭区间, 则首选线性模型。因此, 对于任意时刻 t , 不同经济体时变人均实际 GDP 路径动态轨迹在以上区制当中。

本文将 Tong (1978) 提出的 TAR 模型做两方面的改进。首先, 以多变量面板数据时间序列 TAR 模型替代单一方程时间序列 TAR 模型; 其次, 考虑到面板数据所具有的非平稳性特征, 当 $\rho_n = 0$ 时, 对个体时间序列数据进行单位根检验。注意到, 在模型 (13) 中, 当 $\rho_n^I = \rho_n^{II} = 0, n = 1, \dots, N$ 时, 序列发散; 当 $0 < -\rho_n^i < 1, n = 1, \dots, N, i = I, II$ 时, 序列收敛; 当 $0 < -\rho_n^i < 1, n = 1, \dots, N, i = I, II$, 但 $\rho_n^j = 0, i \neq j$ 时, 序列部分收敛。

在模型 (13) 中, 若转移变量 (transition variable) z_t 可以从 $g_{n,t}$ 中直接获得, 则 z_t 为内生变量, 此时, $z_t = g_{n,t} - g_{m,t-d}, m = 1, \dots, N, 0 < d \leq p$, 其中, m 和 d 是内生确定的。假定经济由区制 I 过渡到区制 II 时, 所有的参数都发生变化, 在此考虑包含约束条件的具体模型:

$$\Delta g_{n,t} = \delta_n + (\rho_n^I g_{n,t-1}) I_{|z_{t-1}| < \lambda} + (\rho_n^{II} g_{n,t-1}) I_{|z_{t-1}| \geq \lambda} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i} \Delta g_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t} \quad (14)$$

其中, $n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$ 。假设经济收敛速度随区制的不同而发生变化。在模型 (13) 和 (14) 中, 假设 p 足够大, 从而使 $\varepsilon_{n,t}$ 对于每个 n 都是白噪声过程, 因此, 可以排除扰动项之间的序列相关性。然而, 与模型 (1) 相同, 仍然无法排除同期不同经济体面板数据间的相依性。此外, 误差项的相关描述同方程 (6) 和 (7)。虽然可以通过 OLS 方法估计 TAR 模型 (13), 但是, 由于未知转移变量的门限值系数存在相依性, 因此, 基于方程 (6) 和 (7), 采用 FGLS 方法对 TAR 模型 (13) 进行估计更为恰当。

2. 线性检验。根据 Caner 和 Hansen (2001) 的思想, 本文基于面板数据的 TAR 模型运用 bootstrap 模拟方法计算临界值, 原假设为 (备择假设为在区制 I 和区制 II 中, 并非所有的系数都相等):

$$H_{0,1}:\delta_n^I = \delta_n^{II}, \rho_n^I = \rho_n^{II}, \varphi_{i,n}^I = \varphi_{i,n}^{II}, \quad n = 1, \dots, N, \quad i = 1, \dots, p \quad (15)$$

分别运用 FGLS 方法和 grid - FGLS 方法估计模型 (1) 和 (13), 在估计点处计算似然函数值, 可得:

$$\zeta_{1,2} = -2\ln(L_1/L_2) \quad (16)$$

其中 L_1 为单区制线性模型 (1) 的似然函数值, L_2 为两区制 TAR 模型 (13) 的似然函数值, 较大的 $\zeta_{1,2}$ 值能够拒绝线性模型的原假设 $H_{0,1}$ 。本文遵循 Caner 和 Hansen (2001) 的方法来确定 $\zeta_{1,2}$ 临界值, 考虑到方程 (6) 和 (7) 所描述的误差同期跨国相关性, 由于无法确定序列是否存在单位根, 因此需要进行两种形式不同的 bootstrap 模拟。首先, 利用线性模型进行无约束 bootstrap 模拟。其次, 基于模型 (1) 中的约束条件 $\rho_n = 0$, 进行存在单位根的有约束 bootstrap 模拟, 即考虑存在单位根的非线性模型:

$$\Delta g_{n,t} = \delta_n + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i} \Delta g_{n,t-i} + \varepsilon_n, \quad n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (17)$$

我们通过如下方法并运用 bootstrap 算法可以获得 $\zeta_{1,2}$ 的临界值。在无约束 bootstrap 模拟中, 对模型 (1) 进行 GLS 估计后, 残差 $e_{n,t}^L = \Delta g_{n,t} - \hat{\delta}_n + \hat{\rho}_n g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \hat{\varphi}_{n,i} \Delta g_{n,t-i}, n = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$, 均可以通过类似于方程 (11) 的 $T \times N$ 矩阵获得:

$$\tilde{\mathbf{E}} = \begin{bmatrix} e_{1,1}^L & \dots & e_{N,1}^L \\ \vdots & \dots & \vdots \\ e_{1,T}^L & \dots & e_{N,T}^L \end{bmatrix} \quad (18)$$

当 $t = 1, \dots, N$ 时, 随机样本 $\{e_{n,t}^*, n = 1, \dots, N\}$ 由样本矩阵 $\tilde{\mathbf{E}}$ 生成, 利用模型 (1) 的 GLS 系数估计值, 结果由方程 (19) 递归产生:

$$\Delta g_{n,t}^* = \hat{\delta}_n + \hat{\rho}_n g_{n,t-1}^* + \sum_{i=1}^p \hat{\varphi}_{n,i} \Delta g_{n,t-i}^* + e_{n,t}^* \quad (19)$$

令 $\zeta_{1,2}^*$ 为方程 (16) 的估计值, 则每个 bootstrap 序列都相应地生成一个 $\zeta_{1,2}^*$ 值。有约束的 bootstrap 算法与其相类似, 不同之处在于残差序列从模型 (17) 中获得, 即:

$$e_{n,t}^{L,r} = \Delta g_{n,t} - \hat{\delta}_n^{(r)} + \sum_{i=1}^p \hat{\varphi}_{n,i}^{(r)} \Delta g_{n,t-i}$$

其中, $\hat{\delta}_n^{(r)}$ 和 $\hat{\delta}_{n,i}^{(r)}$ 是模型 (17) 的 GLS 估计值, 同理, 结果由方程 (20) 递归产生:

$$\Delta g_{n,t}^{*(r)} = \hat{\delta}_n^{(r)} + \sum_{i=1}^p \hat{\varphi}_{n,i}^{(r)} \Delta g_{n,t-i}^{*(r)} + e_{n,t}^{*(r)} \quad (20)$$

3. 收敛性检验。基于 TAR 模型 (13) 检验路径收敛性的原假设为:

$$H_{0,2}:\rho_n^I = \rho_n^{II} = 0, \quad n = 1, \dots, N \quad (21)$$

如接受原假设 $H_{0,2}$, 说明不同经济体面板数据在区制 I 和区制 II 中都发散。考虑如下备择假设:

$$H_{A,2a}:\rho_n^I < 0, \rho_n^{II} < 0, \quad n = 1, \dots, N \quad (22a)$$

$$H_{A,2b}:\rho_n^I < 0, \rho_n^{II} = 0, \quad n = 1, \dots, N \quad (22b)$$

$$H_{A,2c}:\rho_n^I = 0, \rho_n^{II} < 0, \quad n = 1, \dots, N \quad (22c)$$

(22a) 说明路径在区制 I 和区制 II 中均呈现收敛性特征, 我们将其称为“完全收敛”; (22b) 以及 (22c) 说明路径的收敛性特征只发生在区制 I 或区制 II 中, 我们将其称为“部分收敛”。

为了区别三个备择假设, 在此使用 Wald 统计量来检验“完全收敛”的备择假设 $H_{A,2a}$, 统计量具体表示为:

$$R_2 = t_I^2 + t_{II}^2 \quad (23)$$

其中 t_I 和 t_{II} 分别为与模型 (13) 中 ρ_n^I 和 ρ_n^{II} 相对应的 t 统计量。如果 $\hat{\rho}_n^i$ 是 ρ_n^i 在区制 i 中的 grid - GLS

估计量,则有:

$$t_i = \frac{\hat{\rho}_n^i}{s_{\rho_n^i}}, i = I, II \quad (24)$$

给出 R_2 的定义,较大值的统计量 R_2 支持收敛性特征。“部分收敛”的备择假设 $H_{A,2b}$ 和 $H_{A,2c}$ 的统计量分别为 t_I 和 t_{II} ,它们均为左侧检验。如果 $t_I(t_{II})$ 非常小,即使 $t_{II}(t_I)$ 不小,仍然说明样本数据在区制 I (II) 中收敛,在区制 II (I) 中发散。

本文依照 Caner 和 Hansen (2001) 的思想,基于面板数据的 TAR 模型运用 bootstrap 模拟方法计算概率值,其生成过程包含存在单位根的原假设。利用得到的 bootstrap 数据可以计算统计量 R_2 、 t_I 和 t_{II} ,并将结果升序排列以期得到 bootstrap - p 值。

收敛性分析的最后一步是区别绝对收敛和条件收敛,绝对收敛假设收敛的经济体具有相同的稳态收敛路径,与此相对应的条件收敛假设收敛路径相互平行而非重合。因此,在模型 (13) 中,基于 $\rho_n^i < 0, n = 1, \dots, N, i = I, II$ 条件,当路径绝对收敛时:

$$\delta_n^i = 0, n = 1, \dots, N, i = I, II \quad (25)$$

如果收敛只发生在某一区制中,即当路径为部分绝对收敛时:

$$\delta_n^i = 0, n = 1, \dots, N \quad (26)$$

注意到,在两区制模型中,如果对于所有的 n 和 $i, \rho_n^i < 0$,但对于某个 i 值, $\delta_n^i = 0$,此时,我们认为,在一种区制中为绝对收敛,在另一种区制中为条件收敛,因此,有必要进行统计检验对此问题加以区分。

本文在估计模型 (13) 时所运用的 grid - GLS 方法是 Evans 和 Karras (1996) 思想的延伸,同时,源于 t 统计量 $t(\hat{\delta}_n^i) = \hat{\delta}_n^i / s_{\delta_n^i}, n = 1, \dots, N, i = I, II$,来估计常数项,并将常数项的原假设引入模型 (1) 运用 FGLS 方法估计。

四 亚洲国家经济增长路径收敛散性的经验检验

(一) 数据描述

本文基于亚洲最具代表性的 8 个经济体人均实际 GDP 对数面板数据,运用上文提及的方法检验亚洲不同经济体的经济增长路径收敛情况以及经济体间的经济差异状况。在此,将 8 个经济体具体分为四组分别对其进行分析。第一组包括 4 个较为发达的亚洲经济体:日本、新加坡、中国香港以及韩国;第二组包括 3 个相对不发达的亚洲经济体:印度尼西亚、菲律宾以及印度;第三组包括第一组中的 4 个亚洲经济体以及中国;第四组包括第二组中的 3 个经济体和中国。样本区间为 1967 至 2004 年,数据来源于国家统计局数据库 (<http://www.stats.gov.cn>),文中所涉及的所有程序由 Gauss 8.0 以及 OX 语言完成。

(二) 检验结果

如上文所述,当人均实际 GDP 偏离于跨国均值时,单一国家路径的发散意味着整个 $g_{n,t}$ 序列集合均服从 $I(1)$,鉴于此,为了更好地进行收敛性检验,需要选择一些收敛可能性高的经济体作为开端,如果能够验证收敛,就可以增加国家,重复进行收敛性检验,从而在检验经济体间收敛性的同时,区分不同经济体间的经济增长路径差异。

本文首先检验路径最有可能收敛的第一组 4 个经济体,这些经济体的人均实际 GDP 数据随时间变动的轨迹如图 1 所示。从图 1 可以看出,4 个经济体具有显著的收敛性特征。线性模型 (1) 以及 TAR 模型 (13) 的统计结果分别如表 1(a、b) 所示。

表1 日本、新加坡、中国香港和韩国

(a) 线性模型					
收敛或发散		绝对收敛或条件收敛			
0.147		-			
发散		-			
(b) TAR 模型					
转移变量	d	λ	区制 I (%)		
中国香港	1	-4.539	26.191		
收敛性检验					
收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
0.601	0.010	0.020	-	0.139	0.280
发散	收敛	收敛	-	绝对收敛	绝对收敛

说明:显著性水平设为 10%。

26.191% 个观测值,区制 II 对应样本中的 73.809% 个观测值,同时,在区制 II 中,中国香港人均实际 GDP 的增长率相对较高。不同时期的区制、门限位置以及转移变量值如图 2 所示,从中可以看到,区制 II 在过去近 20 年中基本上处于主导地位。收敛性检验的结果表明,4 个亚洲经济体在区制 II ($p_{II} = 0.010$) 和两区制 ($p_{I,II} = 0.020$) 中均拒绝了路径发散的原假设。此外,区制 II ($p'_{II} = 0.139$) 和两区制 ($p'_{I,II} = 0.280$) 都表现出绝对收敛的特征。综上所述,在过去的 40 年中,这 4 个亚洲经济体的经济增长路径大体趋同。

在表 1(a) 中,线性模型的检验结果无法拒绝绝对路径发散的原假设 ($p = 0.147$),因此不需要继续检验路径的绝对收敛与条件收敛问题。从表 1(b) 中可以看出,TAR 模型的估计结果较为显著,由区制 I 过渡到区制 II 的中国香港被确定为转移变量,在图 1 所示的 4 个东(南)部经济体中,中国香港的人均实际 GDP 数据随时间的推移波动范围相对较大,这也与将其确定为转移变量的结果相吻合。滞后参数 $d = 1$,因此转移变量为 $g_{\text{中国香港},t}, g_{\text{中国香港},t-1}$,门限参数 $\lambda = 4.539$,这意味着在区制 I 对应的时期,中国香港人均实际 GDP 增长率低于同组亚洲经济体的平均增长率 4.539 个百分点,同时,区制 I 对应样本中的

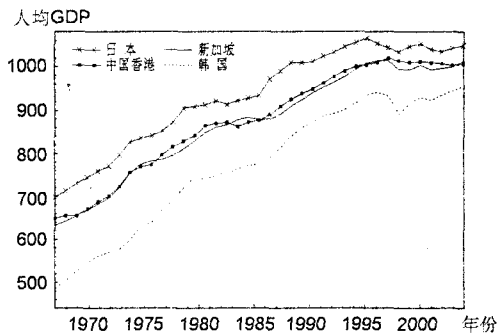


图1 日本、新加坡、中国香港和韩国人均实际 GDP 的时间动态轨迹

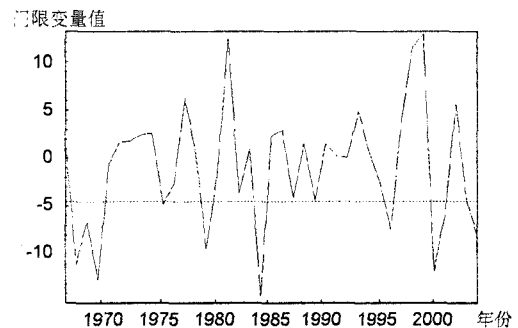


图2 日本、新加坡、中国香港和韩国门限变量的时间动态轨迹

本文在此检验印度尼西亚、菲律宾以及印度人均实际 GDP 路径的收敛过程。图 3 为这 3 个国家人均实际 GDP 数据随时间变化的动态轨迹,可以看出,3 个国家的经济增长路径波动较大,但在样本末期具有趋同迹象,说明在过去近 40 年中 3 个国家具有一定程度的收敛性特征。线性模型 (1) 以及 TAR 模型 (13) 的统计结果分别如表 2(a、b) 所示。

在表 2(a) 中,线性模型的检验结果拒绝路径发散的原假设 ($p = 0.078$),进一步检验说明,这些国家具有绝对收敛 ($p' = 0.304$) 特征。从表 2(b) 中可以看出,印度被确定为转移变量,滞后参数 $d = 1$,门限参数 $\lambda = 9.374$,这表明在区制 I 对应的时期,印度人均实际 GDP 增长率低于 3 个国家平均增长率 9.374 个百分点,同时,在区制 I 对应样本中的 11.429% 个观测值,区制 II 对应样本中的 88.571% 个观测值,在区制 II 中,印度人均实际 GDP 的增长率相对较高。区制 I、区制 II 的具体时期如图 4 所示。收敛性检验

的结果表明,3个国家在区制 I ($p_I = 0.145$) 中不能拒绝发散的原假设,而在区制 II ($p_{II} = 0.018$) 和两区制 ($p_{I,II} = 0.049$) 中呈现收敛性特征,进一步的检验表明,在区制 II ($p'_{II} = 0.188$) 和两区制 ($p'_{I,II} = 0.100$) 中均为绝对收敛。

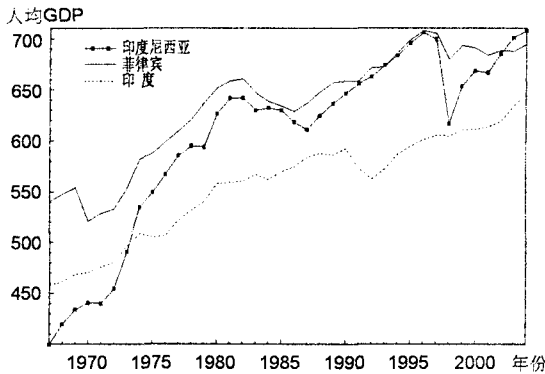


图3 印度尼西亚、菲律宾和印度人均实际 GDP 的时间动态轨迹

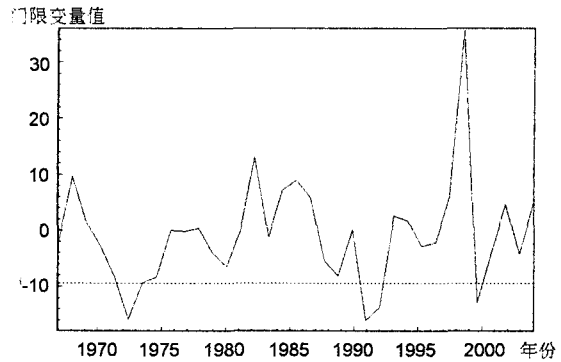


图4 印度尼西亚、菲律宾和印度门限变量的时间动态轨迹

表2 印度尼西亚、菲律宾和印度

(a) 线性模型					
收敛或发散		绝对收敛或条件收敛			
0.078		0.304			
收敛		绝对收敛			
(b) TAR 模型					
转移变量	d	λ	区制 I (%)		
印度	1	-9.374	11.429		
收敛性检验					
收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
0.145	0.018	0.049	-	0.188	0.100
发散	收敛	收敛	-	绝对收敛	绝对收敛

说明:显著性水平设为 10%。

将上述分析扩展到第一组中 4 个亚洲经济体以及中国。5 个经济体人均实际 GDP 数据随时间变动的轨迹如图 5 所示,表 3(a、b) 给出了线性模型和 TAR 模型的检验结果。

在表 3(a) 中,线性模型的检验结果无法拒绝绝对路径发散的原假设 ($p = 0.194$)。在表 3(b) 所示的 TAR 模型检验结果中,中国被确定为转移变量,滞后参数 $d = 1$,门限参数 $\lambda = 2.502$,这表明在区制 I 对应的时期,中国的增长率高于 5 个样本数据平均增长率 2.502 个百分点,同时,在区制 I 对应样本中的 65.714% 个观测值,区制 II 对应样本中的 34.286% 个观测值。区制 I、区制 II 的具体时期如图 6 所示。收敛性检验的结果表明,4 个亚洲经济体以及中国的人均实际 GDP 数据在区制 II ($p_{II} = 0.004$) 和两区制 ($p_{I,II} = 0.015$) 中均收敛,且均为条件收敛。

进一步分析第二组中 3 个国家和中国的人均实际 GDP 数据。4 个国家的人均实际 GDP 数据随时间变动的轨迹如图 7 所示,从中可以看出,总体而言中国的人均实际 GDP 呈现出稳定的攀升态势,从样本初期的较低位置持续攀升并逐渐扩大与其他 3 国经济增长路径的距离,最终上升到 4 个国家人均实际 GDP 的最高水平。相比较,印度尼西亚的经济增长路径波动最大,由样本初期的最低水平快速攀升至 1996 年的最高值,而在样本末端又处于第二的位置。检验结果见表 4(a、b)。

在表 4(a) 中,线性模型的检验结果无法拒绝路径发散的原假设 ($p = 0.368$)。在表 4(b) 所示的 TAR 模型检验结果中,印度尼西亚被确定为转移变量,这也与图 7 所示结果相一致。滞后参数 $d = 1$,门限参数 $\lambda = 4.830$,这表明在区制 I 对应的时期,印度尼西亚的增长率高于 4 个样本数据平均增长率 4.830 个百分点,同时,区制 I 对应样本中的 51.429% 个观测值,区制 II 对应样本中的 48.571% 个观测值。

在表 4(a) 中,线性模型的检验结果无法拒绝路径发散的原假设 ($p = 0.368$)。在表 4(b) 所示的 TAR 模型检验结果中,印度尼西亚被确定为转移变量,这也与图 7 所示结果相一致。滞后参数 $d = 1$,门限参数 $\lambda = 4.830$,这表明在区制 I 对应的时期,印度尼西亚的增长率高于 4 个样本数据平均增长率 4.830 个百分点,同时,区制 I 对应样本中的 51.429% 个观测值,区制 II 对应样本中的 48.571% 个观测值。

值。区制 I、区制 II 的具体时期如图 8 所示。收敛性检验的结果表明,菲律宾,印度尼西亚,印度和中国在区制 I ($p_I = 0.618$)、区制 II ($p_{II} = 0.287$) 以及两区制 ($p_{I,II} = 0.556$) 中均无法拒绝路径发散的原假设。

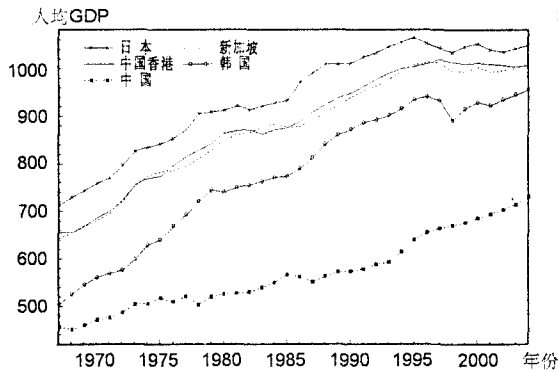


图 5 日本、新加坡、中国香港、韩国和中国人均实际 GDP 的时间动态轨迹

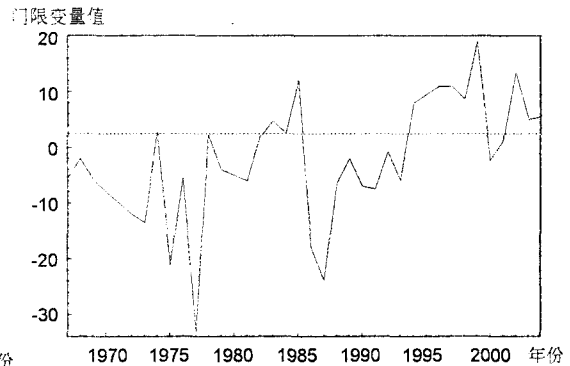


图 6 日本、新加坡、中国香港、韩国和中国门限变量的时间动态轨迹

表 3 印度尼西亚、菲律宾和印度

(a) 线性模型					
收敛或发散		绝对收敛或条件收敛			
0.194		-			
发散		-			
(b) TAR 模型					
转移变量	d	λ	区制 I (%)		
中国	1	2.502	65.714		
收敛性检验					
收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
0.709	0.004	0.015	-	0.020	0.058
发散	收敛	收敛	— 条件收敛条件收敛		

说明:显著性水平设为 10%。

表 4 印度尼西亚、菲律宾、印度和中国

(a) 线性模型					
收敛或发散		绝对收敛或条件收敛			
0.368		-			
发散		-			
(b) TAR 模型					
转移变量	d	λ	区制 I (%)		
印度尼西亚	1	4.830	51.429		
收敛性检验					
收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
0.618	0.287	0.556	-	-	-
发散	发散	发散	- - -		

说明:显著性水平设为 10%。

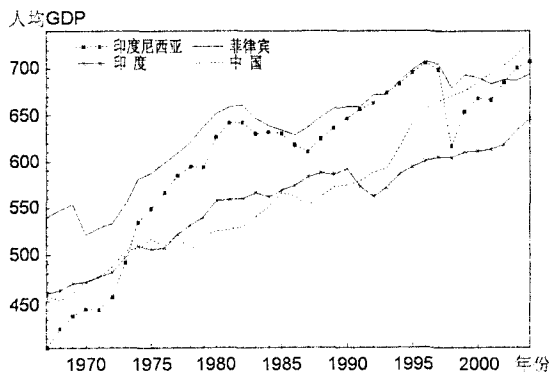


图 7 印度尼西亚、菲律宾、印度和中国人均实际 GDP 的时间动态轨迹

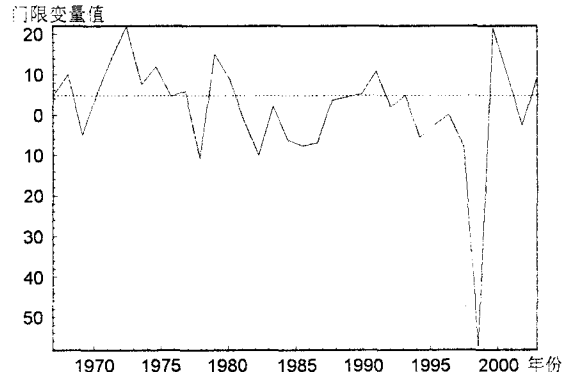


图 8 印度尼西亚、菲律宾、印度和中国门限变量的时间动态轨迹

五 亚洲代表性经济体经济增长敛散性检验的基本结论

本文运用非线性两区制 TAR 模型基于亚洲不同经济体的人均实际 GDP 面板数据,检验亚洲经济体增长路径收敛情况以及经济体间的经济差异状况。当一个或多个经济体的面板数据路径发散时,说明其实际 GDP 序列中存在单位根,当所有经济体的经济路径收敛时,意味着其实际 GDP 序列不存在单位根。因此,可以通过检验面板数据的非线性及非平稳性特征判断路径的敛散性。

本文将亚洲最具代表性的 8 个不同经济体划分为 4 组分别对其进行分析。第一组包含 4 个较发达的亚洲经济体:日本、韩国、新加坡和中国香港。从计算结果可以看出,在过去的 40 年里,这 4 个经济体的人均实际 GDP 数据具有显著的收敛性特征。这是因为从 20 世纪 60 年代开始,韩国、新加坡以及中国香港先后推行出口导向型战略,重点发展劳动密集型的加工产业,在短时间内实现了经济的腾飞,逐渐接近日本等发达国家的经济增长水平,致使它们的经济增长路径相似程度较高。第二组包括 3 个相对欠发达的亚洲国家:菲律宾、印度尼西亚和印度。检验结果表明,这 3 个国家在过去的 40 年中经济增长路径也具有明显的收敛性特征。第三组包括日本、韩国、新加坡、中国香港以及中国,运用线性模型没有检验到经济路径具有任何收敛的迹象,而 TAR 模型的检验结果表明这 5 个经济体存在一定程度的收敛性迹象。尤其是自上世纪 90 年代开始,中国与亚洲东(南)部较发达国家的差距逐渐缩小,其经济增长速度与亚洲较发达经济体相比明显加快。第四组包括印度尼西亚、菲律宾、印度以及中国。线性模型和 TAR 模型的检验结果都表明中国与这 3 个欠发达经济体的发展路径是发散的。

从上述结论可以看出,自改革开放以来中国的经济有了突飞猛进的发展,尤其是近几年中国经济呈现出高速稳定增长态势,人均实际 GDP 迅速提高。中国与亚洲东(南)部较发达经济体的差距逐渐缩小,而同亚洲欠发达经济体相比,中国的人均实际 GDP 数据呈现出迅猛上升的势头。中国与欠发达经济体的经济增长路径正在逐渐拉大并快速向发达经济体的经济水平收敛,中国的经济正在朝平稳较快的方向发展。

参考文献:

- 杨胜刚、朱红(2007):《中部塌陷、金融弱化与中部崛起的金融支持》,《经济研究》第 5 期。
- 张宇(2008):《FDI 技术外溢的地区差异与吸收能力的门限特征》,《数量经济技术经济研究》第 1 期。
- Barro, R. and Sala-i-Martin, X. "Convergence." *Journal of Political Economy*, 1992 (100), pp. 223-251.
- Beyaert, A. "Output Convergence: The Case of Current and Forthcoming Members of the European Union," in Amalia Morales Zumaquero, ed., *Progress in Economic Research*, Chapter 18. NOVA Science Publishers, USA, 2005.
- Beyaert, A. and Camacho, M. "TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence: An Application to the EU Enlargement Process." Departmental metodos cuantitativos working paper, Universidad de Murcia, 2006.
- Caner, M. and Hansen, B. "Threshold Autoregression with a Unit Root." *Econometrica*, 2001 (69), pp. 1555-1596.
- Chang, Y. "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency." *Journal of Econometrics*, 2004 (120), pp. 263-293.
- Evans, P. "Using Panel Data to Evaluate Growth Theories." *International Economic Review*, 1998 (39), pp. 295-306.
- Evans, P. and Karras, G. "Convergence Revisited." *Journal of Monetary Economics*, 1996 (37), pp. 249-265.
- Krugman, P. "Rethinking International Trade." Cambridge, MIT Press, 1990.
- Romer, P. "Increasing Returns and Long-run Growth." *Journal of Political Economy*, 1986 (94), pp. 500-521.
- Solow, R. "A Contribution to the Theory of Economic Growth." *Quarterly Journal of Economics*, 1956 (70), pp. 65-94.
- Tong, H. "On a Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing." *Amsterdam: Sijhoff and Noordhoff*. 1978.
- Tsay, R. "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models." *Journal of the American Statistical Association*, 1998 (93), pp. 1188-1202.

(截稿:2008 年 11 月 责任编辑:宋志刚)