

中国与亚洲发达经济体居民消费：收敛还是发散？^{*}

金晓彤 闫超

(吉林大学商学院 吉林 长春 130012)

摘要：本文结合门限自回归模型、面板数据的单位根检验以及 *bootstrap* 模拟计算临界值的三种方法，运用非线性两区制 *TAR* 模型检验中国与亚洲发达经济体居民人均消费面板数据的敛散性特征，进而识别和探察亚洲发达经济体居民消费路径的收敛情况以及中国与亚洲发达经济体之间存在的居民消费差异。研究结果表明亚洲发达经济体的居民消费数据体现出较为显著的收敛性特征；而中国与亚洲发达经济体的居民消费增长路径在样本后期呈现出较为明显的发散态势，这表明中国居民消费水平同亚洲发达经济体相比仍然存在较大差距。

关键词：面板单位根检验；收敛性；非线性 *TAR* 模型；*bootstrap*

The Residents Consumption between China and Asia Developed Economies: Convergence or Divergence?

Abstract: We use a panel data methodology to test convergence in a non-linear framework, which combines three approaches: the threshold model, the panel data unit root tests and the computation of critical values by bootstrap simulation. We apply the methodology on the per-capita consumption of China and developed economies of Asia, to find the real convergence phenomenon, and consumption disparities situation between China and Asia developed economies. We found that the per-capita consumption paths of Asia developed economies are convergent, but the consumption paths of China and Asia developed economies are divergent in the late samples. It shows that Chinese consumption level still has a wide gap compared with the developed economies of Asia.

Key Words: Panel Data Unit Root Tests; Convergence; Non-Linear Threshold Autoregressive Model; Bootstrap

引言

亚洲作为当前全球最具活力、发展速度最快的区域，逐渐在世界经济发展中崭露头角。从上世纪 60 年代开始，韩国、新加坡以及中国香港等国家和地区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腾飞，这种所谓“东亚模式”引起了全世界的关注。中国作为亚洲最大的经济体，在亚洲乃至全世界的经济发展中都具有举足轻重的地位。统计资料显示，我国已连续 22 年 *GDP* 增速保持在 6% 以上，居世界首位。然而中国经济的持续高速发展却并没有带来消费需求的相应增长，中国居民消费仍然处于较低水平。

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发展路径趋于收敛。然而，根据 Romer (1986, 1990) 的内生经济增长模型以及 Krugman (1990) 的凝聚理论，由于存在规模收益等因素，生产要素将集中在较为发达的地区，进而，经济一体化将会加剧不同地区的发展差距。在相关研究中，诸多学者基于不同样本数据和检验方法对路径收敛性特征进行了深入地探究，如 Barro 和 Sala-i-Martin (1992) 基于 β -收敛回归检验方法研究人均产出增长率的结果认为，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。但是，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所研究路径的敛散性，并认为如果样本序列中存在单位根，则路径发散，反之，则路径收敛。

近年来，研究者们开始运用不同国家和地区的经济数据对区域经济收敛性问题进行探讨。如 Sala-i-Martin (1997) 通过对美国各州的 *GDP* 数据和人均收入数据进行检验，发现均存在明显的收敛现象；Hoeffler (2002) 的研究表明非洲各国存在“俱乐部收敛”迹象；刘金全、隋建利和闫超 (2009) 的

^{*}本研究得到国家社会科学基金项目 (09BJL056)、国家自然科学基金项目 (70772051)、教育部人文社会科学研究项目 (09YJA790081)、教育部新世纪优秀人才支持计划项目 (450021230274) 的资助。

作者简介：金晓彤 (1964—)，女，回族 吉林省长春市人，吉林大学商学院副院长，教授，博士生导师，经济学博士，主要研究方向：消费者行为，电话：13604334999。闫超 (1985—)，女，汉族，吉林省吉林市人，吉林大学商学院博士研究生，电话：13578938208。E-mail: jxtjlu@126.com; margaret1985@yahoo.cn

研究发现日本、韩国、新加坡和中国香港的经济增长存在显著的收敛迹象，中国同上述 4 个亚洲经济体的经济增长路径呈现出条件收敛的态势。

鉴于此，我们依照 Beyaert 和 Camacho (2008) 的方法，基于单位根面板数据构建两区制 TAR 模型对中国和亚洲发达经济体之间居民消费水平进行检验，并将 Chang (2004) 的面板数据线性单位根检验方法扩展到该 TAR 模型的检验中，用以刻画和识别不同经济体间居民消费路径的敛散性问题。我们将格点搜索 (grid-search) 程序和可行广义最小二乘法 (Feasible Generalized Least Squares, 简称 FGLS) 相结合并运用 bootstrap 模拟技术对 TAR 模型进行估计，基于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 bootstrap-p-值，进而检验面板数据的敛散性特征。当证明路径具有收敛性特征时，可以通过 bootstrap 程序获得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。

我们基于上述方法，利用中国、日本、韩国、新加坡和中国香港 1960 年至 2008 年的居民人均消费数据，对亚洲不同经济体居民消费路径的敛散性进行检验。我们首先检验日本、韩国、新加坡和中国香港 4 个发达经济体的居民人均消费路径收敛情况，随后将中国居民人均消费数据同 4 个亚洲发达经济体的居民人均消费数据相结合，以检验 5 个经济体居民消费水平的敛散状况，进而判别亚洲发达经济体的居民消费趋势，并考察我国同亚洲发达经济体之间的居民消费水平差异。

1 中国与亚洲发达经济体居民消费敛散性定量测度的范式模型

我们在此介绍和讨论检验亚洲不同经济体居民消费敛散性的模型和方法，并给出检验过程。首先，在面板数据之间存在相依性的条件下，我们考虑面板数据单位根检验时 bootstrap 临界值的运用；其次，由于动态的居民消费路径收敛过程可能会随着某个 (些) 国家或地区经济体制、政策制度等因素的变革而发生变化，因此我们运用 TAR 模型来研究亚洲不同经济体居民人均消费对数面板数据。

1.1 非线性 TAR 模型的构建与估计

我们通过构建如下两区制非线性 TAR 模型来检验消费面板数据的实际敛散性：

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

$$n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

其中， n 代表样本数量 (本文指所研究的经济体样本个数)， t 代表时间， $I_{\{x\}}$ 为示性变量。而 λ 为门限参数， z_{t-1} 为转移变量，其所表征的具体意义为：当转移变量 $z_{t-1} < \lambda$ 时，模型处于区制 I 中，且 $I_{\{z_{t-1} < \lambda\}} = 1$ ， $I_{\{z_{t-1} \geq \lambda\}} = 0$ ，即在区制 I 中，转移变量的增长率相对较低；而当转移变量 $z_{t-1} \geq \lambda$ 时，模型处于区制 II 中，且 $I_{\{z_{t-1} \geq \lambda\}} = 1$ ， $I_{\{z_{t-1} < \lambda\}} = 0$ ，即在区制 II 中，转移变量的增长率相对较高。也就是说，门限参数 λ 表示转移变量 z_{t-1} 增长速度相对变化的拐点，由此使得模型 (1) 更适于刻画出不同经济体人均消费增长路径所具有的不同增长模式。因此，方程 (1) 可以进一步表示为：

$$\Delta g_{n,t} = \begin{cases} \delta_n^I + \rho_n^I g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^I \Delta g_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t}, & n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T; \quad z_{t-1} < \lambda \\ \delta_n^{II} + \rho_n^{II} g_{n,t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_{n,i}^{II} \Delta g_{n,t-i} + \varepsilon_{n,t}, & n = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T; \quad z_{t-1} \geq \lambda \end{cases}$$

在此，我们将 $g_{n,t}$ 定义为：

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

其中， $c_{n,t} = \log(C_{n,t})$ ， $C_{n,t}$ 代表第 n 个经济体在 t 时刻的人均消费， $\bar{c}_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N c_{n,t}$ 代表 t 时刻 N 个经济体人均消费对数的平均值。此外，我们假设模型 (1) 中的转移变量 z_t 内生确定，并可以由 $g_{n,t}$ 直接获得，即 $z_t = g_{m,t} - g_{m,t-d}$ ， $m = 1, \dots, N$ ， $0 < d \leq p$ ，在此， m 和延迟参数 d 仍然内生确定。

本文将 Tong (1978) 提出的 TAR 模型做两方面的改进。首先，为了测度亚洲经济体居民人均消

费增长的敛散性问题，我们以涵括多变量面板数据时间序列的 *TAR* 模型替代仅考虑单一方程时间序列的简单 *TAR* 模型。其次，考虑到多变量面板数据中可能具有非平稳性特征，而通过检验多变量面板数据的平稳性特征可以有效判断消费增长路径的实际敛散性，因此我们需要对个体时间序列数据进行必要的单位根检验，具体而言，在模型 (1) 中，当 $\rho_n^I = \rho_n^{II} = 0$ ， $n=1, \dots, N$ 时，意味着 N 个经济体的消费路径体现出“发散”性特征；当 $0 < -\rho_n^i < 1$ ， $n=1, \dots, N$ ， $i=I, II$ 时，说明 N 个经济体的消费路径具有“完全收敛”性特征；而当 $0 < -\rho_n^i < 1$ ， $\rho_n^j = 0$ ， $n=1, \dots, N$ ， $i, j=I, II$ ， $i \neq j$ 时，表示 N 个经济体的消费增长路径呈现“部分收敛”性特征。

注意到，在模型 (1) 中即使 p 足够大，从而使 $\varepsilon_{n,t}$ 对于每个 n 都是白噪声过程，但是仍然无法排除面板数据之间存在的同期相关性，换句话说，虽然冲击是连续不相关的，但是同种类的冲击往往会影 响不同经济体的收敛性。因此，我们定义 $\varepsilon_n = [\varepsilon_{n,1}, \dots, \varepsilon_{n,T}]'$ 以及 $\varepsilon = [\varepsilon_1', \varepsilon_2', \dots, \varepsilon_N']'$ ，则 ε 的方差-协方差矩阵满足：

$$V = \Omega \otimes I_T \quad (3)$$

其中， $\Omega = [\sigma_{nm}]_{n,m=1, \dots, N}$ ， $\sigma_{nm} = \text{cov}(\varepsilon_{n,t}, \varepsilon_{m,t})$ ， $n, m=1, \dots, N$ 。

虽然我们可以通过 *OLS* 方法估计 *TAR* 模型 (1)，但是鉴于未知转移变量 z_{t-1} 的门限值系数存在相依性，因此本文基于 (3) 式，运用可行广义最小二乘 (*FGLS*) 方法对 *TAR* 模型 (1) 进行估计更为合理。

我们首先假设参数 λ 、 m 和 d 均已知，并将其已知值利用向量 $\theta_0 = (\lambda_0, m_0, d_0)'$ 表示，从而基于不同的 θ_0 值以及 (3) 式所描述的方差-协方差矩阵，并运用 *FGLS* 方法估计模型 (1)，而最终获得相应的残差加权平方和 $s_{\theta_0}^2 = \frac{1}{T} \hat{\varepsilon}'_{\theta_0} \hat{V}_0 \hat{\varepsilon}_{\theta_0}$ ，其中 $\hat{\varepsilon}_{\theta_0}$ 代表模型 (1) 的 *FGLS* 残差向量估计值， \hat{V}_0 是由 (3) 式定义的矩阵 V 的最小二乘估计值。进一步，我们可以通过考虑选择最小 $s_{\theta_0}^2$ 值的方法而获得 λ 、 m 和 d 的参数估计值 $\hat{\theta} \equiv [\hat{\lambda}, \hat{m}, \hat{d}] = \arg \min_{\theta_0} (s_{\theta_0}^2)$ 。本文将此格点搜索估计 (*grid-search estimation*) 程序称为“*grid-FGLS*”方法。

1.2 收敛性检验

基于 *TAR* 模型 (1) 我们可以将检验路径敛散性的原假设表示为：

$$H_0 : \rho_n^I = \rho_n^{II} = 0, n=1, \dots, N \quad (4)$$

如果接受原假设 H_0 ，则说明该面板数据在区制 *I* 和区制 *II* 中都发散。考虑如下三个备择假设：

$$H_{1_a} : \rho_n^I < 0, \rho_n^{II} < 0, n=1, \dots, N \quad (5a)$$

$$H_{1_b} : \rho_n^I < 0, \rho_n^{II} = 0, n=1, \dots, N \quad (5b)$$

$$H_{1_c} : \rho_n^I = 0, \rho_n^{II} < 0, n=1, \dots, N \quad (5c)$$

(5a) 说明路径在区制 *I* 和区制 *II* 中均呈现出收敛性特征，我们将其称为“完全收敛”；(5b) 以及 (5c) 分别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”。注意到，原假设以及三个备择假设都要求所有经济体在特定时间的系数 ρ 满足相同性质，这与方程 (2) 关于序列 $g_{n,t}$ 的定义相一致：由于所研究的样本序列偏离于其截面均值，如果某个经济体不收敛于其他经济体 (即使其他经济体之间相互收敛)，那么所有 $g_{n,t}$ 序列均不服从 $I(0)$ ，换句话说，面板数据要求所有 $g_{n,t}$ 序列同为 $I(0)$ 或 $I(1)$ 。

为了区别三个备择假设，我们使用 *Wald* 类统计量来检验“完全收敛”的备择假设 H_{1_a} ，在此可以将统计量具体表示为：

$$R = t_I^2 + t_{II}^2 \quad (6)$$

其中 t_I 和 t_{II} 分别代表与模型 (1) 中 ρ_n^I 和 ρ_n^{II} 相对应的 t -统计量, $t_i = \hat{\rho}_n^i / s_{\rho_n^i}$, $i = I, II$, 在此, $\hat{\rho}_n^i$ 为 ρ_n^i 在任意区制 i 中的 *grid-FGLS* 估计值。

给出 R 的定义, 较大值的统计量 R 则支持完全收敛性特征。“部分收敛”的备择假设 H_{I_b} 和 H_{I_c} 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) 并不小, 仍然说明样本数据在区制 $I(II)$ 中收敛, 在区制 $II(I)$ 中发散。在此, 我们运用 *grid-FGLS* 方法对 *TAR* 模型 (1) 进行估计, 从而得到 *bootstrap* 数据, 由所获得的 *bootstrap* 数据可以进一步计算统计量 R 、 t_I 和 t_{II} , 并将所得结果升序排列并最终得到 *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 (1) 中, 基于 $\rho_n^i < 0$, $n = 1, \dots, N$, $i = I, II$ 条件, 当路径完全绝对收敛时,

$$\delta_n^i = 0, \quad n = 1, \dots, N, \quad i = I, II \quad (7)$$

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,

$$\delta_n^I = 0, \quad \delta_n^{II} \neq 0, \quad \rho_n^I < 0, \quad \rho_n^{II} = 0, \quad n = 1, \dots, N \quad (8)$$

或者,

$$\delta_n^I \neq 0, \quad \delta_n^{II} = 0, \quad \rho_n^I = 0, \quad \rho_n^{II} < 0, \quad n = 1, \dots, N \quad (9)$$

此外, 我们注意到在模型 (1) 中, 如果基于 $\rho_n^i < 0$, $n = 1, \dots, N$, $i = I, II$ 条件, 当 $\delta_n^I = 0$ ($\delta_n^I \neq 0$) 且 $\delta_n^{II} \neq 0$ ($\delta_n^{II} = 0$) 时, 我们认为, 在区制 $I(II)$ 中为绝对收敛, 在区制 $II(I)$ 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。

基于 *grid-FGLS* 方法对模型 (1) 进行估计时, 我们能够得到常数项估计值 $\hat{\delta}_n^i$ 以及与其相对应的 t -统计量 $t(\hat{\delta}_n^i) = \hat{\delta}_n^i / s_{\hat{\delta}_n^i}$, $i = I, II$, $n = 1, \dots, N$, 从而我们可以将与 (5a)、(5b) 和 (5c) 相对应的检验统计量可以分别表示为:

$$\Phi_a = \frac{1}{2N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^I)]^2 + \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^{II})]^2 \right\} \quad (10a)$$

$$\Phi_b = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^I)]^2 \right\} \quad (10b)$$

$$\Phi_c = \frac{1}{N-1} \left\{ \sum_{n=1}^N [t(\hat{\delta}_n^{II})]^2 \right\} \quad (10c)$$

给出内生的转移变量, 运用 *grid-FGLS* 方法对 *TAR* 模型 (1) 进行估计可以获得 *bootstrap* 数据, 并进一步计算检验统计量 Φ_a 、 Φ_b 以及 Φ_c , 从其经验分布中获得 *bootstrap* 右侧 p 值, 在此, 我们将统计量 Φ_a 、 Φ_b 以及 Φ_c 用于如下形式的假设检验中:

(1) 当拒绝 H_0 而接受 H_{I_a} 时:

Φ_a 很大 \Rightarrow 在两区制中都体现条件收敛性特征。

Φ_b 很小而 Φ_c 很大 \Rightarrow 在区制 I 中体现绝对收敛性特征, 在区制 II 中体现条件收敛性特征。

Φ_b 很大而 Φ_c 很小 \Rightarrow 在区制 I 中体现条件收敛性特征, 在区制 II 中体现绝对收敛性特征。

(2) 当拒绝 H_0 而接受 H_{I_b} (H_{I_c}) 时:

Φ_b (Φ_c) 很大 \Rightarrow 在区制 $I(II)$ 中体现条件收敛性特征。

Φ_b (Φ_c) 很小 \Rightarrow 在区制 $I(II)$ 中体现绝对收敛性特征。

2 中国与亚洲发达经济体居民消费敛散性的实证检验

我们运用上文提及的方法，基于中国、韩国、日本、新加坡和中国香港的年度居民人均消费对数面板数据，检验中国同亚洲发达经济体居民消费路径的敛散情况以及消费路径差异。

2.1 数据描述

本文选取中国、韩国、日本、新加坡和中国香港地区的年度居民人均消费数据进行消费敛散性检验，样本区间为 1960 年至 2008 年，数据来源于中宏数据库。文中所涉及的所有程序由 Gauss 9.0 以及 OX 语言完成。

2.2 中国与亚洲发达经济体居民人均消费敛散性的实证检验结果

我们首先将检验亚洲 4 个发达经济体居民的人均消费敛散情况，然后将中国居民人均消费数据加入其中，重复检验包括中国在内的 5 个亚洲经济体的收敛性，从而考察中国同亚洲发达经济体之间居民人均消费的路径差异。

首先，我们对韩国、日本、新加坡和中国香港地区的居民人均消费路径的敛散性特征进行检验，图 1 描绘出 4 个经济体人均消费数据随时间变动的轨迹，门限变量的时间动态路径如图 2 所示，TAR 模型的估计结果和收敛性检验结果在表 1 中给出。

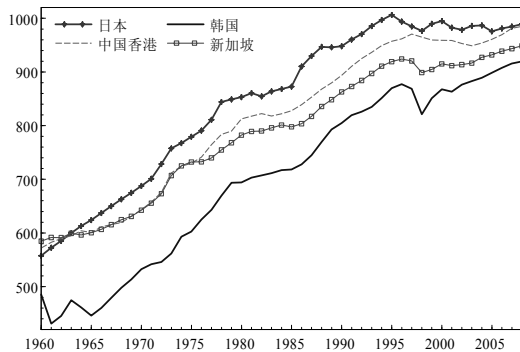


图 1 亚洲发达经济体居民人均消费的时间动态轨迹

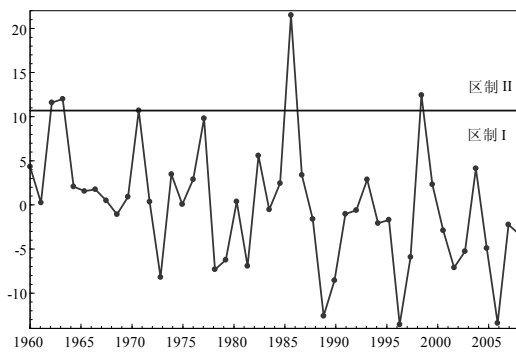


图 2 亚洲发达经济体门限变量的时间动态轨迹

从图 1 中我们可以看出，韩国、日本、新加坡和中国香港地区的居民人均消费路径体现出较为明显的收敛趋势。如表 1 所示，TAR 模型的估计结果非常显著，日本被确定为从区制 I 到区制 II 的转移变量。对应图 1 可以看出，日本的人均消费数据在样本初期处于 4 个经济体中第三名的位置，随后日本人均消费水平迅速提高，在整个样本区间内，日本人均消费水平几乎都位于顶端位置。在样本区间的末期，随着其他经济体居民人均消费增长速度加快，日本居民人均消费路径逐渐向其他三个经济体靠拢。门限参数 λ/d 的估计值为 10.6927，意味着在区制 I 对应的时期，日本居民人均消费水平不高于 4 个经济体平均消费水平 10.6927%。亚洲发达经济体门限变量的时间动态轨迹如图 2 所示，门限参数线以下部分为区制 I，门限参数线以上部分为区制 II，区制 I 对应样本观测值的 89.1304%，区制 II 对应样本观测值的 10.8696%。可以看到，亚洲发达经济体门限变量的时间动态轨迹绝大部分位于区制 II 中。对应表 1 中的收敛性检验结果，亚洲发达经济体在区制 I ($p = 0.0640$) 和两区制 ($p = 0.0430$) 中均拒绝了路径发散的原假设，此外，区制 I ($p' = 0.2920$ ，绝对收敛) 和两区制 ($p' = 0.2830$ ，绝对收敛) 都表现出明显的收敛性特征。也就是说，日本、韩国、新加坡和中国香港的居民人均消费水平在整个样本区间内几乎都处于收敛状态。

表 1 日本、韩国、新加坡和中国香港的 TAR 模型估计以及收敛性检验结果

TAR 模型			收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
转移变量	λ/d	区制 I (%)	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
日本	10.6927	89.1304	0.0640	0.9630	0.0430	0.2920	—	0.2830
			部分收敛			绝对收敛	—	绝对收敛

注：在此将显著性水平设为 10%；由于延迟参数 d 的估计值均为 1，所以门限参数 λ 的估计值可以进一步代表转移变量每年高于 (或低于) 平均值的增长率。

我们将上述分析进行拓展，检验中国居民人均消费数据同上述 4 个发达经济体人均居民消费的共同敛散情况，这 5 组人均消费数据随时间变动的轨迹如图 3 所示，门限变量的时间动态路径如图 4 所示。可以看出，韩国、日本、新加坡和中国香港地区的居民人均消费在样本区间内具有相类似的增长路径，在样本初期，中国居民人均消费与亚洲发达经济体的消费增长路径尚且较为接近，但随着时间推移，中国居民人均消费的增长路径表现出较为平缓的特征，与 4 个亚洲发达经济体产生了显著的差距。虽然在样本后期，中国居民人均消费增长趋势相对加快，但是同亚洲发达经济体的人均消费增长路径之间仍然存在较大的距离。

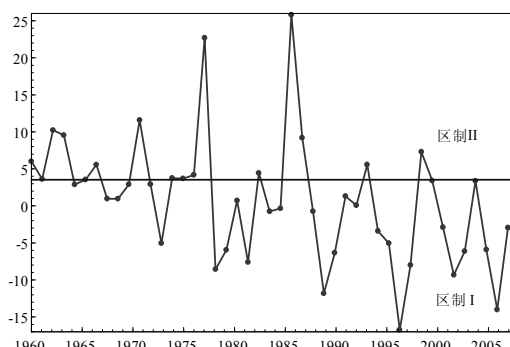
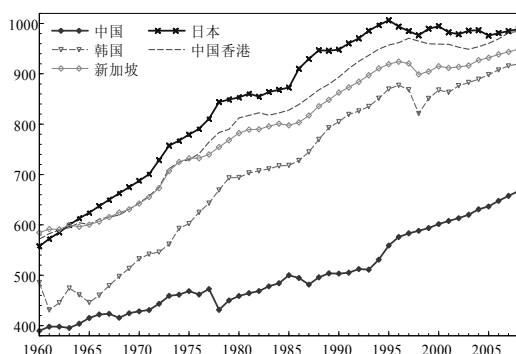


图 3 中国与亚洲发达经济体居民人均消费的时间动态轨迹 图 4 中国与亚洲发达经济体门限变量的时间动态轨迹

图 4 呈现出的门限变量的时间动态路径与表 2 所示的 TAR 模型估计结果和收敛性检验结果与图 3 中 5 个经济体的人均消费路径相对应。门限变量为日本，即日本在 5 个经济体中仍然为收敛趋势最为显著的代表。门限参数值 λ/d 为 3.5340，说明在区制 I 对应的时期，日本居民人均消费水平高于其他经济体的平均居民人均消费水平不超过 3.5340%。区制 II ($p=0.0140$, $p'=0.0003$) 表现出条件收敛的特征，而区制 I ($p=0.4860$) 以及两区制 ($p=0.4640$) 则接受发散的原假设。区制 I 对应观测值占 65.2174%。对应图 4 可以看到，区制 I 在样本后期占主导地位，这说明近些年来中国居民人均消费与韩国、日本、新加坡和中国香港地区的居民人均消费路径呈现出极其显著的发散态势，中国明显存在居民消费需求不足的问题。

表 2 日本、韩国、新加坡、中国香港和中国的 TAR 模型估计以及收敛性检验结果

TAR 模型			收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
转移变量	λ/d	区制 I (%)	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
日本	3.5340	65.2174	0.4860	0.0140	0.4640	—	0.0003	—
			区制 II 收敛			—	条件收敛	—

注：在此将显著性水平设为 10%；由于延迟参数 d 的估计值均为 1，所以门限参数 λ 的估计值可以进一步代表转移变量每年高于（或低于）平均值的增长率。

3 中国与亚洲发达经济体居民消费敛散性的基本结论及政策启示

本文基于中国、日本、韩国、新加坡和中国香港居民人均消费面板数据，运用非线性两区制 TAR 模型检验了 4 个亚洲发达经济体居民消费收敛情况以及中国同亚洲发达经济体居民消费水平的差异状况。

我们首先检验了日本、韩国、新加坡和中国香港 4 个亚洲发达经济体居民消费路径的收敛情况，从计算结果可以看出，在样本区间的近 50 年时间里，日本、韩国、新加坡和中国香港居民人均消费数据体现出显著的收敛性特征。日本、韩国、新加坡和中国香港同属面积较小，地理位置优越且与西方发达国家具有密切联系的经济体。尤其是从上世纪 60 年代开始，韩国、新加坡以及中国香港利用西方发达国家向发展中国家转移劳动密集型产业的机会，吸引外地资本和技术，先后推行出口导向型战略，重点发展加工产业，经济得到迅猛发展，逐渐接近日本等发达国家的经济增长水平，人均收入的快速增加带动了其居民消费，使这些经济体成为具有较高消费水平的国家和地区。随后我们将中国居民人均消费数据同上述 4 个亚洲发达经济体的居民人均消费数据相结合，检验 5 个经济体人均消费路径在样本区间内的敛散性，以此来判别我国同亚洲发达国家和地区之间居民消费水平的差

异。中国与亚洲发达经济体的居民人均消费时间动态轨迹和收敛性检验结果都表明，中国居民消费水平同亚洲发达经济体在样本后期呈现出较为明显的发散态势，虽然中国居民人均消费水平始终保持上升态势，但是同亚洲发达经济体的人均消费增长路径之间仍然存在较大差距。

从本文的实证结果我们可以看出，随着我国经济的快速发展，我国居民消费水平也呈现出逐年提高的趋势，然而与发达国家和地区相比，我国居民消费仍然处于较低水平。改革开放三十年来，我国的经济的发展取得了举世瞩目的辉煌成就。然而，与之形成鲜明对比的是我国居民消费率持续低迷，并呈现出逐年下降的态势，从1996年的47.7%减少到2008年的36.1%。从世界银行的统计数据来看，我国2008年的居民消费率已成为整个亚太地区的最低水平。作为推动经济增长的“三驾马车”之一，消费无疑在国民经济中具有举足轻重的地位。如果我国消费需求不足的现状不能得以改善，则投资也难以从根本上发挥拉动经济增长的效用。从而，消费需求不足始终是制约我国经济发展的重大难题。

我国居民消费水平持续不振，一方面是因为我国居民的实际收入水平依然较低，大部分中低收入者具有较高的消费倾向，但难以形成有效需求。而高收入人群的收入弹性较低，其消费需求已趋向饱和状态。另一方面，与发达国家相比，我国社会保障体系尚不完善，居民在教育、医疗、住房等方面的实际支出与过去相比显著增加，这使得居民的未来消费预期增加，从而挤占了当期消费。因此，我们认为要提高我国居民消费水平，则应该采取适当措施提高居民实际收入水平，使中低收入者的收入水平保持长期稳定增长，并在一定程度上缩小贫富差距。另外，加快住房、养老、医疗、就业和教育等方面的改革步伐，完善社会保障体系，才能够有效缩小与发达国家和地区之间的差距，实现我国消费需求的快速增长，从而进一步促进我国经济的平稳较快发展。

参考文献:

- [1] 刘金全、隋建利、闫超:《亚洲国家经济增长路径的实际敛散性》，《世界经济》，2009年第2期。
- [2] Barro, R. and Sala-i-Martin, X., 1992, "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp. 223~251.
- [3] Beyaert, A. and Camacho, M., 2008, "TAR panel unit root tests and real convergence", *Review of Development Economics*, Vol. 12, pp. 668~681.
- [4] Chang, Y., 2004, "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency", *Journal of Econometrics*, Vol. 120, pp. 263~293.
- [5] Evans, P., 1998, "Using panel data to evaluate growth theories", *International Economic Review*, Vol. 39, pp. 295~306.
- [6] Hoeffler, E., 2002, "the Augmented Solow Model and the African Growth Debate", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 64, pp. 135~157.
- [7] Krugman, P., 1990, *Rethinking International Trade*, Cambridge: MIT Press.
- [8] Romer, P., 1986, "Increasing returns and long-run growth", *Journal of Political Economy*, Vol. 94, pp. 500~521.
- [9] Romer, P., 1990, "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp. 71~102.
- [10] Sala-i-Martin, X., 1997, "I Just Ran Two Million Regressions", *American Economic Review*, Vol. 87, pp. 221~253.
- [11] Solow, R., 1956, "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, pp. 65~94.
- [12] Tong, H., 1978, "On a threshold model", In *Pattern Recognition And Signal Processing* (C.H. Chen, ed.) pp. 101~141, Sijthoff and Noordhoff, Amsterdam.