□世界经济与中国

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

[摘 要] 结合TAR模型、面板数据的单位根检验以及bootstrap三种方法，检验中国与亚洲发达经济体居民消费水平的敛散性特征，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存在的消费差异。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，这表明中国同亚洲发达经济体的居民消费水平相比仍然存在较大差距。

[关键词] 消费；亚洲消费；收敛性；TAR模型；单位根检验；bootstrap
[基金项目] 教育部人文社会科学研究项目（09YJA790081）；吉林省科技厅软科学项目（362094070531）；教育部人文社会科学研究一般项目（11YJC790158）
[收稿日期] 2011-04-12
[作者简介] 金晓彤，吉林大学商学院副院长，教授；闫 超，吉林大学商学院博士研究生。（长春 130012）

一、引 言

亚洲作为当前全球最具活力和发展速度最快的区域，逐渐在世界经济发展中崭露头角。自上世纪60年代，香港、新加坡和韩国等经济体开始着重发展劳动密集型产业以促进出口，从而迅速实现了经济的飞速发展。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。与此同时，我国经济也始终保持平稳快速增长的势头，但是统计数据表明我国经济的快速发展并没有使消费需求得到相应的迅速增长，中国居民消费仍然处于较低水平。

Solow通过研究表明，伴随着科学知识在国际上的广泛拓展以及生产要素的不断自由流动，世界经济一体化必将推动全球各国经济的发展路径趋于收敛。[1]但是，遵循Krugman所提出的凝聚理论以及Romer提出的内生经济增长模型[2-4]，由于诸如规模收益等众多因素的存在，生产要素将会逐渐向经济比较发达的地区集中，进而经济一体化将会进一步加剧不同地区间的经济发展差距。在已有的相关研究当中，众多学者运用不同的样本数据和实证检验方法对不同地区的经济增长路径收敛性特征进行了分析。例如Barro & Sala-i-Martin采用β-收敛回归检验方法分析人均实际产出增长率发现，倘若所研究样本区间初期的实际产出水平系数为负值，那么该经济增长

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

路径会呈现出收敛性迹象。[5]然而，Evans 在质疑 β-收敛回归检验方法有效性的基础上，指出可以采用对线性面板数据进行单位根检验的方法来识别所研究经济增长路径的敛散性特征，并认为如果所研究的样本序列中具有单位根，就意味着路径发散，否则，就意味着路径收敛。[6]

近年来，研究者们逐渐基于不同国家或地区的各种经济数据对区域经济收敛性特征进行了深入的分析。例如 Sala-i-Martin 通过对美国的实际 GDP 数据以及人均收入数据进行分析后认为，美国各州经济增长存在显著的收敛性特征；[7] Hoeffler 通过分析指出在非洲各国均呈现出“俱乐部收敛”特征；[8]刘金全等研究发现日本、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。[9]

有鉴于上述分析，在本文中我们参考 Beyaert & Camacho 的思路[10]，基于单位根面板数据构建涵括双区制的 TAR 模型，旨在对中国和亚洲发达经济体之间居民消费水平进行检验。同时，我们还将 Chang 所提出的面板数据线性单位根检验方法[11]进一步延拓至我们所构建的双区制 TAR 模型的检验当中，以期深入甄别和刻画不同经济体间居民消费路径所具有的敛散性特征。此外，我们将融合格点搜索（grid-search）方法以及可行广义最小二乘法（Feasible Generalized Least Squares，简称 FGLS），并基于 bootstrap 模拟方法对我们所构建的双区制 TAR 模型进行测度。bootstrap 模拟方法可以有助于我们获取不同样本区间的 *bootstrap-p*-值，并由此做出所检验数据收敛或发散的判别，而在不同收敛模式下获取的概率值能够作为区分绝对收敛与条件收敛的依据。

我们运用上述方法，基于中国、日本、韩国、新加坡和中国香港 1960 年至 2010 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。

二、中国与亚洲发达经济体居民消费收敛性特征测度的模型构建

下面我们将对检验中国与亚洲其他发达经济体居民消费收敛特征的模型方法予以介绍，并简要讨论具体检验过程。

首先，如果面板数据之间存在相依性特征，那么我们则需要斟酌在对面板数据进行单位根检验时 bootstrap 临界值的具体运用；其次，鉴于动态居民消费路径收敛过程可能受制于某个（些）国家或地区实际政策制度或经济体制等诸多因素的变迁，因此在本文当中，我们重点采用 TAR 模型来测度亚洲不同经济体居民人均消费的对数面板数据特征。

本文通过具体构建如下形式的双区制非线性 TAR 模型以详细测度消费面板数据实际敛散性特征：

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

在此，n 为所研究经济体样本的实际数量，t 为时间，$I_{\{x\}}$ 表示示性变量。λ 代表门限参数，z_{t-1} 代表转移变量，而当转移变量 $z_{t-1} < \lambda$ 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当中，转移变量具有相对较高的增长率特征。换句话说，门

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

限参数 λ 具体刻画了转移变量 z_{t-1} 增长速度变迁的拐点，因此，基于模型（1）我们能够清晰地识别和刻画出在不同经济体人均消费增长路径中所呈现出的不同增长模式特征。在此，我们将方程（1）进一步表示为如下形式：

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

其中，我们可以将 $g_{n,t}$ 定义为：

$$g_{n,t}=c_{n,t}-\bar{c}_t \tag{2}$$

其中，$c_{n,t}=\log(C_{n,t})$，$C_{n,t}$ 表示在 t 时刻第 n 个经济体的人均消费水平，$\bar{c}_t=\frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}c_{n,t}$ 表示在 t 时刻 N 个经济体人均消费水平对数的平均值。同时，我们假设在模型（1）当中的转移变量 z_t 由 $g_{n,t}$ 获得，并能够内生确定，即 $z_t=g_{m,t}-g_{m,t-d}$，$m=1,\cdots,N$，$0<d\leq p$，其中，m 和延迟参数 d 同样能够内生确定。

在此，我们在 Tong 所提出的 TAR 模型[12]基础上进行两方面的改进。一方面，我们将包含多变量面板数据时间序列的 TAR 模型取代仅仅包含单一方程时间序列的简单 TAR 模型，进而能够分析亚洲经济体居民实际人均消费增长的收敛性特征；另一方面，鉴于在多变量面板数据中存在非平稳性特征的可能，而通过分析多变量面板数据所具有的平稳性特征能够有效地刻画消费增长路径的实际收敛性特征，因此我们有必要针对个体时间序列数据分别进行单位根检验。具体来讲，在模型（1）中，当 $\rho_n^{I}=\rho_n^{II}=0$，$n=1,\cdots,N$ 时，意味着 N 个经济体的消费路径体现出“发散”性特征；当 $0<-\rho_n^{i}<1$，$n=1,\cdots,N$，$i=I,II$ 时，表示 N 个经济体的消费路径具有“完全收敛”性特征；而当 $0<-\rho_n^{i}<1$，$\rho_n^{j}=0$，$n=1,\cdots,N$，$i,j=I,II$，$i\neq j$ 时，说明在 N 个经济体的消费增长路径当中存在“部分收敛”性态势。

需要强调的是，在模型（1）当中，即使 p 值足够大，从而使得对于每个 n 值而言，$\varepsilon_{n,t}$ 都是白噪声过程，然而依旧无法排除面板数据之间所存在的同期相关性特征，也就是说，尽管冲击是连续不相关的，然而同一种类的冲击却能够影响和制约不同经济体之间的收敛性特征。因此，在本文中我们进一步定义 $\varepsilon_n=[\varepsilon_{n,1},\cdots,\varepsilon_{n,T}]'$ 以及 $\varepsilon=[\varepsilon_1',\varepsilon_2',\cdots,\varepsilon_N']'$，则 ε 的方差—协方差矩阵满足：

$$V=\Omega\otimes I_T \tag{3}$$

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

虽然我们可以基于 OLS 方法测度 TAR 模型（1），但是考虑到未知转移变量 z_{t-1} 的门限值系数可能具有相依性特征，因此我们将进一步基于方程（3），采用可行广义最小二乘（FGLS）方法对 TAR 模型（1）进行更为科学、合理的测度。

我们在此假设三个参数 λ、m 和 d 均为已知值，从而将这三个参数的已知值利用向量 $\theta_0=(\lambda_0,m_0,d_0)'$ 表示。我们基于不同的 θ_0 值以及方程（3）所表示的方差—协方差矩阵，并进一步在 FGLS 方法估计模型（1）的基础上，最终能够得到相对应的残差加权平方和 $s_{\theta_0}^2=\frac{1}{T}\hat{\varepsilon}_{\theta_0}'\hat{V}_0\hat{\varepsilon}_{\theta_0}$，在此 $\hat{\varepsilon}_{\theta_0}$ 表示模型（1）的 FGLS 残差向量估计值，而 $\hat{V}_0$ 代表由方程（3）所表示的矩阵 V 的最小二乘估计值。随后我们通过采用选取最小 $s_{\theta_0}^2$ 值的方法得到三个参数 λ、m 和 d 的具体估计值 $\hat{\theta}\equiv[\hat{\lambda},\hat{m},\hat{d}]=\arg\min_{\theta_0}(s_{\theta_0}^2)$。在此，我们将上述格点搜索估计（grid-search estimation）

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

程序称之为“grid-FGLS”技术。①

三、中国与亚洲发达经济体居民消费敛散性特征测度

我们采用前文所介绍的方法，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收敛情况以及消费路径的差异情况。

（一）数据描述

为了测量和检验中国与亚洲发达经济体的居民消费特征，我们采用了中国、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，数据区间为1960年到2010年，本文所涉及的所有数据源自中经网数据库和中宏数据库。

（二）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

首先，本文将检验亚洲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。

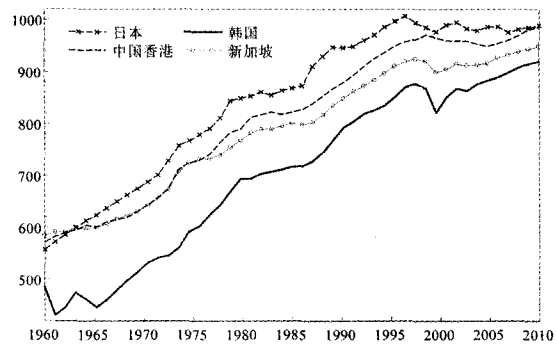

图1　居民人均消费的时间动态轨迹

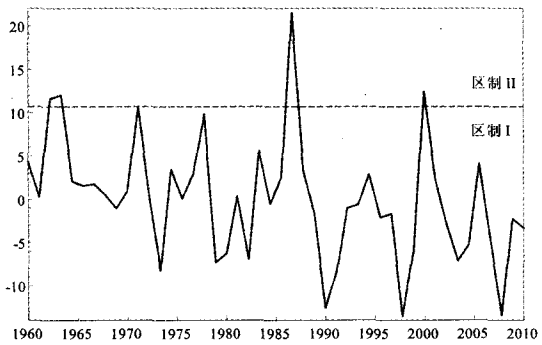

图2　门限变量的时间动态轨迹

表1　日本、韩国、新加坡和中国香港的TAR模型估计结果与敛散性检验结果

TAR模型			收敛性测度					
			收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
转移变量	λ/d	区制Ⅰ(%)	区制Ⅰ	区制Ⅱ	双区制	区制Ⅰ	区制Ⅱ	双区制
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：此表中显著性水平为10%；由于延迟参数d的估计值为1，因此本文中门限参数λ的估计值可以表示出转移变量高于（或低于）平均值的增长率。（下同）

我们首先检验韩国、日本、新加坡和中国香港地区的居民人均消费轨迹的敛散性特征，图1给出了4个经济体的居民人均消费数据的动态路径，图2则为门限变量随时间变化轨迹，表1中展示出TAR模型对4个经济体的估计结果和敛散性检验结果。从中我们可以看出，韩国、日本、新加坡和中国香港地区的居民人均消费轨迹在样本区间后期呈现出趋同态势。表1中结果表明，

① 限于篇幅，关于收敛性检验的具体计算步骤请参见Beyaert & Camacho的详细阐述。[10]

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

TAR 模型所确定出的从区制Ⅰ到区制Ⅱ的转移变量为日本，同时收敛性的估计结果也非常显著。与图 1 相对应，日本的人均消费数据在所研究的样本初期处于 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，伴随着其他经济体居民人均消费增长水平的快速提高，日本居民人均消费增长路径不断接近于其他三个经济体。门限参数 λ/d 的估计值为 10.6927，说明在区制Ⅰ所对应的时期范围内，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波动路径在图 2 中给出，在门限参数线以下的部分我们称之为区制Ⅰ，而在门限参数线以上的部分我们称之为区制Ⅱ，与区制Ⅰ所对应的样本观测值为 89.1304%，而与区制Ⅱ所对应的样本观测值为 10.8696%。我们发现，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。

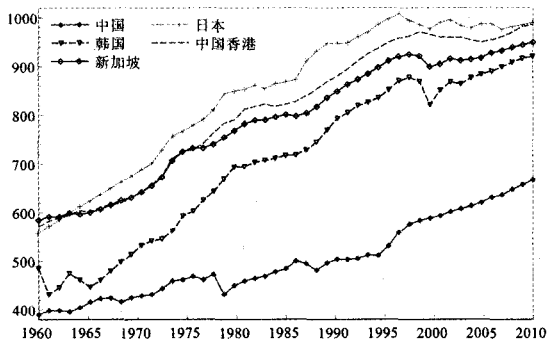

图 3　居民人均消费的时间动态轨迹

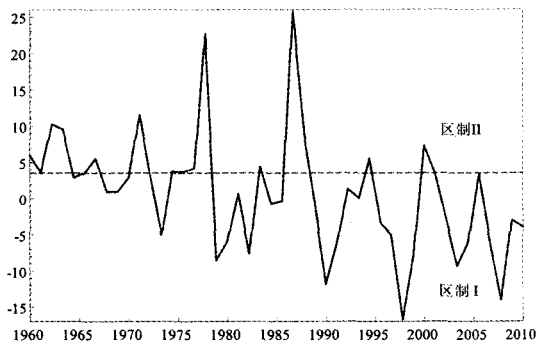

图 4　门限变量的时间波动路径

表 2　日本、韩国、新加坡、中国香港和中国的 TAR 模型估计结果与敛散性检验结果

TAR 模型			收敛性测度					
			收敛/发散			绝对收敛/条件收敛		
转移变量	λ/d	区制Ⅰ(%)	区制Ⅰ	区制Ⅱ	双区制	区制Ⅰ	区制Ⅱ	双区制
日本	3.5340	65.2174	0.4860	0.0140	0.4640	—	0.0003	—
			区制Ⅱ收敛			—	条件收敛	—

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 个发达经济体的人均居民消费的共同收敛性态势，图 3 中显示出这 5 组人均消费数据随时间推移的波动路径，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。我们可以看到，中国居民人均消费增长率在样本初期到上世纪 90 年代始终处于较为平缓的发展态势，增长趋势并不明显。而与此同时，韩国、日本、新加坡和中国香港地区的居民人均消费却呈现出较为显著的增长趋势，尤其是在上世纪 60 年代曾一度与中国人均消费增长率较为接近的韩国，更是表现出惊人的增长速度，从而迅速拉大了同中国居民消费增长路径的距离。我们也发现上世纪 90 年代中后期

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

是中国居民人均消费增长的一个转折点。在1995年之后，中国居民人均消费呈现出相对于之前的较快增长速度。1996年我国经济顺利实现了“软着陆”，我国高通货膨胀水平得以控制，经济过热局面得到扭转，居民消费价格指数在1996年成功下降到8.3%，这对于我国居民消费的平稳增长无疑起到了重要的作用。从1996年至今，中国居民人均消费呈现出平稳中上扬的态势。

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，日本居民的实际人均消费水平高于其他经济体的平均居民实际人均消费水平在3.5340%以内。虽然区制Ⅱ（$p=0.0140$，$p'=0.0003$）呈现出条件收敛的态势，但是区制Ⅰ（$p=0.4860$）以及两区制（$p=0.4640$）则接受发散的原假设。与区制Ⅰ所对应的部分占样本观测值的65.2174%。观察图4我们发现，区制Ⅰ在所研究样本的后期显著高于区制Ⅱ，这意味着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。

四、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态势以及中国与亚洲其他发达经济体居民消费水平之间的差异情况。

首先，我们分析了日本、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，经济得到了飞速的发展和进步，并不断与日本等发达国家或地区的经济增长水平相接近，而快速增加的人均收入也进一步带动了其居民消费，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。自我国实行改革开放政策以来，我国的经济建设取得了卓越的成效，人民生活水平也实现了大幅度提高。然而，我国居民消费率却与经济的快速发展形成了鲜明的对比，从1978年到2010年居民消费率一路走低，从48.8%降至35.1%。截止到2010年，中国居民消费率已然成为亚洲的最低水平。消费对于国民经济的快速稳定发展具有十分重要的意义，即使是我国经济增长始终保持着突飞猛进的势头，而靠出口和基础设施建设投资带动经济增长，势必会造成消费需求不足和消费结构欠优的“低消费”状态。如果这种“低消费”的状态不能从根本上得以改善，单纯偏倚投资和出口将会难以保持国民经济良性循环，消费需求不足将始终成为制约我国经济发展的重大难题。

我国市场无论深度还是广度都留有巨大潜力，我国居民消费的恩格尔系数尚处于中等偏下水

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database

平，第三产业还有很大的发展余地，农村劳动力转移和城市化进程仍然富有发展空间。这些因素表明在未来相当长的一段时间内，保持消费需求的稳定增长具有一定的制度条件、市场条件和资源条件。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，与过去相比较，居民在住房、教育以及医疗等诸多层面的实际支出明显增加，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，进一步加快我国住房、教育、医疗等层面的改革进程，健全社会保障体系，才能够有效缩小与发达国家和地区之间的差距，实现我国居民消费需求的全面、快速增长，从而进一步推动我国经济的平稳持续增长。

[参考文献]

[1] Solow R A. Contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70: 65-94.

[2] Krugman P. *Rethinking international trade*, Cambridge: MIT Press, 1990.

[3] Romer P. Increasing returns and long-run growth, *Journal of Political Economy*, 1986, 94: 500-521.

[4] Romer P. Endogenous technological change, *Journal of Political Economy*, 1990, 98: 71-102.

[5] Barro R, Sala-i-Martin X. Convergence, *Journal of Political Economy*, 1992, 100: 223-251.

[6] Evans P. Using panel data to evaluate growth theories, *International Economic Review*, 1998, 39: 295-306.

[7] Sala-i-Martin X. I just ran two million regressions, *American Economic Review*, 1997, 87: 221-253.

[8] Hoeffler E. The augmented Solow model and the African growth debate, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2002, 64: 135-157.

[9] 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 2 期。

[10] Beyaert A, Camacho M. TAR panel unit root tests and real convergence, *Review of Development Economics*, 2008, 12: 668-681.

[11] Chang Y. Bootstrap unit root tests in panels with cross-sectional dependency, *Journal of Econometrics*, 2004, 120: 263-293.

[12] Tong H. On a threshold model, in Chen C H (ed.) *Pattern recognition and signal processing*, Amsterdam: Sijthoff & Noordhoff, 1978.

[责任编辑：赵东奎]

国家哲学社会科学学术期刊数据库
National Social Sciences Database