

# 我国不同区域农村居民消费:收敛还是发散? \*

□金晓彤 闫超

**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 3 种方法,运用非线性两区制 TAR 模型检验我国东部、中部和西部 3 个区域内 27 个省份农村居民人均消费面板数据的敛散性特征,进而识别和探察我国不同地区农村居民消费路径的收敛情况以及不同地区的农村居民消费差异。研究结果表明我国中部和西部农村居民消费数据分别体现出较为显著的收敛性特征,但东部则在部分年份表现出发散的特征;东部与中部农村居民消费路径表现出部分收敛的态势;东部与西部则呈现出明显的发散特征,这说明我国东部省份与中、西部省份的农村居民消费逐渐拉开差距。

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

## 一、引言

改革开放 30 年来,我国的经济发展取得了举世瞩目的辉煌成就。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。然而经济的高速发展却并没有带来消费需求的相应增长,同时,区域经济发展不均衡以及城乡二元结构等相关问题也日益显现出来。

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,在一个经济共同体中,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。诸多学者对我国区域经济发展收敛性的相关问题进行了深入探讨,蔡昉和都阳(2000)、沈坤荣和马俊(2002)以及徐现祥和舒元(2004)的研究都认为,我国按东、中、西部划分的区域存在显著的“俱乐部收敛”现象。林毅夫和刘明兴(2003)以及彭国华(2005)通过对省际数据的分析研究,也都认为我国省际经济增长存在不同程度的收敛现象。刘金全、隋建利和闫超(2009)通过对我国东、中、西部经济增长路径敛散性的研究发现,我国改革开放以后东部地区的经济增长显著快于我国中西部地区,即我国存在区域经济发展失衡的现象。

依据凯恩斯消费理论,收入是消费的主要决定因素。徐海云、涂雄苓和罗付岩(2007)应用对应分析方法对居民消费结构随收入变化的情况进行了研究,发现收入梯度对居民消费具有显著影响。吴晓明和吴栋(2007)运用我国 1985~2004 年的居民消费和收入数据,通过误差修正模型和对数线性模型进行计量分析,发现我国现阶段城镇居民收入分配对居民平均消费倾向的长期影响尤为显著。杨天宇(2001),胡日东和王卓(2002)以及臧旭恒和张继海(2005)检验了城镇居民收入分配同居民平均消费倾向之间的关系,结果表明收入分配同消费需求密切相关。以上学者的相关研究证明,收入水平对居民消费行为具有显著影响,从而区域经济发展失衡引致的收入分配非均衡,势必会导致消费行为出现区域性差异。那么,在我国存在显著的东、中、西部区域经济发展差异的情形下,我国的居民消费行为是否也会体现出区域差异性特征?

\* 本研究国家社会科学基金项目(09BJL056)、国家自然科学基金项目(70772051)、教育部新世纪优秀人才支持计划项目(450021230274)资助。

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,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,用以刻画和识别我国不同区域省际农村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,利用我国 1979~2008 年的省际农村居民人均消费数据,对我国东部、中部和西部省际农村居民消费路径的敛散性进行检验。我们首先检验东部、中部和西部 3 个区域内农村居民人均消费路径的收敛情况,随后将东部省份的农村居民人均消费均值分别同中部和西部省份的农村居民消费数据相结合,检验两组数据的敛散状况,进而判别我国东部、中部和西部地区的农村居民消费趋势,以此阐明我国农村居民消费行为存在显著的地区差异。因此,加快中、西部地区农村经济发展,提高广大中、西部地区的农村居民生活水平,是缩小地区差距,实现我国经济社会全面、协调、可持续发展 and 构建社会主义和谐社会的关键。

## 二、我国不同区域农村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我国不同区域省际农村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,由于动态的省际农村居民消费路径收敛过程可能会随着某个(些)省份经济体制、政策制度等因素的变革而发生变化,因此我们运用 TAR 模型来研究我国省际农村居民人均消费对数面板数据。

### (一)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

检验我国省际农村人均消费面板数据的实际敛散性:

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

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

其中, $n$ 代表样本数量(本文指所研究的省际样本个数), $t$ 代表时间, $I_{\{z\}}$ 为示性变量。而 $\lambda$ 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 $\lambda$ 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)更适于刻画出省际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 $n$ 个省份在 $t$ 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 $N$ 个省份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,为了测度我国省际农村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  $N$  个省份的农村消费路径体现出“发散”性特征；当  $0 < -\rho_n^i < 1, n=1, \dots, N, i=I, II$  时，说明  $N$  个省份的消费路径具有“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  $N$  个省份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，但是仍然无法排除省际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省份的收敛性。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  $\varepsilon$  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  $\lambda, m$  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  $\theta_0$  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  $s_{\theta_0}^2$  的方法而获得  $\lambda, m$  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。

### (二)收敛性检验

基于 TAR 模型(1)我们可以将检验路径散敛性的原假设表示为：

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

如果接受原假设，则说明该省际面板数据在区制 I 和区制 II 中都发散。考虑如下 3 个备择假设：

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

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

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

(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 3 个备择假设都要求所有省份在特定时间的系数  $\rho$  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，如果某个省份不收敛于其他省份(即使其他省份之间相互收敛)，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 3 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  $H_{1a}$ ，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  $\rho_n^i$  和  $\rho_n^II$  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  $\rho_n^i$  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  $H_{1b}$  和  $H_{1c}$  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省份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，

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

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，

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

或者，

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

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  $\Phi_a, \Phi_b$  以及  $\Phi_c$ , 从其经验分布中获得 bootstrap 右侧  $p$  值, 在此, 我们将统计量  $\Phi_a, \Phi_b$  以及  $\Phi_c$  用于如下形式的假设检验中。

(1) 当拒绝  $H_0$  而接受  $H_{1a}$  时:

$\Phi_a$  很大  $\Rightarrow$  在两区制中都体现条件收敛性特征。

$\Phi_b$  很小而  $\Phi_c$  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。

$\Phi_b$  很大而  $\Phi_c$  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  $H_{1b}(H_{1c})$  时:

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

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

### 三、我国不同区域居民农村消费敛散性的实证检验

我们运用上文提及的方法, 基于我国 27 个省份的年度农村居民人均消费对数面板数据, 检验我国东部、中部和西部 3 个区域内省际农村居民消费路径的敛散情况以及不同区域间的消费路径差异。

#### (一) 数据描述

本文将中国内地地区的 31 个省级行政单位按照传统地理区域定义划分为东部、中部和西部 3 个

区域(东部包括: 北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南; 中部包括: 吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、山西和内蒙古; 西部包括: 广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆), 样本区间为 1979 年至 2008 年, 数据来源于中华人民共和国国家统计局数据库 (<http://www.stats.gov.cn>)。其中, 由于海南省于 1988 年成立, 重庆市于 1997 年成立, 而青海省和西藏的农村人均消费的统计数据分别从 1984 年和 1985 年开始, 因此我们在计算时将海南、重庆、青海和西藏剔除。文中所涉及的所有程序由 Gauss9.0 以及 OX 语言完成。

#### (二) 我国不同区域农村居民人均消费敛散性的实证检验结果

我们首先分别对东部、中部和西部 3 个区域内省际农村居民人均消费路径的收敛情况进行检验, 然后重复检验不同区域省份的收敛性, 从而证实不同区域农村居民人均消费的路径差异。

首先, 我们对西部 8 个省份农村居民人均消费路径的敛散性特征进行检验, 图 1 描绘出西部省份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

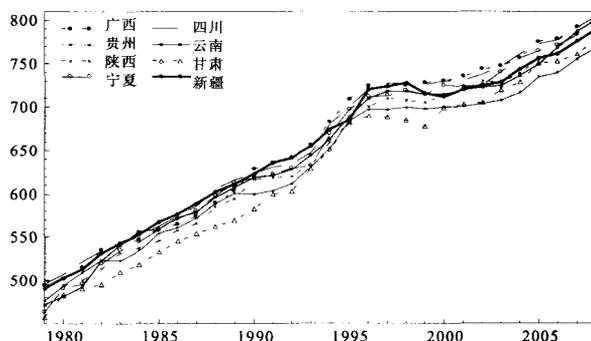


图 1 西部省份农村居民人均消费的时间动态轨迹

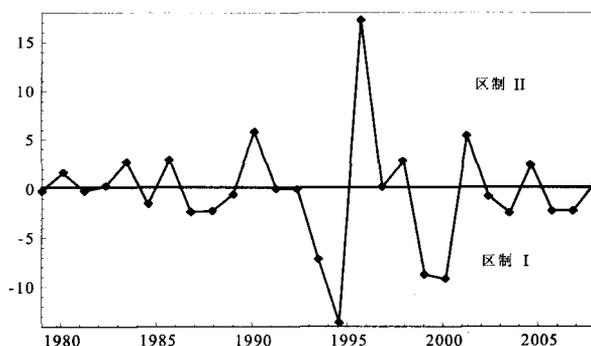


图 2 西部省份门限变量的时间动态轨迹

# 我国不同区域农村居民消费:收敛还是发散?

## 中国农村发展论坛

性检验结果分别在表1中的(a)部分给出。

从图1中我们可以看出,中国西部8个省份的农村居民人均消费路径体现出较为明显的收敛趋势。如表1中(a)部分所示,TAR模型的估计结果非常显著,新疆被确定为从区制I到区制II的转移变量。对应图1可以看出,新疆的人均消费数据在样本前期始终位于西部的较顶端位置,从20世纪90年代末

开始,随着西部其他省份农村居民人均消费增长速度加快,新疆农村居民人均消费路径逐渐向西部省份的中等水平靠拢。门限参数 $\lambda/d$ 的估计值为0.1555,意味着在区制I对应的时期,新疆农村居民人均消费水平不高于8个西部省份的平均消费水平0.1555%。西部省份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59.2593%,区制II对应样本观测值的40.7407%。可以看到在样本区间内区制I和区制II交替出现,说明西部省份在样本期间内收敛性较为平均。这也与图1中显示出的消费路径趋势相吻合。收敛性检验结果表明,西部省份在区制I( $p=0.0000$ )和区制II( $p=0.0800$ )以及两区制( $p=0.0000$ )中均拒绝了路径发散的原假设,此外,区制I( $p'=0.0400$ ,条件收敛)和区制II( $p'=0.7200$ ,绝对收敛)以及两区制( $p'=0.0700$ ,条件收敛)都表现出明显的收敛性特征。

随后,我们检验中部9个省份农村居民人均消费路径的敛散性特征,中部农村居民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轨迹如图4所示,TAR模型的估计结果和收敛性检验结果分别在表1中(b)部分给出。

如表1中(b)部分所示,TAR模型的估计结果表明内蒙古被确定为转移变量。对应图3可以看到我国中部9个省份的农村居民人均消费路径呈现出较为显著的收敛性态势,其中内蒙古的农村居民人均消费数据1979~1990年始终处于中部省份中较末端的位置,随后内蒙古的农村居民人均消费路径逐渐向中部省份中较高消费水平收敛。内蒙古的农村居民人均消费数据随时间推移其波动范围相对最大,是中部省份中收敛过程最为显著的代表,这也与将其确定为转移变量的结果相一致。门限参数 $\lambda/d$

表1 东部、中部和西部的TAR模型估计以及收敛性检验结果

(a) 西部	TAR模型			收敛性检验					
	转移变量	$\lambda/d$	区制I(%)	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
新疆	0.1555	59.2593	0.0000	0.0800	0.0000	0.0400	0.7200	0.0700	
			完全收敛			条件收敛			
(b) 中部	TAR模型			收敛性检验					
	转移变量	$\lambda/d$	区制I(%)	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
内蒙古	0.7280	40.7407	0.0060	0.0010	0.0000	0.0600	0.2700	0.0800	
			完全收敛			条件收敛			
(c) 东部	TAR模型			收敛性检验					
	转移变量	$\lambda/d$	区制I(%)	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
广东	-0.9974	48.1481	0.1400	0.0100	0.1100	—	0.4200	—	
			部分收敛			绝对收敛			

注:显著性水平设为10%。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 $\lambda$ 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。

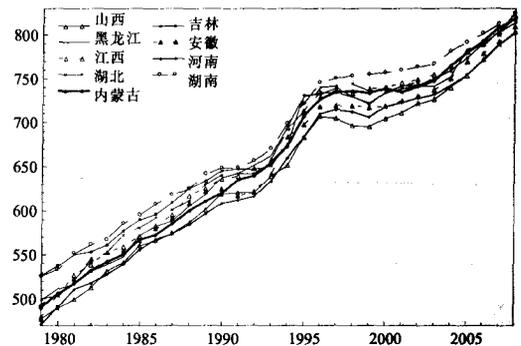


图3 中部省份农村居民人均消费的时间动态轨迹

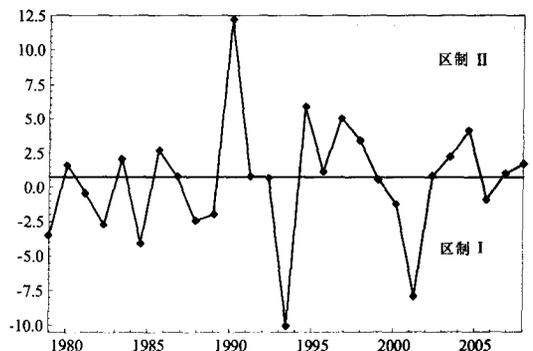


图4 中部省份门限变量的时间动态轨迹

的估计值为0.7280,这说明在区制I对应的时期,内蒙古农村居民人均消费增长率高于中部9个省份的平均消费水平不超过0.7280%,即区制II对应的时期,内蒙古农村居民人均消费增长率高于中部9个省份的平均消费水平0.7280%以上,中部省份门限变量的时间动态轨迹如图4所示,区制I对应样本观测值的40.7407%。收敛性检验的结果表明,中部省份在区制I( $p=0.0060$ )和区制II( $p=0.0010$ )以及两区制( $p=0.0000$ )中均呈现

出路径收敛的特征,但是,区制 II ( $p' = 0.2700$ , 绝对收敛)表现出比区制 I ( $p' = 0.0600$ , 条件收敛)以及两区制 ( $p' = 0.0800$ , 条件收敛)更为强烈的收敛性特征。这说明在样本区间内,中部省份农村居民人均消费具有较为明显的收敛趋势。综上所述,在过去的30年中,西部省份的农村居民消费分别具有共同的稳态路径。

最后,我们检验东部10个省份农村居民人均消费路径的敛散性特征,东部省份农村居民人均消费数据随时间变动的轨迹如图5所示,门限变量的时间动态轨迹如图6所示,TAR模型的估计结果和收敛性检验结果

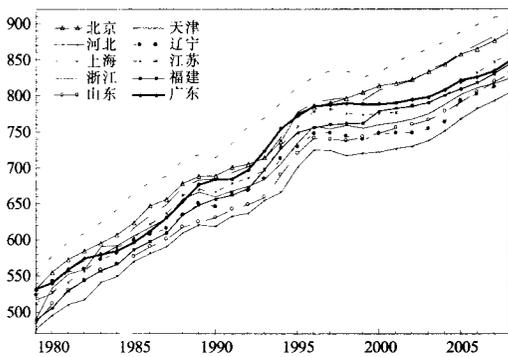


图5 东部省份农村居民人均消费的时间动态轨迹

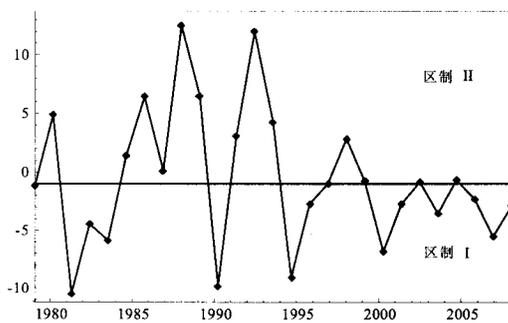


图6 东部省份门限变量的时间动态轨迹

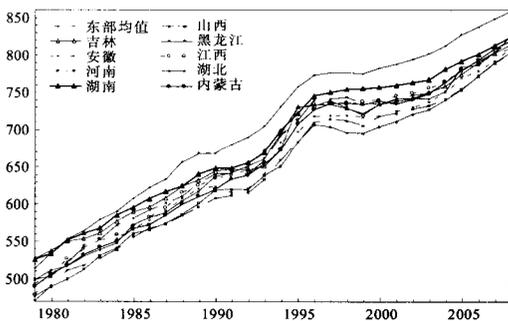


图7 东部省份的均值与中部省份农村居民人均消费的时间动态轨迹

分别在表1中(c)部分给出。

从图5中我们可以看出,我国东部10个省份的农村居民人均消费路径不具有明显的收敛趋势。在如表1中(c)部分所示的TAR模型估计结果中,东部省份在区制 I ( $p = 0.1400$ )和两区制 ( $p = 0.1100$ )中都接受了发散的原假设,只有区制 II ( $p = 0.0010$ )表现出收敛性特征。从图6可以看出,区制 II 主要集中在1979~1999年的时域内,TAR模型的估计结果表明广东被确定为转移变量。可以说在1999年之前的部分年份中,东部省份的农村居民人均消费水平依然表现出较为收敛的特性,其中广东省的农村居民人均消费路径始终处于东部省份的中等消费水平,门限参数  $\lambda/d$  的估计值为  $-0.9974$ ,这说明在区制 II 对应的时期内,广东农村居民人均消费水平不低于东部10个省份的平均消费水平  $0.9974\%$ 。而从2000年开始则是区制 I 占有主导地位,这意味着进入21世纪以来,东部地区各省份的农村居民人均消费路径呈现出较为强烈的发散态势。考虑到东部10个省份的经济发展和消费水平都始终处于我国各省份前列,因此我们将东部10省份农村居民人均消费水平的平均值作为对其他省份收敛性分析的基准与参照,这将在后面的数据检验中涉及。

我们的检验结果发现,在改革开放的30年中,中部和西部省份的农村居民人均消费水平分别具有共同的稳态路径,而东部省份在样本后期则呈现出发散的态势。我们认为中、西部地理区域内部的广大农村地区无论是地理环境,还是制度条件等方面都极其类似,从而可以导致其农村居民的消费行为具有较高的相似性,而东部省份由于地理环境较为复杂,且不同地区具有政策差异,致使其农村居民消费水平呈现发散的态势。

我们将上述分析进行拓展,以期检验东部10个省份农村居民人均消费水平的平均值与中部9个省份的农村居民人均消费数据的共同敛散情况,这10组人均消费数据随时间变动的轨迹如图7所示。可以看出,自20世纪80年代中期开始,东部省份农村居民人均消费水平的平均值呈现出明显的攀升态势,并且与中部省份农村居民人均消费路径的距离逐渐拉大。

在表2所示的TAR模型估计结果和收敛性检验结果  
表2 东部省份均值与中部的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	$\lambda/d$	区制 I (%)	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
湖南	0.1410	55.5556	0.3470	0.0000	0.1600	—	0.0480	—
			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  $\lambda$  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。

中，门限变量为湖南，门限参数值  $\lambda/d$  为 0.1410，即在区制 I 对应的时期，湖南省农村居民人均消费水平高于其他省份的平均农村居民人均消费水平不超过 0.1410%。区制 II ( $p=0.0000, p'=0.0480$ ) 表现出条件收敛的特

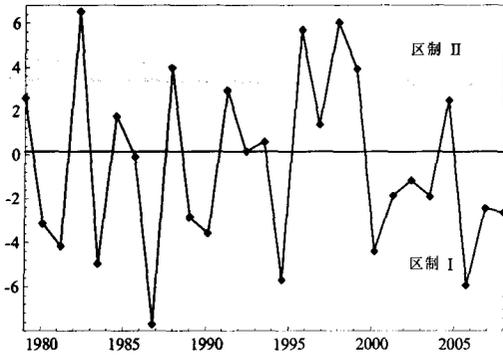


图 8 东部省份的均值与中部省份门限变量的时间动态轨迹

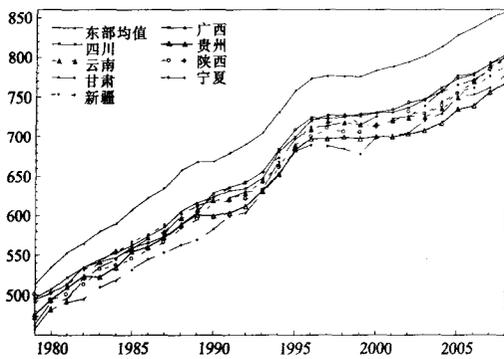


图 9 东部省份的均值与西部省份农村居民人均消费的时间动态轨迹

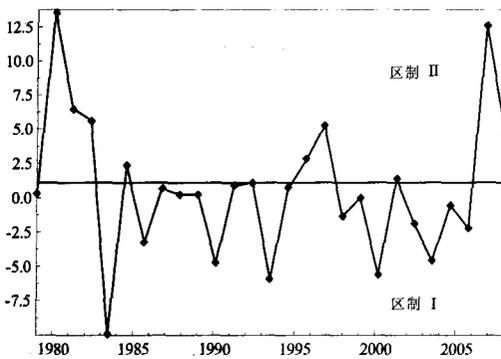


图 10 东部省份的均值与西部省份门限变量的时间动态轨迹

表 3 东部省份均值与西部的 TAR 模型估计以及收敛性检验结果

TAR模型			收敛性检验					
转移变量	$\lambda/d$	区制 I (%)	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
云南	1.1106	62.9630	0.1560	0.3350	0.2540	—	—	—
			全部发散			—	—	—

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  $\lambda$  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。

征，而区制 I ( $p=0.3470$ ) 以及两区制 ( $p=0.1600$ ) 则接受发散的原假设。区制 I 对应观测值占 55.5556%。对应图 8 可以看到，在最近 9 年中区制 I 占主导地位，这说明尤其在近 9 年东部省份与中部省份的农村居民消费路径呈现出明显的发散态势，这也与图 7 中东部省份农村居民人均消费的平均值向上攀升，并与中部省份农村居民消费路径的距离拉大的现象相吻合。

我们将上述分析进一步延伸，来检验东部 10 个省份农村居民人均消费的平均值以及西部 8 个省份的农村居民人均消费数据的共同敛散性，这 9 组农村居民人均消费数据随时间变动的轨迹如图 9 所示。可以看出，东部省份农村居民人均消费的平均值呈现出明显的攀升态势，并且与西部省份农村居民消费路径的距离逐渐拉大。

在表 3 所示的 TAR 模型估计结果和收敛性检验结果中，门限变量为云南，门限参数值  $\lambda/d$  为 1.1106，即在区制 I 对应的时期，云南省农村居民人均消费水平高于其他省份的平均消费水平不超过 1.1106%。但是，无论区制 I ( $p=0.1560$ )、区制 II ( $p=0.3350$ ) 还是两区制 ( $p=0.2540$ ) 都表现出发散的特征。这说明改革开放 30 年来东部省份与西部省份的农村居民消费路径呈发散态势，我国东西部农村居民人均消费产生了明显的差距。对应图 9 也可以看出东部省份农村居民消费的均值自 1979 年开始就与西部省份拉开了距离，并且差距始终处于不断扩大的态势。以上实证分析可以看出，改革开放对我国的经济发展产生了深远的影响，同时改革开放所产生的制度差异也造成了东部与中西部地区间的经济发展和人民生活产生显著差异。

#### 四、我国不同区域农村居民消费敛散性的基本结论及政策启示

本文基于我国省际农村居民人均消费面板数据，运用非线性两区制 TAR 模型检验我国东部、中部和西部不同地区的农村居民消费收敛情况以及区域间的消费差异状况。

我们首先检验了东部、中部和西部 3 个区域内省际农村居民消费路径的收敛情况，从计算结果可以看出，改革开放 30 年中，我国中部和西部农村居民人均消费数据分别体现出较为显著的收敛性特征，我们认为其原因是中西部地区的省份间都具有相类似的地理条件及经济政策环境，致使其农村居民消费发展路径的相似程度较高。而东部地区则具有较为复杂的地理环境，加之东部不同省份所

受政策影响的差异较大,从而导致东部省份农村居民消费路径呈现出发散的特征。随后我们将东部省份的农村居民人均消费均值分别同中部和西部省份的农村居民人均消费数据相结合,检验两组数据的敛散性,以此来判别我国东部与中、西部地区的农村居民消费状况差异。检验结果表明,东部省份均值与中部省份消费路径在部分年份收敛,但在最近10年中,则呈现出较为明显的发散态势,而东部省份均值与西部省份的消费路径在全样本区间内完全发散。这意味着中、西部省份与东部省份农村居民消费路径的差距逐渐拉大。

从本文的实证结果我们可以看出,随着我国改革开放政策的实施,尤其是近几年来我国免除农业税,以及一系列惠农政策出台,使我国农村居民的实际收入有了很大提高,从而农村居民消费水平也随之呈现出普遍大幅上升的趋势。与此同时我们也看到,改革开放30年来,东部省份在较为优越的经济政策扶持下,经济迅猛发展,人民生活水平也得到了极大提高,表现在农村居民消费保持在较高的水平,并持续上升。然而,虽然西部大开发、中部崛起等战略陆续出台,使得中部和西部省份的经济发展水平在一定程度上得到提高,但是相对于东部省份来说,中西部的经济发展不仅起步较晚,而且其经济政策力度也明显较弱,这导致东部和中部,尤其是东部和西部的经济发展产生了巨大的差距,而其消费水平也随之呈现出显著差距。

“三农”问题始终是国计民生的首要问题,农村居民消费水平则真实反映了我国农民的实际生活质量。改革开放30年来,我国城镇居民的生活发生了天翻地覆的变化,凭借环境、政策等优势,东部地区农村居民的生活质量也大幅提高,而我国中西部的广大农村居民却没能充分享受到改革开放所带来的直接成果。从社会福利、政治稳定性等方面考虑,地区间经济发展失衡,从而引起的收入分配地域性差别会影响社会的整体福利水平(沈坤荣、马俊,2002)。而这种地区差异长时间存在和过分拉大也会直接影响到整体经济的增长效率,更不利于资源的有效配置。因此,我们认为要缩小地区

差距,快速提高中、西部地区农村居民消费水平,促进我国经济全面、协调、可持续发展,就应当继续加大对中西部,尤其是对中西部广大农村的政策扶持力度,为中西部农村地区的发展提供优厚的政治经济环境,使中西部地区的农村居民也能真正充分享受到改革开放的硕果。

(作者单位:吉林大学商学院;责任编辑:程淑兰)

#### 参考文献

- (1)蔡昉、都阳:《中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示》,《经济研究》,2000年第10期。
- (2)胡日东、王卓:《收入分配差距、消费需求与转移支付的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,2002年第4期。
- (3)林毅夫、刘明兴:《中国的经济增长收敛与收入分配》,《世界经济》,2003年第8期。
- (4)刘金全、隋建利、闫超:《我国省际经济增长敛散性的定量测度与经验证据——基于1952~2006年数据的分析》,《管理世界》,2009年第10期。
- (5)彭国华:《中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析》,《世界经济》,2005年第9期。
- (6)沈坤荣、马俊:《中国经济增长的“俱乐部趋同”特征及其成因研究》,《经济研究》,2002年第1期。
- (7)吴晓明、吴栋:《我国城镇居民平均消费倾向与收入分配状况关系的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,2007年第5期。
- (8)徐海云、涂雄苓、罗付岩:《我国城镇居民消费结构沿收入梯度的响应——基于对应分析》,《系统工程》,2007年第12期。
- (9)徐现祥、舒元:《物质资本、人力资本与中国地区双峰趋同》,《世界经济》,2005年第1期。
- (10)杨天宇:《中国居民收入分配影响消费需求的实证研究》,《消费经济》,2001年第1期。
- (11)臧旭恒、张继海:《收入分配对中国城镇居民消费需求影响的实证分析》,《经济理论与经济管理》,2005年第6期。
- (12)Beyaert, A. and Camacho, M., 2008, “TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence”, *Review of Development Economics*, Vol. 12, pp. 668~681.
- (13)Chang, Y., 2004, “Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency”, *Journal of Econometrics*, Vol. 120, pp. 263~293.
- (14)Krugman, P., 1990, *Rethinking International Trade*, Cambridge: MIT Press.
- (15)Romer, P., 1986, “Increasing Returns and Long-run Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol. 94, pp. 500~521.
- (16)Romer, P., 1990, “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp. 71~102.
- (17)Tong, H., 1978, “On a Threshold Model”, In *Pattern Recognition And Signal Processing*(C.H. Chen, ed.)pp. 101~141, Sijthoff and Noordhoff, Amsterdam.