

我国不同区域城镇居民消费与收入收敛性的实证研究*

金晓彤 闫超

(吉林大学商学院 吉林长春 130012)

摘 要:不同区域的经济和谐发展已逐渐成为社会各界关注的热点问题。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,检验我国东部、中部和西部三个区域内 28 个省份城镇居民人均消费和收入面板数据的敛散性特征,进而识别和探索我国不同区域城镇居民消费和收入路径的收敛情况以及不同地区的城镇居民消费和收入差异。研究结果发现我国东部省份与中、西部省份的城镇居民消费和收入差距呈现出逐渐扩大的态势,并且城镇居民收入的区域性差异是城镇居民消费区域性差异增大的重要原因。

关键词:面板单位根检验 收敛性 非线性 TAR 模型 bootstrap

一、引 言

如何以一个公平有效的机制来合理分配所得收益是当前我们所面临的关键问题。索洛(Solow, 1956)认为,随着生产要素的自由流动以及科学知识的传播,经济一体化将会自动促进各区域经济发展路径趋于收敛。而罗默(Romer, 1986, 1990)内生经济增长模型以及克鲁格曼(Krugman, 1990)凝聚理论的提出则意味着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。

我国学者蔡昉和都阳(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。金晓彤和闫超(2010)通过对我国东、中、西部农村居民消费路径敛散性的研究发现,我国改革开放以后东部地区的农村居民消费显著快于我国中西部地区,即我国的农村居民消费具有明显的区域失衡现象。

同时,收入与消费的关系一直是相关学者热衷研究的核心问题。无论是凯恩斯的绝对收入假说、杜森贝利的相对收入假说,还是弗里德曼的持久收入假说等等都认为收入是消费水平的主要决定因素。大量实证研究结果也证实了这一观点。徐海云等(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

* 本论文得到国家社会科学基金项目(09BJL056);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);吉林省科技厅软科学项目(362094070531);吉林大学研究生创新项目(20111009);吉林大学科学前沿与交叉学科创新项目(2010JC026)的资助。

明显的影响。吴晓明和吴栋（2007）运用我国 1985 至 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。

有鉴于此，我们试图进一步探讨我国居民消费是否也存在显著的东、中、西部区域性特征，并且消费行为所显示出的区域性差异又是否来源于区域经济发展失衡引致的收入分配非均衡？为了对上述问题进行验证，我们依照贝埃尔和卡马乔（Beyaert and Camacho, 2008）的方法，基于单位根面板数据构建两区制 *TAR* 模型，同时将张（Chang, 2004）的面板数据线性单位根检验方法扩展到该模型的检验中，用以刻画和识别我国东、中、西部不同区域城镇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。

我们基于上述方法，利用我国 1979 年至 2009 年的省际城镇居民消费数据，对我国东部、中部和西部省际城镇居民消费路径的敛散性进行检验。

二、我国不同区域城镇居民消费与收入的收敛性定量测度范式模型

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，由于动态的省际城镇居民消费和收入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城镇居民人均消费和收入的对数面板数据。

（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城镇人均消费与收入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（本文指所研究的省际样本个数）， 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）更适于刻画出省际人均消费与收入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 (或收入), $\bar{c}_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N c_{n,t}$

代表 t 时刻 N 个省份人均消费 (或收入) 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。

本文将童 (Tong, 1978) 提出的 *TAR* 模型做两方面的改进。首先, 为了测度我国省际城镇居民人均消费 (或收入) 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 (或收入) 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 个省份的城镇消费 (或收入) 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 (或收入) 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 (或收入) 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 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。

(二) 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:

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

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

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

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

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

(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省份在特定时间的系数 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_{1b} , 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_{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 $\rho_n' < 0, n=1, \dots, N, i = I, II$ 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,

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

或者,

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

此外,我们注意到在模型 (1) 中,如果基于 $\rho_n' < 0, n=1, \dots, N, i = I, II$ 条件,当 $\delta_n^I = 0$ ($\delta_n^{II} \neq 0$) 且 $\delta_n^{II} \neq 0$ ($\delta_n^I = 0$) 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_{1_0} 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_{1_b} (H_{1_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。

三、我国省际城镇居民消费与收入收敛性的实证检验

我们运用上文提及的方法,基于我国 1978 年至 2009 年 28 个省份的年度城镇居民人均消费和收入对数面板数据,检验我国东部、中部和西部三个区域内城镇居民消费和收入路径的敛散情况以及不同区域间的路径差异。

(一) 数据描述

本文将中国大陆地区的 31 个省级行政单位按照传统地理区域定义划分为东部、中部和西部三个区域(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 1978 年至 2009 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,而西藏城镇人均收入和消费的统计数据均从 1985 年开始,因此我们在计算时将海南、重庆和西藏剔除。文中所涉及的所有程序由 *Gauss 9.0* 以及 *OX* 语言完成。

(二) 我国省际城镇居民人均消费和收入收敛性的实证检验结果

从东部、中部和西部城镇居民消费的三组时间动态轨迹可以看出我国东、中、西三个区域的城镇居民消费分别呈现出较为明显的收敛态势。对应图 1、图 2 以及表 1(a) 中东部城镇居民消费的 *TAR* 模型估计及收敛性检验结果,我们可以发现我国东部城镇居民消费呈现出部分收敛趋势,门限参数的估计值为 -0.8491,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 37.9310%,区制 *II* 对应样本观测值的 62.0690%。而收敛性检验结果为 $p_I = 0.4210$, $p_{II} = 0.0230$, $p_{I,II} = 0.1420$, 并且 $p_{II}' = 0.2740$, 即东部城镇居民消费在区制 *II* 对应时期呈现绝对收敛的特性。

从中部城镇居民消费的时间动态轨迹图以及表 1(b) 中,可以发现我国中部 9 个省份的城镇居民消费水平呈现出完全收敛的态势。图 3 表明我国中部省份的城镇居民消费在 1978 年至 2009 年的样本区间内具有极其相似的时间发展路径。表 1(b) 中的 *TAR* 模型估计及收敛性检验结果 $p_I = 0.0604$, $p_{II} = 0.0080$, $p_{I,II} = 0.0286$, 并且 $p_I' = 0.2880$,

$p_{II}' = 0.0510$, $p_{I,II}' = 0.0690$, 这意味着中部城镇居民消费在区制 I 所对应的样本区域内呈绝对收敛, 区制 II 对应的样本区间呈条件收敛, 同时在两区制样本区间内呈条件收敛, 也就是说, 中部城镇居民消费在全样本区间内完全收敛, 其中门限参数的估计值为 0.0959, 区制 I 对应样本观测值的 51.7241%, 区制 II 对应样本观测值的 48.2759%。

图1 东部省份城镇居民消费的时间动态轨迹

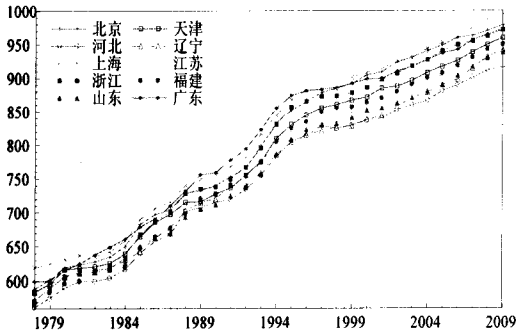


图2 东部省份消费门限变量的时间动态轨迹

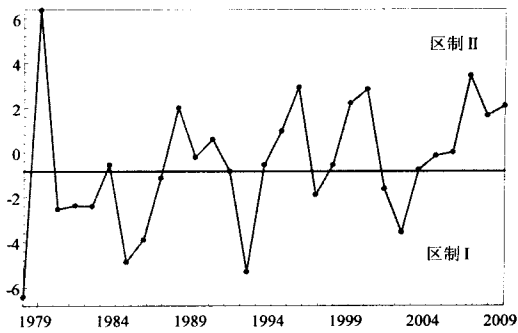


图3 中省份城镇居民消费的时间动态轨迹

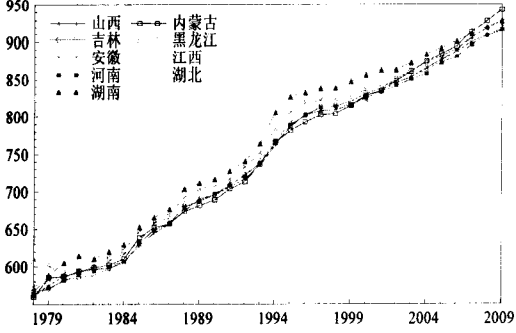


图4 中省份消费门限变量的时间动态轨迹

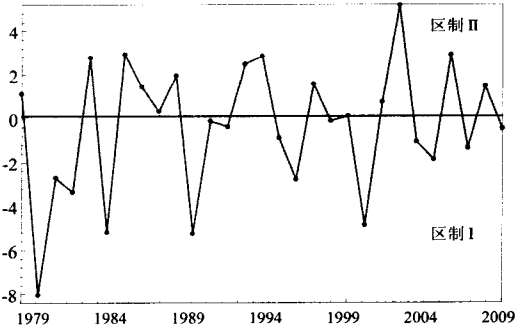


图5 西部省份城镇居民消费的时间动态轨迹

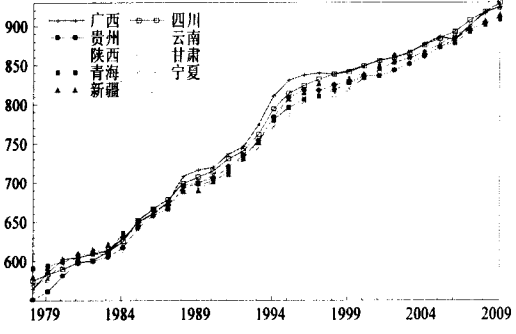


图6 西部省份消费门限变量的时间动态轨迹

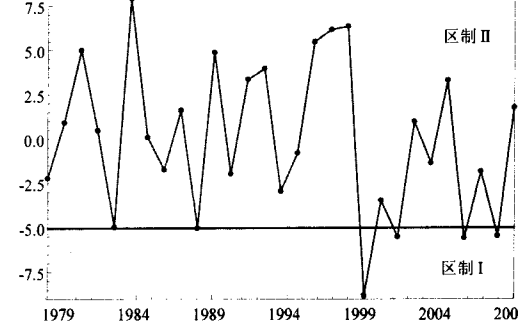


图5中时间动态轨迹同样显示出显著的收敛态势, 西部9个省份城镇居民消费在样本区间内具有相似的动态路径。从表1(c)中可以看出 TAR 模型的门限参数值为 -5.0327, 收敛性检验结果表明在西部省份城镇居民消费的估计值为 $p_I = 0.3800$, $p_{II} = 0.0050$, $p_{I,II} = 0.1600$, 并且 $p_{II}' = 0.6460$, 这说明西部城镇居民消费在区制 II 所对应的样本区间

为绝对收敛。区制 I 对应样本观测值的 13.7931%，区制 II 对应样本观测值的 86.2069%，这也显示出西部城镇居民消费在绝大部分的样本区间内都具有出收敛的特征。通过我们的检验结果可以看出，我国东、中、西部城镇居民消费分别显示出较为强烈的收敛性，这表明我国城镇居民的消费水平具有明显的区域性特征。

表 1 东部、中部和西部消费的 TAR 模型估计以及收敛性检验结果

(a) 东部	TAR 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 I (%)	门限参数值	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
	37.9310	-0.8491	0.4210	0.0230	0.1420	—	0.2740	—
(b) 中部	TAR 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 I (%)	门限参数值	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
	51.7241	0.0959	0.0604	0.0080	0.0286	0.2880	0.0510	0.0690
(c) 西部	TAR 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 I (%)	门限参数值	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
	13.7931	-5.0327	0.3800	0.0050	0.1600	—	0.6460	—

注：显著性水平设为 10%。

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前列，因此我们将东部 10 省的城镇居民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，由此，我们将上述分析进行拓展，以检验东部 10 个省份城镇居民消费水平的平均值与中部省份和西部省份的城镇居民人均消费数据的共同敛散情况，两组消费数据随时间变动的轨迹如图 7 至图 10 所示。

图 7 东部省份均值与中部省份

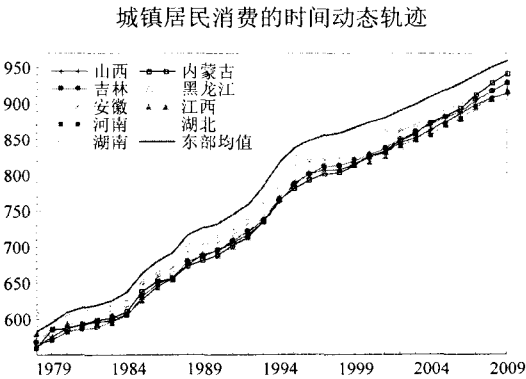


图 8 东部省份均值与中部省份

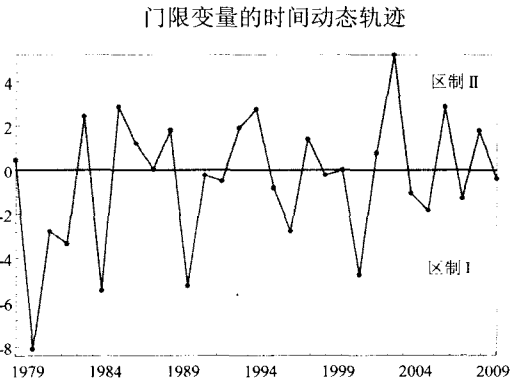


图 9 东部省份均值与西部省份

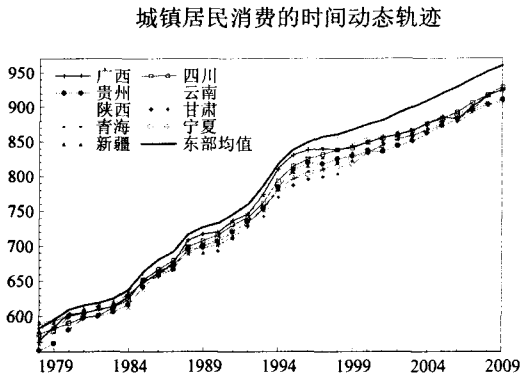
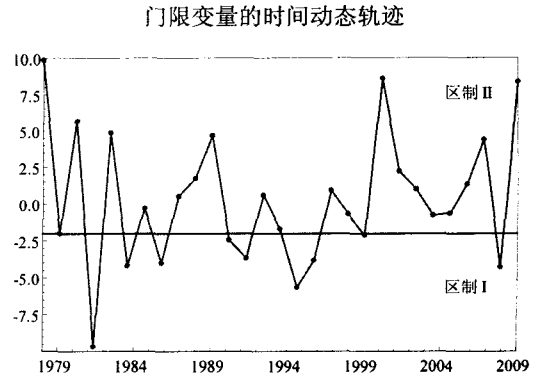


图 10 东部省份均值与西部省份



从图 7 和图 8 中可以看出,我国东部省份城镇居民消费水平的平均值在 1979 年至 2009 年的样本区间内始终高于中部各省份的城镇居民消费水平,并且随着时间推移,东部省份城镇居民消费水平均值与中部省份城镇居民消费水平的距离逐渐增大,尤其是从上世纪末期至样本数据结束,我们可以发现东部与中部省份的城镇居民消费显示出显著的差距。表 2 中东部省份城镇居民消费均值与中部的 TAR 模型估计及收敛性检验也印证了图 7 中所显示的结果。我们可以看到,门限参数值为 0.0299,区制 I 对应的样本区间占总样本的 51.7241%,区制 II 对应的样本区间占总样本的 48.2759%,并且收敛性检验结果表明在东部省份均值与中部省份城镇居民消费的估计值为 $p_I = 0.2610$, $p_{II} = 0.1600$, $p_{I,II} = 0.1750$,即收敛性检验接受发散的原假设,东部省份城镇居民消费水平均值与中部省份城镇居民消费水平呈现出完全发散的态势。

图 9 和图 10 给出了我国东部省份城镇居民消费水平的平均值与西部省份城镇居民消费水平的时间动态轨迹,从图中可以看出东部省份城镇居民消费水平的平均值在样本区间内也始终高于西部各省份的城镇居民消费水平,东部与西部城镇居民消费差距从上世纪九十年代中期开始显著加大,东部省份城镇居民消费水平呈现出显著快速攀升的态势,而西部城镇居民消费水平的增长则较为缓慢。表 2 中东部省份城镇居民消费均值与西部的 TAR 模型估计及收敛性检验结果表明,区制 I 对应时期占总样本区间的 31.0345%,区制 II 对应时期占总样本区间的 68.9655%,门限参数值为 -2.0130,收敛性检验的计算结果为 $p_I = 0.2430$, $p_{II} = 0.1000$, $p_{I,II} = 0.1750$,由此可知,东部省份城镇居民消费水平均值与西部省份城镇居民消费水平依然呈现出完全发散的态势。

表 2 东部省份消费均值与中部和西部的 TAR 模型估计以及收敛性检验结果

中 部	TAR 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 I (%)	门限参数值	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
	51.7241	0.0299	0.2610	0.1600	0.1750	—	—	—
			全部发散			—	—	—

西部	TAR 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 I (%)	门限参数值	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
	31.0345	-2.0130	0.2430	0.1000	0.3490	—	—	—
			全部发散			—	—	—

注：显著性水平设为 10%。

从以上实证结果可以看出，我国城镇居民消费具有显著的区域性特征，即我国东部、中部和西部地区分别呈现出显著的城镇居民消费水平收敛态势。同时，我们将东部省份城镇居民消费水平的平均值作为比较收敛性分析的基准，通过将东部省份城镇居民消费与中部和西部省份的城镇居民消费分别进行收敛性分析发现，我国东部省份城镇居民的消费水平与中部和西部省份的城镇居民消费水平呈现出完全发散的趋势，这反映出我国东部地区城镇居民的消费水平要明显高于中部和西部地区。为了进一步探查我国城镇居民消费水平呈现出区域性差异的原因，我们将研究向城镇居民收入的层面进行拓展，依照上文的实证检验顺序，我们将首先分别检验我国东部、中部和西部地区城镇居民收入的敛散性。

图 11 东部省份城镇居民收入的时间动态轨迹

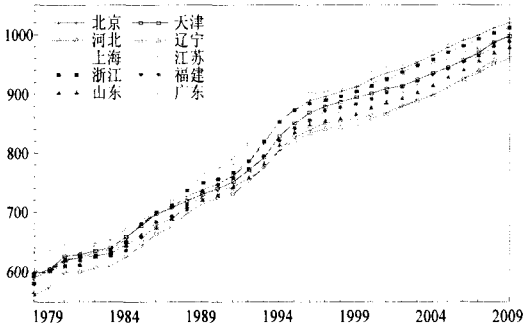


图 12 东部省份收入门限变量的时间动态轨迹

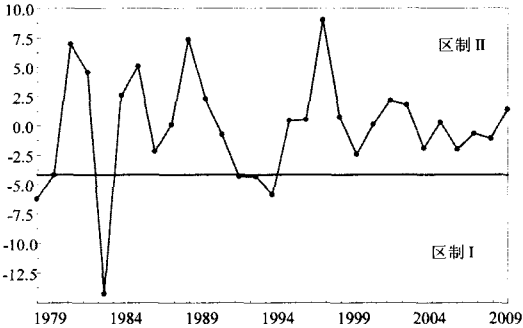


图 13 中部省份城镇居民收入的时间动态轨迹

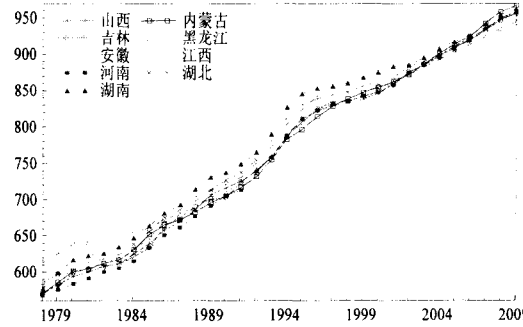


图 14 中部省份收入门限变量的时间动态轨迹

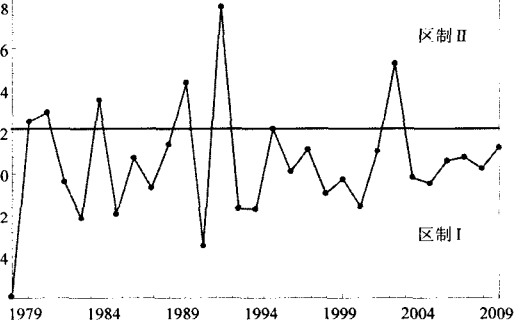


图 15 西部省份城镇居民收入的时间动态轨迹

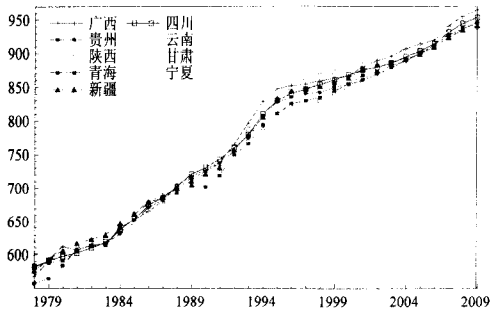
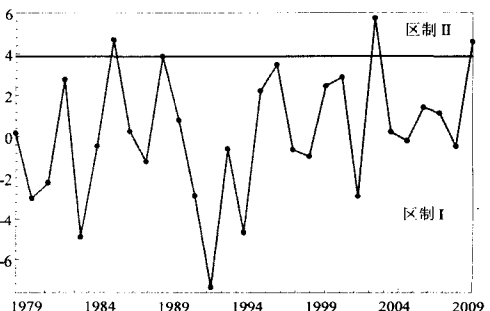


图 16 西部省份收入门限变量的时间动态轨迹



我们从东部、中部和西部城镇居民收入的三组时间动态轨迹可以看出我国东部、中部和西部三个区域的城镇居民收入也分别呈现出明显的收敛态势。对应表 3 (a) 中东部城镇居民收入的 TAR 模型估计及收敛性检验结果, 我们可以发现我国东部城镇居民收入呈现出完全收敛的趋势, 门限参数的估计值为-4.1920, 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 17.2414%, 区制 II 对应样本观测值的 82.7586%, 而收敛性检验结果为 $p_I = 0.0550$, $p_{II} = 0.0590$, $p_{I,II} = 0.0290$, 并且 $p'_I = 0.0250$, $p'_{II} = 0.7190$, $p'_{I,II} = 0.0390$, 这表明我国东部城镇居民收入在区制 I 所对应的样本区域内呈条件收敛, 区制 II 对应的样本区间呈绝对收敛, 同时在两区制样本区间内呈条件收敛, 由于区制 II 对应总样本区间的 82.7586%, 因此可以认为东部省份城镇居民收入在大多数时期呈现出绝对收敛的态势。

表 3 东部、中部和西部收入的 TAR 模型估计以及收敛性检验结果

(a) 东部	TAR 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 I (%)	门限参数值	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
	17.2414	-4.1920	0.0550	0.0590	0.0290	0.0250	0.7190	0.0390
			完全收敛			条件收敛	绝对收敛	条件收敛
(b) 中部	TAR 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 I (%)	门限参数值	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
	75.8621	2.1534	0.0010	0.0210	0.0030	0.9900	0.1580	0.7790
			完全收敛			绝对收敛	绝对收敛	绝对收敛
(c) 西部	TAR 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 I (%)	门限参数值	区制 I	区制 II	两区制	区制 I	区制 II	两区制
	86.2069	3.8803	0.0480	0.4070	0.1100	0.7250	—	—
			部分收敛			绝对收敛	—	—

注：显著性水平设为 10%。

从中部城镇居民收入的时间动态轨迹图以及表 3 (b) 中, 可以发现我国中部 9 个省份的城镇居民收入水平依然呈现出完全收敛的态势。图 13 和图 14 表明我国中部省份的城镇

居民收入在 1978 年至 2009 年的样本区间内具有极强的收敛性。表 3 (b) 中的 TAR 模型估计及收敛性检验结果 $p_I = 0.0010$, $p_{II} = 0.0210$, $p_{I,II} = 0.0030$, 并且 $p_I' = 0.9900$, $p_{II}' = 0.1580$, $p_{I,II}' = 0.7790$, 这意味着中部城镇居民收入在区制 I 和区制 II 所对应的样本区域内均呈绝对收敛态势, 也就是说, 中部城镇居民收入在全样本区间内完全绝对收敛, 其中门限参数的估计值为 2.1534, 区制 I 对应样本观测值的 75.8621%, 区制 II 对应样本观测值的 24.1379%。

图 15 与图 16 中时的间动态轨迹也显示出较为显著的收敛态势, 西部 9 个省份城镇居民收入在样本区间内具有相似的动态路径。从表 3 (c) 中可以看出 TAR 模型的门限参数值为 3.8803, 收敛性检验结果表明在西部省份城镇居民收入的估计值为 $p_I = 0.0480$, $p_{II} = 0.4070$, $p_{I,II} = 0.1100$, 并且 $p_I' = 0.7250$, 这说明西部城镇居民收入在区制 I 所对应的样本区间为绝对收敛。区制 I 对应样本观测值的 86.2069%, 区制 II 对应样本观测值的 13.7931%, 这也显示出西部城镇居民收入在绝大部分的样本区间内都具有收敛的特征。我们的检验结果证实我国东部、中部和西部城镇居民收入分别显示出较为强烈的收敛性, 这表明了我国城镇居民的收入水平也具有明显的区域性特征。

接下来, 我们仍然将东部 10 省的城镇居民收入水平的平均值作为对其他省份收敛性分析的基准, 进一步检验东部 10 个省份城镇居民收入水平的平均值与中部省份和西部省份的城镇居民人均收入数据的共同敛散情况, 两组收入数据随时间变动的轨迹如图 17 至图 20 所示。

图 17 东部省份均值与中部省份

图 18 东部省份均值与中部省份

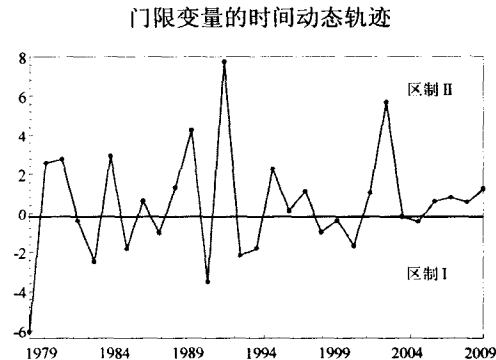
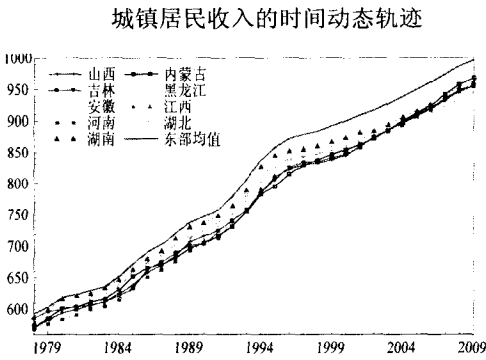
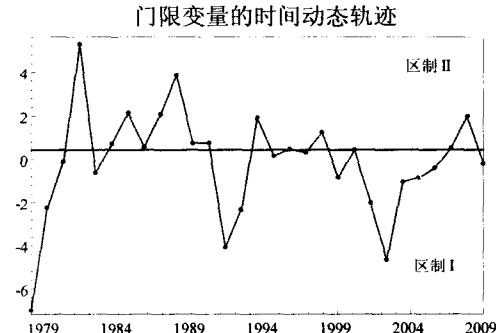
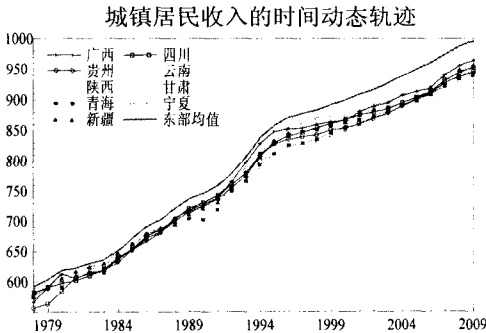


图 19 东部省份均值与西部省份

图 20 东部省份均值与西部省份



从图 17 和图 18 中可以看出,我国东部省份城镇居民收入水平的平均值在 1979 年至 2009 年的样本区间内始终高于中部各省份的城镇居民收入水平,并且东部省份城镇居民收入水平平均值与中部省份城镇居民收入水平的差距逐渐增大,我们可以发现我国东部省份城镇居民收入水平的增长速度显著快于中部省份。表 4 中东部省份城镇居民收入均值与中部的 *TAR* 模型估计及收敛性检验与图 17 中所显示的结果相吻合。*TAR* 模型的门限参数值为 -0.1697, 区制 *I* 对应的样本区间占总样本的 41.3793%, 区制 *II* 对应的样本区间占总样本的 58.6207%, 并且收敛性检验结果表明在东部省份均值与中部省份城镇居民收入的估计值为 $p_I = 0.1150$, $p_{II} = 0.1100$, $p_{I,II} = 0.1140$, 即收敛性检验接受发散的原假设, 东部省份城镇居民收入水平平均值与中部省份城镇居民收入水平呈现出完全发散的态势。

图 19 和图 20 给出了我国东部省份城镇居民收入水平的平均值与西部省份城镇居民收入水平的时间动态轨迹,从图中可以看出东部省份城镇居民收入水平的平均值在样本区间内也始终高于西部各省份的城镇居民收入水平,并且东部与西部城镇居民收入差距从上世纪九十年代中期开始显著加大,东部省份城镇居民收入水平呈现出快速攀升的态势,而西部城镇居民收入水平的增长则较为缓慢。表 4 中东部省份城镇居民收入均值与西部的 *TAR* 模型估计及收敛性检验结果表明,区制 *I* 对应时期占总样本区间的 51.7241%, 区制 *II* 对应时期占总样本区间的 48.2759%, 门限参数值为 0.4351, 收敛性检验的计算结果为 $p_I = 0.3710$, $p_{II} = 0.1500$, $p_{I,II} = 0.3090$, 由此可知,东部省份城镇居民收入水平平均值与西部省份城镇居民收入水平依然呈现出完全发散的态势。

以上实证分析可以看出,在从 1978 年至 2009 年的样本区间内,我国东部、中部和西部地区的城镇居民收入依然分别呈现出显著的区域收敛特性,与城镇居民消费数据相类似,东部省份的城镇居民收入也表现出非常显著的快速攀升趋势,并与中部和西部省份的城镇居民收入产生了较大差距。

表 4 东部省份收入均值与中部和西部的 *TAR* 模型估计以及收敛性检验结果

中 部	<i>TAR</i> 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 <i>I</i> (%)	门限参数值	区制 <i>I</i>	区制 <i>II</i>	两区制	区制 <i>I</i>	区制 <i>II</i>	两区制
	41.3793	-0.1697	0.1150	0.1100	0.1140	—	—	—
			全部发散			—	—	—
西 部	<i>TAR</i> 模型		收敛性检验					
			收敛或发散			绝对收敛或条件收敛		
	区制 <i>I</i> (%)	门限参数值	区制 <i>I</i>	区制 <i>II</i>	两区制	区制 <i>I</i>	区制 <i>II</i>	两区制
	51.7241	0.4351	0.3710	0.1500	0.3090	—	—	—
			全部发散			—	—	—

注: 显著性水平设为 10%。

四、我国省际城镇居民消费与收入收敛性的基本结论及政策启示

本文基于我国 1978 年至 2009 年省际城镇居民人均消费和收入的面板数据,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城镇居民消费和收入的收敛情况以及区域间的差异状况。

从实证检验的结果可以看出,我国城镇居民消费具有显著的区域性特征,即我国东部、中部和西部地区分别呈现出显著的城镇居民消费的区域性收敛态势。我国东部省份的城镇居民消费水平与中部和西部省份的城镇居民消费水平呈现出完全发散的趋势,即我国东部地区的城镇居民消费水平要明显高于中部和西部地区。进一步实证分析结果可以看出,在 1978 年至 2009 年的样本区间内,上述特性依然显著,东部省份的城镇居民收入也表现出非常显著的快速攀升趋势,并与中部和西部省份的城镇居民收入产生了较大差距。

从本文的实证结果可以看到,近十年来,我国中部和西部地区的城镇居民消费水平和收入水平都呈现出快速增长的势头。其中,中部地区城镇居民人均可支配收入由 2000 年的 5164.74 元增加到 2009 年的 14260.97 元,西部地区城镇居民人均可支配收入由 2000 年的 5438.14 元增加到 2009 年的 13512.22 元;中部地区城镇居民人均消费性支出由 2000 年的 4140.61 元增加到 2009 年的 10325.81 元,西部地区城镇居民人均消费性支出由 2000 年的 4487.11 元增加到 2009 年的 9828.14 元。我国东部地区城镇居民人均可支配收入由 2000 年的 8099.03 元增加到 2009 年的 21158.30 元,东部地区城镇居民人均消费性支出由 2000 年的 6320.83 元增加到 2009 年的 14784.78 元,明显高于中部和西部地区。

我国幅员辽阔,人口众多,不同区域间存在着不同的经济发展模式,并在自然资源、经济基础、技术实力、市场状况等方面均具有很大差异,而我国曾长期实行的计划经济体制也形成了不合理的经济结构和产业格局,从而使不同地区的经济发展产生了不平衡的局面,这种差异长时间的存在和过分的拉大都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,从社会福利、政治稳定性方面考虑,地区间经济发展失衡,从而引起的收入分配地域性差别,也会影响社会的整体福利水平(沈坤荣和马俊,2002)。相对而言,我国东部地区已经基本完成了改革任务,形成了强大的自我积累、自我发展、自我扩张的能力,同时又面临新一轮国际资本和高科技产业向我国东部地区转移的重大机遇,因此,东部地区已进入制造业和服务业拉动经济快速增长的时期。而中西部地区则还处在体制转型与经济发展的双重制度变迁过程中,存在体制改革迟缓、市场化发育程度较低,非公有制经济发展滞后的制度劣势,并且中西部地区的经济增长还处在依靠国家对基础设施投资拉动的阶段,自我发展能力较弱。

我们认为深植于自然条件和长期历史积累情况下的区域差异在短时期内难以彻底消除,因此,逐步缩小地区差异,提高中西部地区居民的收入水平和消费水平,就要首先综合考虑东中西部各地区自然、经济、社会特点,建立有利于区域互动、优势互补、相互促进、共同发展的区域新格局,建立起向中西部地区倾斜的区域协调机制,倾斜性地扩大对中西部地区的资金支持力度和政策扶持力度,并且继续加大基础设施建设、生态建设、文

化教育、科技卫生等社会事业的投资和支持，为中西部地区的发展提供良好的政治经济环境，从而带动中西部地区的公平和谐发展，实现“共同富裕”的改革开放目标。

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》[J]，《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》[J]，《数量经济技术经济研究》2002年第4期。
3. 金晓彤、闫超：《我国不同区域农村居民消费：收敛还是发散？》[J]，《管理世界》2010年第3期。
4. 林毅夫、刘明兴：《中国的经济增长收敛与收入分配》[J]，《世界经济》2003年第8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》[J]，《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》[J]，《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》[J]，《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》[J]，《系统工程》2007年第12期。
9. 徐垠祥、舒元：《物质资本、人力资本与中国地区双峰趋同》[J]，《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》[J]，《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》[J]，《经济理论与经济管理》2005年第6期。
12. Beyeart, A. and Camacho, M., 2008, "TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence" [J], Review of Development Economics, No.4, pp: 668 - 681.
13. Chang, Y., 2004, "Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency" [J], Journal of Econometrics, No.120, pp: 263 - 293.
14. Krugman, P., 1990, Rethinking International Trade [M], Cambridge, MIT Press.
15. Romer, P., 1986, "Increasing Returns and Long-Run Growth" [J], Journal of Political Economy, No.94, pp: 500 - 521.
16. Romer, P., 1990, "Endogenous Technological Change" [J], Journal of Political Economy, No. 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.

(ZH)