

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

□刘金全 隋建利 闫超

摘要: 本文通过将门限自回归模型、面板数据的单位根检验以及 bootstrap 模拟计算临界值 3 种方法相结合,运用非线性两区制 TAR 模型检验我国东部、中部和西部 3 个地理区域内 28 个省份人均 GDP 面板数据的实际收敛性特征,进而探察我国不同地区的经济增长路径收敛情况以及不同区域间的经济差异状况。我们发现东部、中部和西部人均 GDP 数据分别具有较为显著的收敛性特征;东部与中部在改革开放以前经济增长路径完全收敛,而自改革开放以来表现出部分收敛的特征;东部与西部在改革开放以前经济增长路径部分收敛,而在改革开放以后则呈现出明显的发散态势,这说明改革开放以后东部省份与中、西部省份的经济增长差距具有扩大趋势。

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

一、引言

改革开放 30 年来,我国实现了经济发展和社会进步的全面起飞和跨越,国民经济实力在整体上得到了明显加强,人民生活水平也得到了显著提高,我国所取得的辉煌成就举世瞩目。然而,随着改革开放的不断深入,我国区域经济增长不平衡问题也日益显露出来。通常情况下,我们认为构成一个稳健经济体的基础是各成员能共同促进经济体的经济增长,但是目前却缺乏一个有效机制用以公平分配所得收益。Solow(1956)认为,随着生产要素的流动以及科学知识的传播,经济一体化会自动促进各区域经济增长路径趋于收敛。然而,Romer(1986, 1990)内生经济增长模型以及 Krugman(1990)凝聚理论的提出,意味着考虑到规模收益等因素,生产要素将集中在较为发达的地区,进而,经济一体化会加剧地区之间的差异。在相关研究中,众多学者基于不同种类的样本数据运用各种检验方法对经济增长路径的收敛性特征进行了深入地探究,例如 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。Tsay(1998)采用多元 TAR 模型研究排除可能存在单位根的样本数据,而 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。

近年来,诸多学者开始关注区域经济增长的收敛性问题。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也存在“俱乐部收敛”迹象;而 Barro(1997)和 Levine(1992)基于极限分析方法(EBA)对较发达国家与较贫穷的非洲国家进行研究,发现发达国家与贫穷国家

* 本研究得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(08JJD790133)、教育部人文社会科学研究应急项目(2009JYJR014)、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)资助。

的经济增长不存在收敛现象;刘金全和隋建利(2009)的研究发现亚洲国家经济增长存在显著的收敛迹象。此外,也有一些学者对我国区域经济增长的收敛性问题进行了研究,但由于所选用的样本区间、采用的变量以及使用的计算方法不同,研究者们得出的结论也不尽相同。大部分研究者的实证结果表明我国经济在一定程度上存在收敛现象。如蔡昉和都阳(2000)、沈坤荣和马俊(2002)以及徐现祥和舒元(2005)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。刘强(2001)利用VAR模型研究了1981~1998年我国省际数据,认为我国地区间经济增长的收敛性具有阶段性和区域性特征。Démurger(2001)基于1985~1999年我国24个省份面板数据的估计结果显示,我国省际经济增长不存在绝对收敛迹象,但存在条件收敛现象。蔡昉等(2001)在新古典增长理论的条件收敛框架下,基于农业劳动生产率的研究发现,我国区域增长具有条件收敛的趋势,并指出劳动力市场扭曲是影响我国地区间经济增长条件收敛的主要因素。Weeks和Yao(2003)采用面板数据分析方法,发现我国经济增长在1953~1978年以及1978~1997年的2个区间内均存在条件收敛趋势。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。汪锋(2006)在新古典经济增长理论框架内,基于面板数据分析方法探究了我国1978~2003年经济发展不平衡的原因,发现我国经济表现出索洛模型的条件收敛现象。然而,也有一些学者的研究结果证实我国在部分年份或部分区域不存在收敛现象,如Raiser(1998)认为我国经济增长在1984~1989年间具有弱收敛现象,而在1985~1992年间则不存在显著收敛迹象。陈安平和李国平(2004)认为在东部和西部内各省经济增长具有收敛趋势,而中部地区内和三大地区间的经济增长却不存在收敛趋势。王志刚(2004)则认为我国在1979~1999年间不存在收敛现象。

在现实的经济运行历程中,任何经济增长路径的收敛过程并非一成不变,其收敛程度会伴随外部条件的变化而改变,并表现出明显的时变性特征。具体而言,只有当某些政治体制或经济条件等因素得到一定程度的满足时,经济增长路径才会体现出收敛性特征,否则将会呈现出发散性特征。更有可能的情形是,经济增长路径的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显现,因此,倘若运用传统线性面板数据模型进行经济增长路径收敛性问题的检验可能将会引致有偏甚至无效的实证结论,而通过构建包含不同区制的门限自回归(Threshold Autoregressive 简称,TAR)模型,则可以有效解决这一问题。有鉴于此,本文参照Beyaert和Camacho(2008)的思想,基于存在单位根的面板数据而构建两区制TAR模型,并将Chang(2004)提出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,从而刻画和识别我国不同地区间经济增长路径的收敛性问题。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收敛性特征。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。

我们运用上文提及的方法,基于1952~2006年我国省际人均GDP年度数据检验我国东部、中部和西部不同地区经济增长路径的收敛性。我们首先检验东部、中部和西部3个区域内经济增长路径收敛情况,随后将东部省份的人均GDP均值分别同中部和西部省份的人均GDP数据相结合,并以1978年改革开放为界限,检验两组数据在不同时域区间内的收敛状况,进而判别我国东部、中部和西部在改革开放前后的经济增长趋势,以此阐明政策倾向性是导致地区差异及城乡二元结构的主要原因,从而加大对中、西部地区的政策扶持力度是缩小地区经济增长差距和加快城乡一体化进程的关键所在。

二、我国省际经济增长收敛性 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经济增长收敛性的模型和方法并给出具体检验过程。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,由于动态的省际经济增长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人均GDP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人均 GDP 面板数据的实际收敛性:

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

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

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(indicator)。而 λ 为门限参数(threshold parameter), z_{t-1} 为转移变量(transition variable), 其所表征的经济学意义具体体现在: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,转移变量的经济增长率相对较低;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,转移变量的经济增长率相对较高。也就是说,门限参数 λ 表示转移变量 z_{t-1} 经济增长速度相对变化的拐点,由此使得模型(1)更适于刻画出省际经济增长路径所具有的不同经济增长模式。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:

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

其中, $y_{n,t} = \log(Y_{n,t}), Y_{n,t}$ 代表第 n 个省份在 t 时刻的人均 GDP, $\bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N y_{n,t}$ 代表 t 时刻 N 个省份人均 GDP 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,为了测度我国省际经济增长的收敛性问题,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经济增长路径的实际收敛

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 个省份的经济增长路径体现出“发散”性特征;当 $0 < -\rho_n^i < 1, n=1, \dots, N, i=I, II$ 时,说明 N 个省份的经济增长路径具有“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 个省份的经济增长路径呈现“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,从经济学角度讲,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 $s_{\hat{\theta}_0}^2 = \frac{1}{T} \hat{\varepsilon}'_{\hat{\theta}_0} \hat{V}_0 \hat{\varepsilon}_{\hat{\theta}_0}$, 其中 $\hat{\varepsilon}_{\hat{\theta}_0}$ 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 $s_{\hat{\theta}_0}^2$ 值的方法而获得 λ, m 和 d 的参数估计值 $\hat{\theta} \equiv [\hat{\lambda}, \hat{m}, \hat{d}] = \arg \min(s_{\hat{\theta}_0}^2)$ 。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收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 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 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 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 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:

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

其中 t_l 和 t_{II} 分别代表与模型(1)中 ρ^I_n 和 ρ^{II}_n 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_l 和 t_{II} , 它们均为左侧检验。如果 t_l (t_{II}) 非常小,即使 t_{II} (t_l) 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_l 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 $t(\hat{\delta}_n^i) = \hat{\delta}_n^i / s_{\hat{\delta}_n^i}, n=1, \dots, N, i=I, II$ 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_{1a} 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 $H_{1b}(H_{1c})$ 时:

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

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

三、我国省际经济增长 敛散性的经验分析

我们运用上文提及的检验方法,基于我国 28 个不同省份的年度人均 GDP 对数面板数据,检验我国东部、中部和西部 3 个区域内省际经济增长路径的收敛情况以及不同区域间的经济差异状况。

(一)数据描述

我们将中国内地的 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、湖南和山西;西部包括:广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆和内蒙古),样本区间为 1952~2006 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,而西藏的GDP统计数据从1978年开始,因此本文在计算时将海南、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)我国省际经济增长敛散性的实证检验结果

作为讨论的起点,我们首先检验东部、中部和西部3个区域内省际经济增长路径的收敛情况,如果能够验证收敛,就可以将不同区域的省份重复进行收敛性检验,从而分析不同区域的经济增长路径差异状况。

首先,我们对东部10个省份经济增长路径的敛散性特征进行检验,图1描绘出东部省份人均GDP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分别在表1中的(a)部分给出。

从图1中我们可以看出,我国东部10个省份的经济增长路径具有明显的收敛性趋向。如表1中(a)部分所示,由区制I过渡到区制II的山东省被确定为转移变量。对应图1可以看出,山东省的人均GDP数据从1952~1967年始终处于东部最底端的位置,而后随着山东经济增长速度的加快,经济增长路径逐渐向东部省份的中等水平靠拢,东部10省也呈现出逐渐收敛的态势。门限参数λ的估计值为-3.2232,意味着在区制I对应的时

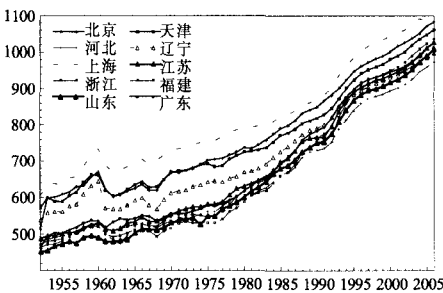


图1 东部省份人均GDP的时间动态轨迹

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) 东	TAR模型				收敛性检验					
	转移变量	d	λ	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
部	山东	1	-3.2232	17.3077	0.0560	0.0600	0.0460	0.2540	0.8100	0.6440
					完全收敛			绝对收敛	绝对收敛	绝对收敛
(b) 中	TAR模型				收敛性检验					
	转移变量	d	λ	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
部	河南	1	0.6029	50	0.0232	0.0000	0.0120	0.0812	0.2380	0.4200
					完全收敛			条件收敛	绝对收敛	绝对收敛
(c) 西	TAR模型				收敛性检验					
	转移变量	d	λ	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
部	宁夏	1	4.0912	76.9231	0.0260	0.0000	0.0040	0.7740	0.1140	0.4260
					完全收敛			绝对收敛	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。

期,山东省人均GDP增长率低于10个东部省份的平均增长率3.2232%(d=1)。东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对应样本中的17.3077%个观测值,区制II对应样本中的82.6923%个观测值。可以看到区制I主要集中在1977年以前,即山东省的经济增长率在1977年之前较东部其他省份略低,而从1978年开始区制II占主导地位,即山东省经济增长速度加快,逐渐与其他东部省份收敛。这也与图1所呈现出的经济增长路径趋势相吻合。收敛性检验的结果表明,东部省份在区制I(p=0.0560)和区制II(p=0.0600)以及两区制(p=0.0460)中均拒绝了路径发散的原假设,此外,区制I(p=0.2540,绝对收敛)和区制II(p=0.8100,绝对收敛)以及两区制(p=0.6440,绝对收敛)都表现出强烈的收敛性特征。综上所述,在过去的50多年中,东部省份经济增长具有共同的稳态路径。考虑到东部10个省份的经济发展始终处于我国内地各省的领先水平,尤其是在实施改革开放政策以后,东部地区率先实现了经济发展的腾飞,因此我们将东部10省人均GDP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。

接下来,我们检验中部8个省份经济增长路径的敛散性特征,中部人均GDP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河南省被确定为转移变量。对应图3可以看到我国中部8个省份的经济增长路径也呈现出显著的收敛性态势,其中河南省的人均GDP数据从1955~1979年始终处于最底端的位置,随后河南的经济增长路径逐渐向中部其他省

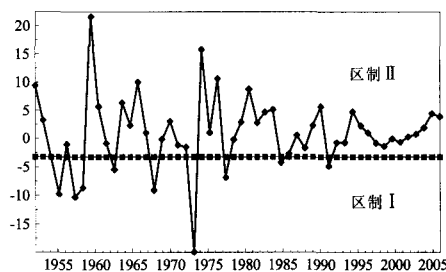


图2 东部省份门限变量的时间动态轨迹

份收敛。河南省的人均 GDP 数据随时间推移其波动范围相对最大,换句话说,可以将河南省作为中部省份中收敛过程最为显著的代表,这也与其确定为转移变量的结果相一致。门限参数的估计值为

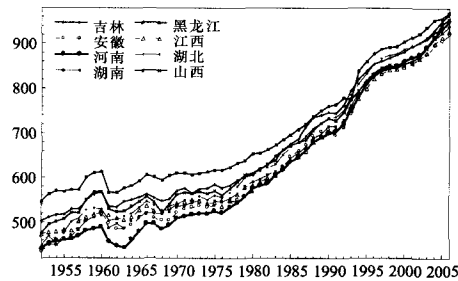


图3 中部省份人均 GDP 的时间动态轨迹

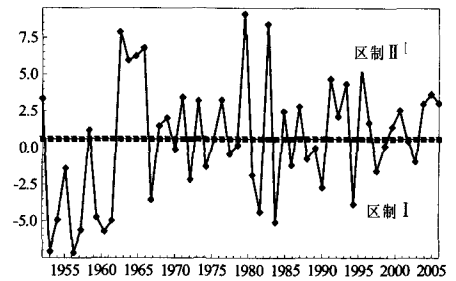


图4 中部省份门限变量的时间动态轨迹

0.6029, 这说明在区制 I 对应的时期,河南省人均 GDP 增长率高于中部 8 个省份的平均增长率不超过 0.6029% ($d=1$), 即区制 II 对应的时期,河南省人均 GDP 增长率高于中部 8 个省份的平均增长率 0.6029% 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 对应样本中的 50% 个观测值。由于区制 I 和区制 II 各占 50%, 我们认为河南在样本区间内绝大部分时间具有略高于中部其他省份的经济增长速度。收敛性检验的结果表明, 中部省份在区制 I ($p=0.0232$) 和区制 II ($p=0.0000$) 以及两区制 ($p=0.0120$) 中均呈现出路径收敛的特征, 但是, 区制 II ($p=0.2380$, 绝对收敛) 以及两区制 ($p=0.4200$, 绝对收敛) 表现出比区制 I ($p=0.0812$, 条件收敛) 更为强烈的收敛性特征。这说明在样本区间内, 中部省份经济增长具有较为明显的收敛趋势, 但收敛强度较东部地区略低。

最后, 我们检验西部 10 个省份经济增长路径的敛散性特征, 西部省份人均 GDP 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分别在表 1 中 (c) 部分给出。

从图 5 中我们可以看出, 我国西部 10 个省份的经济增长路径具有较为明显的收敛趋势。在如表 1 中 (c) 部分所示的 TAR 模型估计结果中, 宁夏被确定为转移变量。对应图 5 可以看到宁夏的人均 GDP 数据从 1952 年开始处于西部 10 个省份的中等水平, 然后逐渐上升, 在 1975 年前后一度达到了西部人均 GDP 的最大值, 随着其他西部省份的经

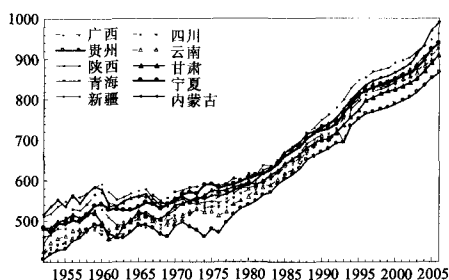


图5 西部省份人均 GDP 的时间动态轨迹

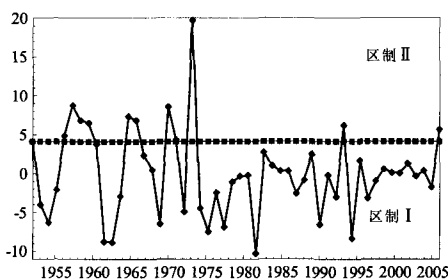


图6 西部省份门限变量的时间动态轨迹

济增长, 宁夏又逐渐回到西部的中等发展水平。可以说相对于其他西部省份, 宁夏的波动范围最大。西部地区门限参数的估计值为 4.0912, 这意味着在区制 I 对应的时期, 宁夏人均 GDP 增长率高于西部省份的平均增长率不超过 4.0912% ($d=1$), 即区制 II 对应的时期, 宁夏人均 GDP 增长率高于西部省份的平均增长率 4.0912% 以上。如图 6 所示, 区制 II 主要集中在 1973 年之前, 与图 5 相对应, 即为宁夏从西部的中等水平逐渐发展到西部人均 GDP 最大值的时期, 占总样本的 23.0769%。收敛性检验的结果表明, 西部省份在区制 I ($p=0.0260$) 和区制 II ($p=0.0000$) 以及两区制 ($p=0.0040$) 中都拒绝了发散的原假设, 此外, 区制 I ($p=0.7740$, 绝对收敛)、区制 II ($p=0.1140$, 绝对收敛) 以及两区制 ($p=0.4260$, 绝对收敛) 都表现出强烈的收敛性特征。可以说在过去的 50 多年中, 西部省份经济增长也具有共同的稳态路径。我们认为东、中、西三大地理区域内部无论是地理环境, 还是制度条件等方面都极其类似, 从而可以导致其经济发展具有较高的相似性。我们的研究也印证了这 3 个地区在 1952~2006 年间, 都分别具有收敛的经济增长路径。

我们将上述分析进行拓展, 以期检验东部 10 个省份人均 GDP 的平均值与中部 8 个省份的人均 GDP 数据的共同敛散情况, 这 9 组人均 GDP 数据随时间变动的轨迹如图 7 所示。可以看出, 自 20 世纪 70 年代末开始, 东部省份人均 GDP 的平均值呈现出明显的攀升态势, 并且与中部省份经济增长路

径的距离逐渐拉大。随着 1978 年改革开放政策的实施, 我国的经济发展和生活都发生了翻天覆地的变化, 尤其是在政府大力扶持下的东部省份, 经济取得了迅猛发展。我们在此以 1978 年改革开放为界限, 首先分别检验 1952~

1977年和1978~2006年改革开放前后的两个时域内,东部10省人均GDP均值与中部8省的经济增长路径敛散性。

在表2所示的TAR模型估计结果和收敛性检验结果中,2个时域内的门限变量均为安徽。在1952~1977年的时域内,门限参数值 λ 为0.4189,即在区制I对应的时期,安徽省人均GDP增长率高于其他省份的平均增长率不超过0.4189%($d=1$)。区制I对应观测值占52.1739%,此时,无论区制I($p=0.0120$)、区制II($p=0.0000$)还是两区制($p=0.0020$)都表现出显著的收敛性特征。而区制II($p=0.8040$,绝对收敛)以及两区制($p=0.1300$,绝对收敛)的收敛性要强于区制I($p=0.0360$,条件收敛)。这表明在1952~1977年的时域内,虽然东部省份人均GDP的平均值与中部省份人均GDP数据相比略高,但东部省份平均值与中部省份的经济增长仍然具有共同的稳态路径。在1978~2006年的时域内,门限参数值 λ 为1.6215,即在区制I对应的时期,安徽省人均GDP增长率高于其他省份的平均增长率不超过1.6215%($d=1$)。此时,区制II($p=0.0020$, $p=0.1060$)表现出绝对收敛的特征,而区制I($p=0.3640$)以及两区制($p=0.6200$)则接受发散的原假设。区制I对应观测值占69.2308%,对应图9可以看到,在最近10年区制I占主导地位,这说明尤其在近10年东部省份与中部省份的经济增长路径呈现出明显的发散态势,这也与图7中东部省份人均GDP的平均值向上攀升,并与中部省份经济增长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个省份人均GDP的平均值以及西部10个省份的人均GDP数据的共同敛散性,这11组人均GDP数据随时间变动的轨迹如图10所示。可以看出,自20世纪70年代末开始,东部省份人均GDP的平均值呈现出明显的攀升态势,并且与西部省份经济增长路径的距离逐渐拉大。我们仍然以1978年改革开放为界限,分别检验1952~1977年和1978~2006年2个时域内,东部10省均值与西部10省的经济增长路径敛散性。

在表3所示的TAR模型估计结

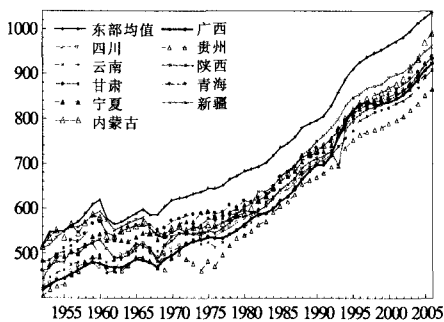


图10 东部省份的均值与西部省份人均GDP的时间动态轨迹

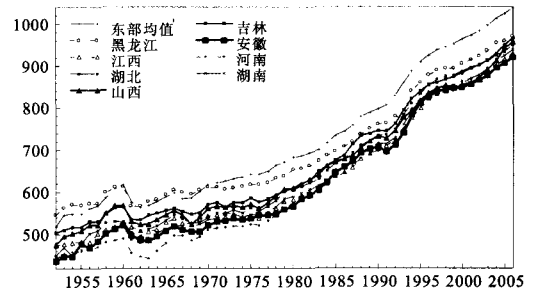


图7 东部省份的均值与中部省份人均GDP的时间动态轨迹

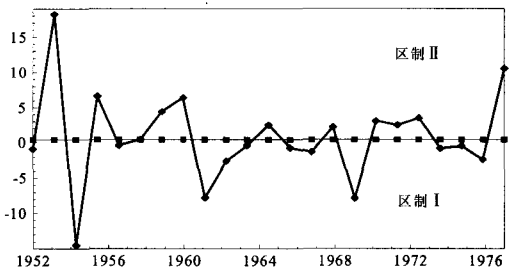


图8 1952~1977年东部省份的均值与中部省份门限变量的时间动态轨迹

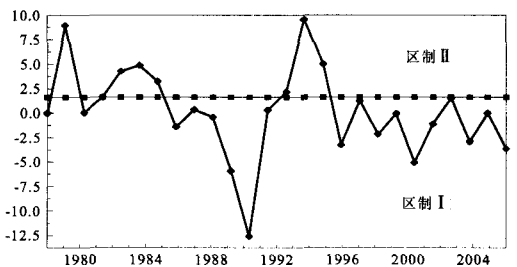


图9 1978~2006年东部省份的均值与中部省份门限变量的时间动态轨迹

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

1952-1977	TAR模型				收敛性检验								
	转移变量	d	λ	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			
安徽	1	0.4189	52.1739	0.0120	0.0000	0.0020	0.0360	0.8040	0.1300	完全收敛	条件收敛	绝对收敛	绝对收敛
1978-2006	TAR模型				收敛性检验								
	转移变量	d	λ	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			
安徽	1	1.6215	69.2308	0.3640	0.0020	0.6200	—	0.1060	—	仅区制II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。

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

1952-1977	TAR模型				收敛性检验								
	转移变量	d	λ	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			
广西	1	-0.3898	39.1304	0.3440	0.0000	0.1400	—	0.5840	—	仅区制II收敛	—	绝对收敛	—
1978-2006	TAR模型				收敛性检验								
	转移变量	d	λ	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			
广西	1	0.72	61.5385	0.8380	0.1100	0.1560	—	—	—	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 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。

果和收敛性检验结果中,2个时域内的门限变量均为广西,在1952~1977年的时域内,门限参数值为-0.3898,即在区制I对应的时期,广西省人均GDP增长率低于

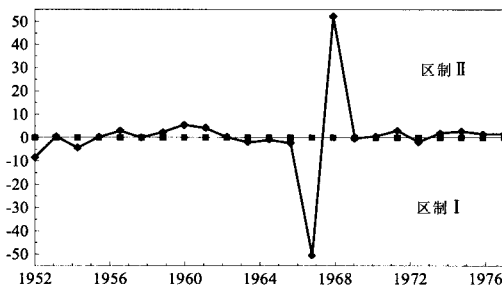


图 11 1952~1977 年东部省份的均值与西部省份门限变量的时间动态轨迹

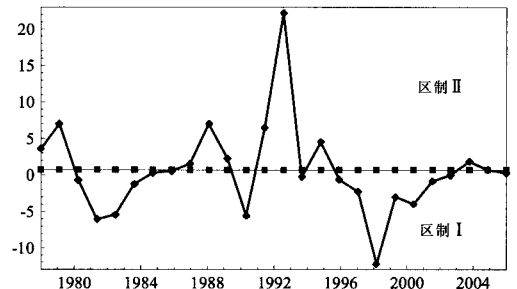


图 12 1978~2006 年东部省份的均值与西部省份门限变量的时间动态轨迹

其他省份的平均增长率 0.3898% ($d=1$)。此时,区制 II ($p=0.000, p=0.5840$) 表现出绝对收敛的特征,并占全样本观测值的 60.8696%。这表明在 1952~1977 年的时域内,虽然东部省份人均 GDP 的平均值与西部省份人均 GDP 数据相比略高,但东部省份平均值与西部省份的经济增长也具有大体相似的稳态路径。在 1978~2006 年的时域内,门限参数值为 0.7200,即在区制 I 对应的时期,广西省人均 GDP 增长率高于其他省份的平均增长率不超过 0.7200% ($d=1$)。但是,在 1978 年以后的时域内,无论区制 I ($p=0.8380$)、区制 II ($p=0.1100$) 还是两区制 ($p=0.1560$) 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经济增长路径呈发散态势,我国东西部经济增长产生了明显的差距。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重大而深远的影响,同时改革开放所产生的制度差异也造成了地区间的经济发展失衡,使市场化程度及开放水平较高的东部地区与广大中、西部地区的经济发展产生了差距,这也是我国市场化进程中亟待解决的问题。

四、我国省际经济增长敛散性的基本结论及政策启示

本文基于我国省际年度人均 GDP 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经济增长路径收敛情况以及区域间的经济差异状况。当人均 GDP 序列中存在单位根时,说明多个省份的面板数据路径发散,而当人均 GDP 序列不存在单位根时,意味着所有省份的经济增长路径收敛。因此,可以通过检验面板数据的平稳性特征判断经济增长路径的敛散性。

我们首先检验东部、中部和西部 3 个区域内省际经济增长路径收敛情况,从计算结果可以看出,在过去的 50 多年中,东部、中部和西部人均 GDP 数

据分别具有较为显著的收敛性特征,这是因为每个区域的省份间都具有相类似的地理条件及经济政策环境,致使其发展路径的收敛程度较高。随后我们将东部省份的人均 GDP 均值分别同中部和西部省份的人均 GDP 数据相结合,并以 1978 年改革开放为界限,检验两组数据在改革开放前后不同时域区间内的敛散状况,进而判别我国东部、中部和西部在改革开放前后的经济增长趋势。检验结果表明,东部省份均值与中部省份在 1952~1977 年的时域内,经济增长路径完全收敛,在 1978~2006 年的时域内,经济增长路径只在部分年份收敛;东部省份均值与西部省份在 1952~1977 年的时域内,经济增长路径在部分年份收敛,在 1978~2006 年的时域内,东部省份均值与西部省份的经济增长路径完全发散。这意味着中、西部省份自 20 世纪 70 年代末开始与东部沿海省份的差距逐渐拉大。

我们认为地理环境、产业结构、对外开放程度以及政策支持等都是对经济增长路径产生影响的重要因素。从检验结果可以看出,虽然由于地理条件等因素,致使东部和西部的经济增长存在差距,但总体上讲,在改革开放之前的 20 多年中,东部、中部和西部的经济增长路径较为相似。但是自 20 世纪 70 年代末开始,随着我国改革开放政策的实施,东部省份在较为优厚的经济政策扶持下,经济得到了迅猛发展。与此同时,虽然中部崛起、西部大开发等战略陆续出台,使得中部和西部省份的经济增长在一定程度上有所改善,但由于起步较晚,相对于东部的经济政策力度也较弱,从而导致东部和中部,尤其是东部和西部的经济增长水平产生了巨大的差距。

此外,我国地域辽阔、人口众多,地区差异必然存在。而这种差异长时间的存在和过分的拉大会直接影响到整体经济的效率,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、马俊,2002)。尤其是我国大部分农村人口主要集中在中部和西部地区,这种地区差异也在某种程度上表征了我国的城乡二元格局态势。近些年来,这种城乡差异的矛盾已有不同程度的表露。改革开放30年来,城镇居民的生活水平发生了翻天覆地的变化,而大部分农村人口却没能充分享受到改革开放所带来的直接成果,因此,缩小地区差距、加速和完善城乡一体化已逐渐被普遍关注和认同。蔡昉和都阳(2000)也认为要实现地区间经济增长的趋同,首先要做到政策的趋同。改变长期形成的城乡二元经济结构,实现城乡政策平等、产业互补、待遇一致,让农民享受到与城镇居民同样的实惠,使整个城乡经济社会全面、协调、可持续发展是一项重大而深刻的社会变革。我们认为要快速提高中、西部省份的经济增长速度,促进我国经济全面发展进程,就应当继续加大对中、西部,尤其是广大农村的政策扶持力度,积极完善和提高农村医疗、教育、社会保障等制度,加快中、西部地区产业结构调整,继续依靠科技进步促进农业增产、农民增收。为中、西部地区,尤其是农村地区的发展创造良好的经济和政治环境将有利于缩小地区差异,真正实现“先富带动后富,最终实现共同富裕”的改革开放目标。

(作者单位:吉林大学数量经济研究中心;责任编辑:蒋东生)

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)蔡昉、王德文、都阳:《劳动力市场扭曲对区域差距的影响》,《中国社会科学》,2001年第2期。
- (3)陈安平、李国平:《中国地区经济增长的收敛性:时间序列的经验研究》,《数量经济技术经济研究》,2004年第11期。
- (4)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。
- (5)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。
- (6)刘强:《中国经济增长的收敛性分析》,《经济研究》,2001年第1期。
- (7)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。
- (8)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。
- (9)汪锋:《企业市场化、对外开放与中国经济增长条件收敛》,《世界经济》,2006年第6期。
- (10)王志刚:《质疑我国经济增长的条件收敛性》,《管理世界》,2004年第4期。
- (11)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。
- (12)Barro, R. and Sala-i-Martin, X., 1992, “Convergence”, *Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp. 223-251.
- (13)Barro, R., 1997, *Determinants of Economic Growth: A Cross Country Empirical Study*, Cambridge Mass: The MIT Press.
- (14)Beyaert, A. and Camacho, M., 2008, “TAR Panel Unit Root Tests and Real Convergence”, *Review of Development Economics*, Vol. 12, pp. 668-681.
- (15)Caner, M. and Hansen, B., 2001, “Threshold Autoregression with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 69, pp. 1555-1596.
- (16)Chang, Y., 2004, “Bootstrap Unit Root Tests in Panels with Cross-Sectional Dependency”, *Journal of Econometrics*, Vol. 120, pp. 263-293.
- (17)Démurger, S., 2001, “Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China?”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 29, pp. 95-117.
- (18)Evans, P., 1998, “Using Panel Data to Evaluate Growth Theories”, *International Economic Review*, Vol. 39, pp. 295-306.
- (19)Hoeffler, E., 2002, “the Augmented Solow Model and the African Growth Debate”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 64, pp. 135-157.
- (20)Krugman, P., 1990, *Rethinking International Trade*, Cambridge: MIT Press.
- (21)Levine, R. and Renelt, D., 1992, “A Sensitivity Analysis of Cross Country Growth Regressions”, *American Economic Review*, Vol. 82, pp.218-223.
- (22)Raiser, M., 1998, “Subsidising Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence across Chinese Provinces”, *Journal of Development Studies*, Vol. 34, pp.1-26.
- (23)Romer, P., 1986, “Increasing Returns and Long-run Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol. 94, pp. 00-521.
- (24)Romer, P., 1990, “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, pp. 71-102.
- (25)Sala-i-Martin, X., 1997, “I Just Ran Two Million Regressions”, *American Economic Review*, Vol. 87, pp.221-253.
- (26)Solow, R., 1956, “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, pp. 65-94.
- (27)Tong, H., 1978, “On a Threshold Model”, In *Pattern Recognition And Signal Processing*(C.H. Chen, ed.), Sijthoff and Noordhoff, Amsterdam, pp. 101-141.
- (28)Tsay, R., 1998, “Testing and Modeling Multivariate Threshold Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 93, pp. 1188-1202.
- (29)Weeks, M. and Yao, J., 2003, “Provincial Conditional Income Convergence in China, 1953-1997: A Panel Data Approach”, *Econometric Reviews*, Vol. 22, pp.59-77.