

基于STAR模型初步分析我国大宗商品价格指数的非线性特征

唐春玉

四川大学经济学院, 四川 成都

收稿日期: 2023年3月7日; 录用日期: 2023年5月12日; 发布日期: 2023年5月19日

摘要

本文通过平滑转移自回归(STAR)模型, 初步分析我国大宗商品价格波动的非线性调整特征, 实现从线性到非线性的逐步实证检验以建立ESTAR模型, 描述了大宗商品价格机制转换的速度、滞后期和门限值等, 充分反映了大宗商品动态调整过程的非线性变化特征, 为有关部门稳定大宗商品价格提供相关指标的参考。

关键词

ESTAR, 非线性特征, 大宗商品价格

Preliminary Analysis of Non-Linear Characteristics of China's Commodity Price Index Based on STAR Model

Chunyu Tang

School of Economics, Sichuan University, Chengdu Sichuan

Received: Mar. 7th, 2023; accepted: May 12th, 2023; published: May 19th, 2023

Abstract

In this paper, through the smoothed transfer autoregressive (STAR) model, we initially analyze the nonlinear adjustment characteristics of China's commodity price fluctuations, realize the step-by-step empirical test from linear to nonlinear to establish the ESTAR model, describe the speed, lag period and threshold value of commodity price mechanism conversion, etc., fully reflect

the nonlinear change characteristics of the dynamic adjustment process of commodities. It provides a reference of relevant indicators for the relevant departments to stabilize commodity prices.

Keywords

ESTAR, Nonlinear Characteristics, Commodity Prices

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

大宗商品是我国产业链的重要战略资源，是产业链的上游产品，是流通领域的非零售产品，我国大宗商品现货主要包含九大类，即能源、农副产品、钢铁、矿产、橡胶、有色金属、油料油脂、牲畜、食糖，共涵盖了 26 种大宗商品现货。我国是全球最大的大宗商品资源进口国，大宗商品对外依存度较高，但在大宗商品的国际话语权和定价权方面还有很大的进步空间，议价能力不足，常常只能被动接受大宗商品价格的攀升或暴跌，因而国际大宗商品价格的剧烈波动也会导致我国大宗商品价格跟着波动，例如在 2008 年全球金融危机后，国外大宗商品经历了暴涨暴跌，其价格泡沫的膨胀和破灭等趋势对我国大宗商品市场的走势也产生了明显的冲击，甚至短期内会出现“过度波动”的现象(郭文伟, 2022) [1]，此时，政府也会对不合理的大宗商品价格波动进行适当地调控，稳定市场价格，施行相应的政策手段防止大宗商品价格的攀升。总体来看，主要有市场供求、实际经济因素、宏观经济政策等因素影响了大宗商品价格的波动，因而大宗商品价格的波动因为所含种类的多样性以及影响因素的多样性而具有复杂性(韩立岩等, 2012) [2]。

传统的线性模型无法准确地描述经济变量的动态调整行为，因而许多学者使用非线性的方法对经济行为进行刻画，王书平等(2017) [3]考虑结构突变对大宗商品价格波动的影响，本文主要探讨的非线性模型是平滑转移自回归模型，其中机制的转换是连续且平滑的，与门限自回归模型和马尔科夫机制转换模型相比，其克服了机制转移由外生因素决定和导致机制转换的阈值不可直接观测获得的弊端，更加符合经济变量实际转换的特征。

已有学者使用 STAR 模型研究价格等波动因素，周锦等(2014) [4]研究大白菜、黄瓜、四季豆等大宗蔬菜价格波动的非线性动态特征；危黎黎等(2014) [5]研究人民币汇率的非线性特征；以及毛学峰等(2009) [6]研究我国生猪市场价格动态变化规律。本文同样采用 STAR 模型对我国大宗商品价格指数 CCPI 的波动特征进行研究，实证表明 CCPI 的动态调整过程确实存在非线性变化，借助拟合相应的 ESTAR 模型，初步量化 CCPI 的动态变化过程，估计初步的转换变量以及门限值，为相关部门在必要时对大宗商品价格进行调控以稳定市场价格提供相关的参考指标。

2. 理论模型

(一) STAR 理论模型

平滑转移自回归模型(Smooth Transition Autoregressive Process, STAR)主要用于非线性时间序列的研究。STAR 模型的基本形式(Terasvirta *et al.*, 1992) [7]为：

$$y_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} y_{t-j} [1 - F(s_t, \gamma, c)] + \alpha_{20} + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j} y_{t-j} \times F(s_t, \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 $F(s_t, \gamma, c)$ 为转移函数, 值域为 $[0, 1]$ 的连续函数, s_t 为转移变量, c 为门限值, γ 为转移速度。转移函数有两种形式, 使得 STAR 模型也分为两种, 一是对称变化的 ESTAR 模型(exponential smooth transition autoregressive model), 二是非对称变化的 LSTAR 模型(logistic smooth transition autoregressive model)。其中 ESTAR 模型中, 指数形式的转移函数为:

$$F(s_t, \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\}, \gamma > 0 \quad (2)$$

LSTAR 模型中, 对数形式的转移函数为:

$$F(s_t, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}}, \gamma > 0 \quad (3)$$

(二) STAR 模型拟合的步骤如下:

下文将详细介绍具体的模型拟合步骤(van Dijk *et al.*, 2002) [8]。

第一步: 确定最优滞后阶数 p , 拟合一个恰当的线性自回归模型 $AR(p)$

确定最优滞后阶数 p 并拟合相应的线性模型, 并检验该线性模型是否还存在非线性部分, 若存在非线性部分则意味着线性模型不能充分描述 CCPI 序列变化过程的非线性动态特征, 因此有必要进行对其进行线性检验并进一步更符合其变化特征的非线性模型。

第二步: 根据线性检验和序贯检验确定转移变量 S_t 和转换函数 $F(S_t; \gamma; c)$ 的形式

线性检验主要是借助于检验辅助回归方程系数是否显著为零, Terasvirta (1994) [9]采用三阶泰勒展开式得到辅助回归方程, 可以避免模型的不可识别问题, 如下:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p (\beta_{1j} y_{t-j} + \beta_{2j} y_{t-j} s_t + \beta_{3j} y_{t-j} s_t^2 + \beta_{4j} y_{t-j} s_t^3) + u_t \quad (4)$$

由上, 线性检验的原假设为 $H_0: \beta_{2j} = \beta_{3j} = \beta_{4j} = 0$, 若拒绝原假设则意味着模型含有非线性部分, 同时可以下列序贯检验选择转移函数的形式:

$$H_{03}: \beta_{4j} = 0$$

$$H_{02}: \beta_{3j} = 0 | \beta_{4j} = 0$$

$$H_{01}: \beta_{2j} = 0 | \beta_{3j} = \beta_{4j} = 0$$

根据上述方程, 可以计算 LM 统计量以及其对于的 p 值, 其中 LM 统计量的具体计算式为:

$$LM_1 = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/3p}{SSR_1/(N - 4p - 1)}, \text{ 服从 } F \text{ 分布, 或者 } LM_2 = \frac{N * (SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}, \text{ 服从 } \chi^2 \text{ 分布。在某一转移变量}$$

下, 若 H_{02} 检验统计量对应的 p 值最小, 则意味着应建立 ESTAR 模型, 反之, 若 H_{01} 或 H_{03} 检验统计量对应的 p 值最小, 则应该建立 LSATR 模型, 并且该变量即可确定为转移变量, 转移变量可以从因变量的滞后项或差分滞后项中筛选。

第三步: 拟合两区制 STAR 模型

根据上述确定的最优滞后阶数 p , 转移变量 s_t 和转移函数形式等条件, 采用非线性最小二乘法拟合两区制的 STAR 模型。

(三) 数据来源及处理

中国国际电子商务网站发布的反应中国大宗商品现货市场价格走势的中国大宗商品价格指数(China Commodity Price Index, CCPI)¹, 涵盖了能源、钢铁、矿产品、有色金属、橡胶、农产品、牲畜、油料油

¹资料来源: 中国国际电子商务网(<https://www.ec.com.cn/index.shtml>)。

脂、食糖等 9 大类别 26 种商品, CCPI 是以 2006 年 6 月为基期, 利用加权平均法计算的定基指数。本文采用 2006 年 7 月至 2022 年 9 月 CCPI 的周度数据, 并整理成月度数据, 共 195 个样本数据。

定基的 CCPI 月度数据经过 Census X-12 方法进行季节调整后再调整成月度环比的大宗商品价格指数 g_t , 为了简化研究, 本文将研究的 CCPI 数据定义为 y_t , 其中 $y_t = g_t - a$, 其中 a 为 g_t 的平均值。选用月度环比数据, 因为其较为灵敏和准确, 数据经过季节调整后更适合用于宏观经济的实时监测(栾惠德, 2007) [10]。

3. 建立模型

(一) 单位根检验

本文通过单位根检验方法来确定 CCPI 序列的整体平稳性, 若数据呈现平稳趋势, 则可以对水平序列 y_t 进行建模, 否则, 若序列存在单位根, 则需要对其差分序列进行建模。检验知 CCPI 序列无明显的时间趋势, 本文采用两种单位根检验方法, 一是基于线性方法的单位根检验, 包含: ADF 检验、DF-GLS 检验、PP 检验、KPSS 检验以及 Ng-Perron 检验; 二是基于平滑转移自回归模型下的非线性单位根检验方法, 包括 Kapetanios *et al.* (2003) [11] 提出的 $KSS(t_{NL})$ 统计量和 Kruse (2011) [12] 提出的 Modified Wald 统计量, Eklund (2003) [13] [14] 提出的 F_{d1} 、 F_{d2} 统计量以及刘雪燕和张晓峒(2009) [15] 提出的 t_L 统计量。下文将介绍相应的两类非线性单位根检验方法, 分别基于 ESTAR 模型和 LSTAR 模型拓展得来。

1、ESTAR 非线性单位根检验方法。

传统的 ADF 单位根检验的原假设是存在单位根, 备择假设是线性调整过程的平稳序列。Kapetanios *et al.* (2003) 则将备择假设设定为指数型平滑转移自回归的非线性调整过程。假设 y_t 代表政府财政赤字时间序列, Kapetanios *et al.* (2003) 的模型设定如下:

$$\Delta y_t = \varnothing y_{t-1} \left\{ 1 - \exp[-\gamma y_{t-1}^2] \right\} + \varepsilon_t \quad (5)$$

利用泰勒展开式可以将上式改写为:

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1}^3 + u_t \quad (6)$$

其中, $u_t = \varepsilon_t + \varnothing y_{t-1} R(y_{t-1}, \gamma)$, $R(y_{t-1}, \gamma)$ 是经过泰勒展开之后剩余的部分。Kapetanios *et al.* (2003) 的检验统计量表示为 $KSS(t_{NL}) = \hat{\beta} / s.e.(\hat{\beta})$, 其中 $\hat{\beta}$ 为 β 的 OLS 估计量, $s.e.(\hat{\beta})$ 为 $\hat{\beta}$ 的标准误。Kruse (2011) 在 Kapetanios *et al.* (2003) 的基础上, 重新定义 Modified Wald 检验统计量, 有:

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1}^3 + \beta_2 y_{t-1}^2 + u_t, \quad (7)$$

其中, $\beta_1 = \gamma \varnothing$, $\beta_2 = -2c\gamma \varnothing$ 。Modified Wald 检验统计量的计算结果如下:

$$Wald = \left(\hat{v}_{22} - \frac{\hat{v}_{21}^2}{\hat{v}_{11}} \right)^{-1} \left(\hat{\beta}_2 - \hat{\beta}_1 \frac{\hat{v}_{21}}{\hat{v}_{11}} \right)^2 + 1(\hat{\beta}_1 < 0) \frac{\hat{\beta}_1^2}{\hat{v}_{11}}, \quad (8)$$

上述可以更简洁地表示为:

$$Wald = t_{\beta_2^\perp=0}^2 + 1(\hat{\beta}_1 < 0) t_{\beta_1=0}^2, \quad (9)$$

其中, $\beta_2^\perp \equiv \beta_2 - \beta_1 v_{21}/v_{11}$ 且 β_2^\perp 与 β_1 正交。

Kruse (2011) 的蒙特卡洛模拟结果显示, 相较于 $KSS(t_{NL})$ 统计量, Modified Wald 统计量有更好的检验能力。

2、LSTAR 非线性单位根检验方法。

Eklund (2003) [13] [14] 提出了两种在 LSTAR 模型下进行非线性单位根检验的 F 统计量—— F_{d1} 和

F_{d2} 。Eklund (2003) [13]的模型设定如下:

$$\Delta y_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta y_{t-1} + \Psi y_{t-1} + (\varphi_0 + \varphi_1 \Delta y_{t-1}) F(\gamma, c, y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

其中, 转换函数 $F(\cdot) \in [-0.5, 0.5]$,

$$F(\gamma, c, y_{t-1}) = \{1 + \exp[-\gamma(y_{t-1} - c)]\}^{-1} - 0.5 \quad (11)$$

利用泰勒展开式将上述模型展开, 得到:

$$y_t = \delta \Delta y_{t-1} + \phi y_{t-1} \Delta y_{t-1} + \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (11)$$

其中, $\rho = \zeta + 1$ 。

Eklund (2003) [13]的检验统计量 F_{d1} , 有:

$$F_{d1} = (b_T - \beta)' (R\gamma_T)' \left[S_T^2 R\gamma_T \left(\sum_{t=1}^T x_t x_t' \right)^{-1} \gamma_T R' \right]^{-1} R\gamma_T (b_T - \beta) / k \quad (12)$$

其中, $b_T = (\hat{\delta}, \hat{\phi}, \hat{\alpha}, \hat{\rho})'$, $\beta = (\delta, \phi, \alpha, \rho)'$, $x_t = (\Delta y_{t-1}, y_{t-1} \Delta y_{t-1}, 1, y_{t-1})'$, S_T^2 是残差平方和, k 为限制条件的个数, 此时 $k = 2$ 。

Eklund (2003) [14]的模型设定如下:

$$\Delta y_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta y_{t-1} + \Psi_1 y_{t-1} + (\varphi_0 + \varphi_1 \Delta y_{t-1} + \Psi_2 y_{t-1}) F(\gamma, c_1, c_2, \Delta y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

其中, 转换函数 $F(\cdot) \in [-0.5, 0.5]$,

$$F(\gamma, c_1, c_2, \Delta y_{t-1}) = \{1 + \exp[-\gamma(\Delta y_{t-1} - c_1)(\Delta y_{t-1} - c_2)]\}^{-1} - 0.5 \quad (14)$$

利用泰勒展开式将上述模型展开, 得到:

$$y_t = \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 (\Delta y_{t-1})^2 + \delta_3 (\Delta y_{t-1})^3 + \phi_1 y_{t-1} \Delta y_{t-1} + \phi_2 y_{t-1} (\Delta y_{t-1})^2 + \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (15)$$

其中, $\rho = \zeta + 1$ 。

Eklund (2003) [14]的检验统计量 F_{d2} , 有:

$$F_{d2} = (b_T - \beta)' (R\gamma_T)' \left[S_T^2 R\gamma_T \left(\sum_{t=1}^T x_t x_t' \right)^{-1} \gamma_T R' \right]^{-1} R\gamma_T (b_T - \beta) / k, \quad (16)$$

其中, $b_T = (\hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2, \hat{\delta}_3, \hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2, \hat{\alpha}, \hat{\rho})'$, $\beta = (\delta_1, \delta_2, \delta_3, \phi_1, \phi_2, \alpha, \rho)'$,

$x_t = (\Delta y_{t-1}, (\Delta y_{t-1})^2, (\Delta y_{t-1})^3, y_{t-1} \Delta y_{t-1}, y_{t-1} (\Delta y_{t-1})^2, 1, y_{t-1})'$, S_T^2 是残差平方和, k 为限制条件的个数, 此时 $k = 5$ 。

刘雪燕和张晓峒(2009)基于 LSTAR 模型构建了统计量 t_L 用于非线性单位根检验, 其模型设定如下:

$$\Delta y_t = \mu y_{t-1} + \theta y_{t-1} \left\{ [1 + \exp(-\gamma y_{t-1})]^{-1} - 0.5 \right\} + \varepsilon_t, \quad (17)$$

只要 $\gamma > 0$, 且 $|\mu + 1 + \theta| < 1$ 就能得到平稳的 LSTAR 模型。假设 $\mu = 0$, 此时模型变为:

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} \left\{ [1 + \exp(-\gamma y_{t-1})]^{-1} - 0.5 \right\} + \varepsilon_t \quad (18)$$

利用泰勒展开式将上述表达式写为:

$$\Delta y_t = \lambda y_{t-1}^2 + error \quad (19)$$

其中, $\lambda = \theta\gamma/4$ 。

刘雪燕和张晓峒(2009)的检验统计量表示为 $t_L = \hat{\lambda} / s.e.(\hat{\lambda})$ 。

单位根检验结果如下表 1 所示。可见, 在 5% 的显著性水平下, 无论是线性单位根检验还是非线性单位根检验结果都拒绝了存在单位根的原假设, 同时 KPSS 单位根检验无法拒绝序列整体平稳的原假设, 同样证明了 CCPI 时间序列数据具有整体平稳性, 因此本文将在水平序列对 CCPI 序列 y_t 进行建模。

Table 1. Unit root test results of CCPI time series

表 1. CCPI 时间序列的单位根检验结果

检验方法	检验统计量值	5%水平临界值	结论	
线性单位根检验方法	ADF	-7.885	-2.876	
	DF-GLS	-4.723	-1.943	
	PP	-7.663	-2.876	
	KPSS	0.088	0.463	
	Ng-Perron	MZ α	-36.315	-8.100
		MZ t	-4.237	-1.980
非线性单位根检验方法	KSS	-5.91	-2.93	
	Modified Wald	37.738	10.17	
	t_L	-7.90	-2.47	
	F_{d1}	28.130	4.92	
	F_{d2}	14.639	2.86	

(二) 拟合线性模型

首先根据 Box-Jenkins 建模程序拟合一个 p 阶的线性自回归过程, 由 AIC、BIC 等准则确定了最优滞后阶数 $p = 4$, 故拟合一个 4 阶的线性自回归过程, 如式(20), 估计时去掉了不显著的滞后项。其中, 估计系数下方的括号中数字表示估计系数的标准差, 所有统计量值括号内的值均为其所对应的 p 值, LB(q) 为 Ljung-Box Q 统计量值, 原假设为残差序列不存在 q 阶自相关, LB(1) = 0.137 (0.906), LB(4) = 0.139 (0.997), 即式(20)的线性模型残差序列不存在自相关, 可近似看作一个白噪声过程; ARCH(m)为 McLeod-Li Q 统计量值, 原假设为残差序列户村镇 m 阶 ARCH 效应, ARCH(1) = 19.657 (0.00), ARCH(4) = 34.391 (0.00), 即残差序列存在显著的 ARCH 效应, 说明建模过程中可能忽略了时间序列的非线性特征, 故对式(20)进行线性检验, 方便进一步确实拟合非线性模型。

$$y_t = 0.573y_{t-1} - 0.221y_{t-3} + 0.102y_{t-4} + \hat{\varepsilon}_t \quad (20)$$

(0.0453) (0.0630) (0.0744)

(三) 线性检验并确定转移变量 s_t 和转换函数 $F(s_t; \gamma; c)$ 的形式

如表 2 所示, 是线性检验与序贯检验的结果。根据对辅助回归模型的线性假设, 在式(20)的基础上进行线性检验, 根据线性检验的统计量对应的 p 值表明, 当 Δy_{t-2} 为转移变量时, H_0 检验所对应的 p 值最小, 为 0.0000, 说明我国大宗商品指数 CCPI 时间序列不应该只是一个线性过程, 而是具有 STAR 模型所描述的非线性动态结构, 同时三个序贯检验的结果显示, Δy_{t-2} 为转移变量时 H_{02} 检验所对应的 p 值最小, 故转换函数应该选择指数形式, 即应该建立一个 ESTAR 模型。

4. 结论

现实层面上,随着全球经济一体化进程,国内外众多因素都将导致国内大宗商品价格的剧烈波动,且大宗商品又关系着我国宏观经济的命脉,是企业生产的重要原料也是金融市场稳定的重要因素,因此深入了解大宗商品价格调整的动态特征有利于及时对大宗商品市场实施政策调控,建立分区制的价格调控机制,更有效稳定市场价格,保障企业正常生产,金融市场健康发展,助力产业结构转型和升级。

本文通过构建 ESTAR 模型刻画了我国大宗商品价格指数 CCPI 的非线性动态调整过程,检验了大宗商品价格的非线性波动特征,阐述了大宗商品价格在不同机制之间的转换过程,并且有效地估计了机制转换发生的时间与门限值。进一步说明大宗商品价格的波动由于影响因素的多样性和差异性呈现非线性的调整特征,进一步说明了对大宗商品价格的波动必要时进行干预,密切关注国际大宗商品价格的变动向内传递的影响以及国内大宗商品重要种类价格波动造成的起伏,可以参考门限值观测价格是否大幅度波动,同时考虑到大宗商品种类繁多,需要着重关注农产品、对外依存度较高的大宗商品等波动幅度较大的种类在必要时进行干预,保障市场价格的稳定。

参考文献

- [1] 郭文伟. 国内外大宗商品价格泡沫传染机制研究[J]. 中央财经大学学报, 2022(4): 37-49.
- [2] 韩立岩, 尹力博. 投机行为还是实际需求?——国际大宗商品价格影响因素的广义视角分析[J]. 经济研究, 2012, 47(12): 83-96.
- [3] 王书平, 魏晓萌, 吴振信. 考虑结构突变的大宗商品价格波动对中国经济的影响分析[J]. 工业技术经济, 2017, 36(4): 122-130.
- [4] 周锦, 李崇光. 非线性视角下蔬菜市场价格的波动特征——基于 STAR 模型[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2014(6): 31-38.
- [5] 危黎黎, 李超, 李余辉. 基于 STAR 模型的人民币汇率非线性特征及预测[J]. 统计与决策, 2014(9): 89-92.
- [6] 毛学峰, 曾寅初. 我国生猪市场价格动态变动规律研究——基于月度价格非线性模型分析[J]. 农业技术经济, 2009(3): 87-93.
- [7] Terasvirta, T. and Anderson, H.M. (1992) Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of Applied Econometrics*, **7**, S119-S136. <https://doi.org/10.1002/jae.3950070509>
- [8] van Dijk, D., Teräsvirta, T. and Franses, P.H. (2002) Smooth Transition Autoregressive Models—A Survey of Recent Developments. *Econometric Reviews*, **21**, 1-47. <https://doi.org/10.1081/ETC-120008723>
- [9] Terasvirta, T. (1994) Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*, **89**, 208-218. <https://doi.org/10.1080/01621459.1994.10476462>
- [10] 栾惠德. 居民消费价格指数的实时监测——基于季节调整的方法[J]. 经济科学, 2007(2): 59-67.
- [11] Kapetanios, G., Shin, Y. and Snell, A. (2003) Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. *Journal of Econometrics*, **112**, 359-379. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00202-6)
- [12] Kruse, R. (2011) A New Unit Root Test against ESTAR Based on a Class of Modified Statistics. *Statistical Papers*, **52**, 71-85. <https://doi.org/10.1007/s00362-009-0204-1>
- [13] Eklund, B. (2003) Testing the Unit Root Hypothesis against the Logistic Smooth Transition Autoregression Model. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 546, Stockholm School of Economics, Stockholm.
- [14] Eklund, B. (2003) A Nonlinear Alternative to the Unit Root Hypothesis. SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 547, Stockholm School of Economics, Stockholm.
- [15] 刘雪燕, 张晓晴. 非线性 LSTAR 模型中的单位根检验[J]. 南开经济研究, 2009(1): 61-74.