

我国牛肉价格波动的门限及政策研究

石自忠¹ 王明利^{1*} 胡向东^{2,3}

(1. 中国农业科学院 农业经济与发展研究所,北京 100081;

2. 中国农业大学 经济管理学院,北京 100083;

3. 北京农学院 经济管理学院,北京 102206)

摘要 为研究我国牛肉价格波动的非线性,挖掘其波动原因,利用两体制门限自回归模型对1995年6月—2012年12月牛肉价格同比指数序列进行分析,结果表明:我国牛肉价格同比指数是平稳的时间序列,其具有显著的非线性特征,估计的门限值为4.698,对应的同比价格指数为109.73%。通过构建13阶滞后模型,发现牛肉价格指数超过门限值后,牛肉价格受到的外部冲击大;低于门限值其波动主要源于自身,对后期影响更大。制定牛肉价格调控政策时,应将门限值作为政策出台的参考点,要注重市场的自我调控能力,适当适时介入市场。

关键词 牛肉;价格指数;非线性;TAR模型

中图分类号 F 326.3

文章编号 1007-4333(2014)04-0200-06

文献标志码 A

Research on the threshold and policy of beef price fluctuation in China

SHI Zi-zhong¹, WANG Ming-li^{1*}, HU Xiang-dong^{2,3}

(1. Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences, Beijing 100081, China;

2. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China;

3. Economics and Management School, Beijing University of Agriculture, Beijing 102206, China)

Abstract The price fluctuation of beef in China with a two-regime threshold autoregressive model was analyzed in this paper. The monthly data was from 1995 to 2012. The result showed that the price index of beef was a stationary time series, and presented the significant nonlinear characteristics. The threshold value was 4.698, and the corresponding price index was 109.73%. Through constructing the 13 lags TAR model, it showed when the beef price index was more than the threshold value, the impact was large and lasting. The impact came mainly from itself when the index was less than the threshold, and it had a greater impact on the later period. When formulating the beef price policies, attention should be paid to the threshold value, and the market's self-regulation ability should be emphasized.

Key words beef; price index; nonlinearity; threshold autoregressive model

1995年以来,我国牛肉价格呈现不断上涨的趋势,其波动较大。牛肉作为重要的肉类消费品,对大部分消费人群而言,其需求弹性较小,价格的剧烈波动对消费者及产业影响较大。已有研究表明^[1],2000年以来的牛肉价格呈螺旋趋势增长,玉米价格是影响其波动的重要因素,羊肉和猪肉对其冲击较大。我国牛肉价格没有像猪肉价格那样剧烈波动,

除了人均牛肉消费量较低、政府干预小外,牛肉供给增加速度低于需求增长速度是重要原因^[2]。从牛肉价格收益率来看,牛肉价格具有显著的波动集聚性,牛肉市场具有高风险高回报的特征^[3]。笔者之前对牛肉价格波动进行研究,发现牛肉价格存在稳定增长的确定性趋势,外部冲击对其增长有抑制作用,价格波动大致可划分为5个周期,第5轮周期尚未结

收稿日期:2013-09-27

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71173220)

第一作者:石自忠,硕士研究生,E-mail:shiziz1989@163.com

通讯作者:王明利,研究员,博士,主要从事畜牧业经济、农业技术经济和食物政策研究,E-mail:wangmingli@caas.cn

束,平均周期长度约为 43.4 个月,在价格的长期波动中约有 50% 是源于随机冲击。影响牛肉价格波动因素很多,包括生产成本、居民需求、通货膨胀、随机事件及制度性因素等;随着经济社会的发展,肉牛养殖包括仔畜、人工和饲料等成本费用的提升,以及居民消费水平和消费结构的改善,造成了牛肉价格的波动上涨;随机事件和通货膨胀的冲击也扮演着重要角色。就制度性因素而言,我国肉牛业经历了由计划经济向市场经济的转变,并伴随着生产目的由“役用”逐步向“兼用”和“肉用”转变,肉牛业发展自由空间加大,价格随着市场经济的逐步发展波动频繁。

20 世纪 90 年代以来,非线性时间序列模型的研究开始增多,主要的模型包括:门限自回归模型(Threshold autoregressive model)、平滑转移模型(Smooth-transition autoregressive model)、人工神经网络(Artificial neural network)和马尔可夫转换模型(Markov switching regime model)等^[4]。目前,国内应用非线性时间序列模型来研究畜牧业市场及价格的文献不多,主要集中在宏观经济和金融等领域。胡向东等^[5]通过建立门限自回归模型分析了我国猪肉价格指数的门限效应,指出其门限值为 124.4%,并提出政策建议。王培辉等^[6]用 TAR 模型对我国通货膨胀率的非线性特征进行分析,周敏等^[7]也利用该模型对我国物价指数进行非线性分析,靳晓婷等^[8]对“汇改”后人民币汇率波动的非线性特征进行研究。

在现实情况下,牛肉价格的波动由于受到各种调控和外部冲击等因素的影响,形成了价格波动的多种不同环境,往往呈现出非线性特征,因此有必要利用非线性时间序列模型对其波动性进行研究,门限自回归模型就是一种较为前沿的研究时间序列非线性特征的方法。价格波动的不同环境之间存在一个界点,即门限值,就牛肉价格波动来说,超过门限值价格波动更为剧烈,低于门限值则相对平缓,其背后存在诸多因素。通过找准牛肉价格的门限值,能更好地把握我国牛肉价格的波动特征,具有重要的现实意义。就目前而言,国内对牛肉价格波动的分析较少,且主要停留在线性分析的层面上,通过非线性模型更好地描述牛肉价格的波动特征,挖掘更科学的波动原因,提出更实际的政策建议,以供政府宏观调控参考。

1 方法及数据说明

1.1 数据来源及处理

本研究数据源自历年《中国畜牧业统计》^①和中国畜牧业信息网^[9],数据样本为 1994 年 6 月—2012 年 12 月的月度数据(单位为元/kg);数据选择了牛肉价格序列(记为 BP)。为消除季节性影响,计算出牛肉价格的同比指数序列,即用当年当月的牛肉价格除以上年同期牛肉价格,经过指数化处理后的序列记为 LBP。进行处理之后的样本区间缩减为 1995 年 6 月—2012 年 12 月,另外,为消除异方差及减小序列的波动幅度,对指数化后的数据进行对数处理,记为 LNBP。序列的走势如图 1 所示,图中虚线是门限值,大致可以看出,在样本区间内,有 3 个时期牛肉价格序列明显突破了门限值。

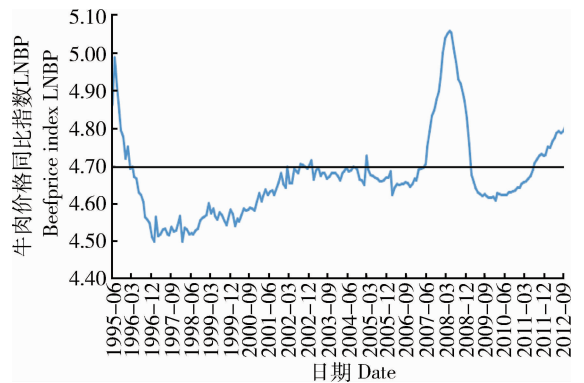


图 1 牛肉价格同比序列的走势图

Fig. 1 Tendency of beef price index

1.2 方法说明

TAR 模型,即门限自回归模型(Threshold autoregressive model)。门限自回归模型作为一类非线性模型,首先由 Tong 等^[10-12]提出。该模型设定某一特定的时点,时间序列的运动方式从一种体制跳跃到了另一种体制,同时这种跳跃是离散的。门限自回归模型在拟合实际数据时具有较好的性质,但是由于建立门限自回归模型的步骤比较复杂,直到 1989 年 Tsay^[13]提出了相对简易的建模及检验方法后,模型才被广泛应用。

如果一个时间序列 x_t 服从门限为 x_{t-d} 的 k 个体制的自激发 TAR 模型,其满足

$$x_t = \varphi_{j_0} + \varphi_{j_1} x_{t-1} + \varphi_{j_2} x_{t-2} + \dots +$$

① 农业部畜牧兽医局,全国畜牧兽医总站.中国畜牧业统计(2002—2011).

$$\varphi_{jp}x_{t-p} + \xi_{jt}, \gamma_{j-1} < x_{t-d} < \gamma_j \quad (1)$$

其中: k 和 d 为正整数, $j=1,2,\dots,k$, γ_j 是满足 $-\infty=\gamma_0<\gamma_1<\gamma_2<\dots<\gamma_{k-1}<\gamma_k=\infty$ 的实数, j 表示体制, $\{\xi_{jt}\}$ 是均值为零,方差为 δ_j^2 的独立同分布序列,且对不同的 j 相互独立。参数 d 为延迟参数, γ_j 称为门限。满足上述条件的模型记为 TAR($d, k, p_1, p_2, \dots, p_k$),当 $p_1=p_2=\dots=p_k=p$ 时记为 TAR(d, k, p)。

在一般应用中,由 Tong 等^[10-12]提出了各种状态下的涉及若干含有分离高阶 AR(p)过程的不同状态的 TAR 模型,其一般形式可表示为

$$Y_t = \begin{cases} \varphi_{10} + \varphi_{11}Y_{t-1} + \varphi_{12}Y_{t-2} + \dots + \varphi_{1p}Y_{t-p} + \xi_{1t}, Y_{t-1} > \gamma \\ \varphi_{20} + \varphi_{21}Y_{t-1} + \varphi_{22}Y_{t-2} + \dots + \varphi_{2p}Y_{t-p} + \xi_{2t}, Y_{t-1} \leq \gamma \end{cases} \quad (2)$$

其中: γ 为 TAR 模型的门限值^[10-12,14]。关于非线性检验,常见的有 Keenan 检验和 Tsay 检验^[15-18],本研究采用门限非线性似然比检验。

2 牛肉价格波动非线性特征分析

本研究应用 Eviews 6.0 及 Cryer 等^[19]的 R 软件 TSA 程序包进行编程,首先用 ADF 检验价格序列的平稳性,再利用门限非线性似然比检验其非线性,根据 AIC 最小值原则确定门限值 and 2 个体制的最大滞后期数,最后建立 TAR 模型估计两体制模型,进行分析。

2.1 牛肉价格序列平稳性检验

首先,用 ADF 检验对处理后对数序列(LNBP)的平稳性特征进行检验。其中,原假设是被检验序列具有单位根,是非平稳的,而备择假设是被检验序列不具有单位根,即为平稳序列。表 1 给出了单位根检验的结果,对数序列(LNBP)在具有截距项和趋势项的情况下通过了 5% 水平下的显著性检验,说明序列是平稳的。因此,可以对牛肉价格进行 TAR 模型估计,需要注意的是,本研究是对价格指数的对数序列(LNBP)进行 TAR 模型估计。

表 1 LNBP 序列的 ADF 检验结果

Table 1 Results of ADF test of LNBP series

检验序列 Series	检验类型(c, t, k) Test type(c, t, k)	ADF 统计量 ADF statistics	Mackinnon 临界值 Mackinnon critical values		
			1%	5%	10%
LNBP	(0, 0, 13)	0.261 1	-2.576 8	-1.942 4	-1.615 6
LNBP	(c, 0, 13)	-1.995 6	-3.463 6	-2.876 0	-2.574 6
LNBP	(c, t, 2)	-3.726 1**	-4.005 3	-3.432 8	-3.140 2

注: c, t, k 分别表示常数项、趋势项和滞后阶数; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下差异显著。下表同。

Note: c, t and k indicate the constant term, trend term and lag length of ADF test. *, ** and *** indicate the significant levels at 10%, 5% and 1%, respectively. The same below.

2.2 牛肉价格序列非线性检验

由图 1 可知,序列的上升阶段要比其下降的阶段长,这说明了牛肉价格序列是时间不可逆的。这与实际情况相符合,经济时间序列数据异于横截面数据存在重复抽样的过程,时间序列是唯一记录的,不可重复的。如 1995 年 6 月—2012 年 12 月的样本时间内牛肉价格的波动,具有唯一性且不可复制。另外,从牛肉价格序列 1~6 阶的滞后回归图(未列出)可以看出,滞后 3~6 阶的散点图的中心存在较大的空洞,这说明牛肉价格序列是非正态的。同时,对滞后 4~6 阶滞后的回归函数的估计,显示出了很强的非线性性,表明了牛肉价格序列的非线性数据机制。

用门限非线性似然比检验得出牛肉价格序列的非线性检验结果,如表 2 所示。根据 Hayashi 确定最大滞后期数的标准,即以 $P_{\max}(T) = \text{int}[\lfloor 12(T/100) \rfloor / 4]$ 值为滞后期数,由于本研究序列的样本量从 1995 年 6 月—2012 年 12 月,为 211 个,故可参考的最大滞后期数为 14。所选择的门限参数区间的 a 值为 0.25, b 值为 0.75。延迟参数要小于最大滞后期数^[19],本研究取其最大值,延迟参数为 14。从检验结果可知,从 1~14 的不同延迟参数下的门限非线性似然比统计量均要大于 30,其对应的 P 值均通过 5% 水平下显著性检验。通过检验可知,牛肉价格序列具有高度的非线性特征。

表 2 牛肉价格指数序列的非线性检验结果
Table 2 Nonlinearity test results of beef price index

项目 Item	延迟参数 Delay parameters						
	1	2	3	4	5	6	7
检验统计量 Test statistic	71.213	111.672	107.156	109.423	109.499	78.125	68.541
P 值 P-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

项目 Item	延迟参数 Delay parameters						
	8	9	10	11	12	13	14
检验统计量 Test statistic	64.991	70.225	45.859	54.510	48.991	56.371	36.550
P 值 P-value	0.000	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.025

2.3 TAR 模型滞后期数确定

对 TAR 模型的滞后期数进行确定时,使用 MAIC 方法,在第 10 个百分点和第 90 个百分点之间来搜索门限,此时选择的延迟参数仍然为 14。表 3 给出了 1~14 延迟参数下对应的 AIC 值、门限值及滞后期数,从表中可以看出,延迟参数为 2 时,AIC 值最小,根据 AIC 最小原则,TAR 模型的门限

值为 4.698,对应的价格同比指数门限值为 109.73%,而 2 个体制模型的最优滞后期数都是 13 期,这基本与肉牛的生产周期相符合。通过 R 软件 tsDyn 程序包 STAR 程序检验可知,可建立两体制门限自回归模型,另从图 1 可知,序列波动下部比较平稳而上部存在较大的波动,与胡向东等^[5]研究的猪肉价格序列相似,进行两体制分析合理。

表 3 牛肉价格指数序列拟合 TAR 模型的名义 AIC 值
Table 3 Normal AIC of LNBP series' TAR model

延迟参数 Delay parameters	AIC 值 Nominal AIC	γ	$p1$	$p2$	延迟参数 Delay parameters	AIC 值 Nominal AIC	γ	$p1$	$p2$
1	-1.069	4.727	14	14	8	-1.041	4.707	14	13
2	-1.079	4.698	13	13	9	-1.052	4.703	14	14
3	-1.063	4.687	14	13	10	-1.045	4.705	14	14
4	-1.067	4.689	14	13	11	-1.044	4.696	13	14
5	-1.064	4.692	14	13	12	-1.030	4.705	14	14
6	-1.045	4.692	14	13	13	-1.027	4.674	13	14
7	-1.044	4.708	14	14	14	-1.017	4.683	14	13

注: γ 为门限值, $p1$ 和 $p2$ 为 2 个体制的滞后期数。

Note: γ indicates the threshold value, $p1$ and $p2$ are the lag length of the two regime of TAR model.

2.4 TAR 模型估计结果及分析

确定了模型的滞后期数后,通过 R 软件 TSA 程序包编程对牛肉价格序列进行 TAR 模型估计,模型估计结果如表 4 所示。由于滞后项的原因,样本量缩减至 192 个,其中门限回归下区域所含样本量为 150

个,而门限回归上区域所含样本量为 42 个。另外,线性自回归的结果也由表 4 给出,比较而言,其可决系数和 F 统计值要低于 2 个区域的门限回归模型。由此可见,TAR 模型能更好的拟合牛肉价格序列,这也在一定程度上说明了牛肉价格序列的动态非线性特征。

表4 牛肉价格指数序列的 TAR 模型估计结果
Table 4 Estimation results of beef price index's TAR model

变量 Variables	线性自回归 Linear autoregression model			门限回归(下区域;体制1) TAR model (lower regime)			门限回归(上区域;体制2) TAR model (upper regime)		
	系数 Coefficient	标准误 Std. Err	T 值 T-value	系数 Coefficient	标准误 Std. Err	T 值 T-value	系数 Coefficient	标准误 Std. Err	T 值 T-value
	Constant term	0.109	0.070	1.559	0.052	0.100	0.520	-0.198	0.163
LNBP{1}	1.035***	0.066	15.561	0.672***	0.074	9.144	1.641***	0.086	19.075
LNBP{2}	0.037	0.093	0.402	0.150*	0.085	1.771	-0.764***	0.143	-5.336
LNBP{3}	0.138	0.093	1.487	0.242***	0.081	2.982	0.035	0.185	0.191
LNBP{4}	-0.149	0.093	-1.602	-0.017	0.080	-0.208	0.110	0.233	0.474
LNBP{5}	-0.062	0.092	-0.673	-0.021	0.080	-0.264	-0.134	0.219	-0.613
LNBP{6}	0.172*	0.091	1.895	0.035	0.080	0.441	0.642***	0.205	3.135
LNBP{7}	-0.096	0.090	-1.069	-0.013	0.080	-0.163	-0.590***	0.202	-2.925
LNBP{8}	-0.101	0.088	-1.138	-0.074	0.080	-0.932	0.026	0.170	0.154
LNBP{9}	-0.046	0.087	-0.522	0.080	0.080	0.995	-0.112	0.170	-0.657
LNBP{10}	0.036	0.087	0.412	0.021	0.079	0.271	-0.107	0.196	-0.547
LNBP{11}	0.126	0.087	1.446	0.139*	0.077	1.809	0.490**	0.205	2.394
LNBP{12}	-0.462***	0.080	-5.813	-0.578***	0.076	-7.589	-1.415***	0.194	-7.309
LNBP{13}	0.349***	0.056	6.201	0.354***	0.059	5.959	1.221***	0.133	9.195
F 值 F-statistic	552.627			1 116 039.000			636 854.000		
R ² 值 R-square	0.975			1.000			1.000		

注:LNBP{x}表示滞后 x 阶项;线性回归结果由 Eviews6.0 得出。

Note:LNBP{x} indicates the term in the level of lag x. The estimation results of linear autoregression model are fitted by Eviews6.0.

模型的门限变量为 γ , 其值为 4.698, 表明当期牛肉价格同比指数低于门限值 4.698 时, 下期牛肉价格将进入另一趋势空间, 也就是说牛肉价格受到冲击, 将使其在下期立即做出反应。模型的估计结果显示, 低于门限值的下区域(体制 1)模型中, 其滞后项有 6 项通过了 10% 水平下的显著性检验, 在上区域(体制 2), 有 7 项通过了显著性检验, 而线性模型中只有 4 项通过显著性检验, 这也在一定程度上说明了门限模型的优势性。

1) 就 2 个体制估计结果来看, 体制 1 模型的系数之和为 0.990, 体制 2 模型的系数和为 0.845, 体制 1 模型的系数之和更大, 说明在体制 1 条件下牛肉价格受到前期的影响更大, 更具持久性。从价格波动的实际情况来看, 如果价格同比指数超过门限值, 也即价格处于体制 2 时, 其多数是源自外部冲击的影响。从图 1 可以看出, 2007 和 2008 年左右其价格上涨受到经济过热、金融危机、自然灾害及奥运会等事件的影响, 价格波动较大, 而受到价格自身前期的影响相对较小。当价格同比指数低于门限值

时, 主要是受到自身的影响, 外部冲击作用较小, 那么, 前期的影响要更大更持久。

2) 从体制 1 模型的系数和体制 2 模型的系数来看, 体制 2 模型的系数要显著地大于体制 1 模型的系数, 这在一定程度说明了牛肉价格指数在体制 2 条件下受到冲击时, 其感受到的影响更大, 所产生的波动也将更大。从样本区间内 3 个突破门限值的阶段可以看出, 突破门限值后, 由于受到外部冲击的影响, 价格序列的波动十分剧烈。

3) 从体制 1 模型中可以看出, 滞后 1~3 期是显著的, 滞后 11~13 期也显著, 但前 3 期系数均为正值, 这说明在价格同比指数较低的情况下(低于门限值), 某一期价格出现正的影响, 那么对下 2 期的影响仍然为正, 该冲击对价格的影响时间较长, 需要 3 个月以上才能进行反应。而在体制 2 情况下, 也即如果牛肉价格同比指数要高于门限值, 显著项是一正一负交替呈现的, 这可能与政府的迅速调控政策相关, 其呈现收敛蛛网调整的特点。

4) 从体制 1 和体制 2 模型的最后 3 项中, 即滞

后 11~13 项,其均通过了显著性检验,且相对而言其系数值绝对值很大。就三者的系数和来看,体制 1 的和为负值,而体制 2 为正值,这说明在体制 1 条件下,也就是在未受到外部冲击的情况下,当牛肉价格上涨,会使养殖户增加肉牛存栏,并进行扩繁,造成牛肉产量的提升,从而压低牛肉价格。但在牛肉价格过高的情况下,外部冲击作用大,价格上涨对牛肉价格影响时间较长,通过增加牛肉产量来抑制价格的措施作用不大。

3 主要结论及政策启示

利用两体制 TAR 模型对我国牛肉价格同比指数进行研究的的具体结果如下:

1)通过平稳性检验和非线性检验,结果表明我国牛肉价格同比指数是平稳的时间序列,其体现出明显的非线性特征。2)TAR 模型估计出的门限值为 4.698,对应的牛肉价格同比指数为 109.73%,即价格同比上涨 9.73%为门限。3)TAR 模型估计结果显示,如果牛肉价格同比指数上涨低于 9.73%,那么价格指数的波动较为稳定,引起波动的原因主要源自自身,可视为较为正常的波动;如果价格同比指数涨幅高于 9.73%,也就是进入体制 2 时,牛肉价格波动将会加大,外部冲击的影响可能较多,不利于肉牛产业和市场的发展,有必要出台政策加以调控。

鉴于此,提出以下 2 条政策建议:

1)要将门限值作为政策调控出台的重要依据。当价格同比指数超过门限值,也就是其上涨幅度大于 9.73%时,或处在该门限值左右时,相关部门应立即做出反应,找准价格上涨的主要原因,出台或者准备出台相应的抑制价格上涨的政策措施,保障市场的稳定性。当同比价格上涨幅度远小于门限值时,不应对市场进行过多调控。

2)适当适时进行政策调控。由体制 1 和体制 2 显著项的系数可知,价格同比指数偏低时,价格能进行自我调整,而高于门限值时,由于政府调控作用,价格波动体现出一定的反作用力。当价格快要超过门限值时,可能的原因在于供给不足,或是由于其他外在因素的冲击,如果确定价格源自供给不足,则表明市场已经无法进行自我调整,需要出台相应政策保障供给。如果确定源于疫病、炒作及通胀等外在因素的影响,那么,实行适当的调控措施也是必要

的。另外,要警惕政策效果的时滞性,以门限值为参考。

参 考 文 献

- [1] 田露,王军,张越杰.中国牛肉市场价格动态变化及其关联效应分析[J].农业经济问题,2012(12):79-83
- [2] 曹兵海,曹建民,张越杰.经济增速放缓对我国肉牛产业的影响及发展对策研究[J].中国畜牧杂志,2012(22):20-26
- [3] 唐江桥,雷娜,徐学荣.我国畜产品价格波动分析:基于 ARCH 类模型[J].技术经济,2011(4):86-91
- [4] Walter Enders.应用计量经济学:时间序列分析[M].杜江,袁景安,译.北京:机械工业出版社,2012
- [5] 胡向东,王济民.中国猪肉价格指数的门限效应及政策分析[J].农业技术经济,2010(7):13-21
- [6] 王培辉,袁薇.我国通货膨胀率非线性特征研究[J].统计研究,2011,28(1):49-53
- [7] 周敏,熊华.基于门限自回归模型下物价指数时间序列分析[J].应用概率统计,2008(6):666-670
- [8] 靳晓婷,张晓峒,栾惠德.汇改后人民币汇率波动的非线性特征研究:基于门限自回归 TAR 模型[J].财经研究,2008(8):48-57
- [9] 中国畜牧业信息网.市场动态[EB/OL].(2013-06-28).
<http://www.caaa.cn/market/zs/article.php?zsid=4>
- [10] Tong H. On a threshold model[C]//Chen C H. Pattern Recognition and Signal Processing, Amsterdam: Sijhoff, Noordhoff,1978
- [11] Tong H. Threshold Models in Non-linear Time Series Analysis [M]. New York:Springer-Verlag,1983
- [12] Tong H, Lim K S. Threshold autoregression, limit cycles and cyclical data (with discussion) [J]. Journal of the Royal Statistical Society B,1980,42(3):245-292
- [13] Tsay R S. Testing and modeling threshold autoregressive processes[J]. Journal of the American Statistical Association, 1989,84:231-240
- [14] Tsay R S.金融事件序列分析[M].王远林,王辉,潘家柱,译.北京:人民邮电出版社,2012
- [15] Tsay R S. Nonlinearity tests for time series [J]. Biometrika, 1986,73(2):461-466
- [16] Keenan D. A Tukey nonlinear type test for time series nonlinearities [J]. Biometrika,1985,72:39-44
- [17] Luukkonen R, Saikkonen P, Teräsvirta T. Testing linearity against smooth transition autoregressive models [J]. Biometrika, 1988,75:491-499
- [18] Wiener N. Nonlinear Problem on Random Theory [M]. Cambridge MA: MIT Press,1958
- [19] Cryer J D, Chan K S. 时间序列分析及应用:R 语言[M].潘红宇,译.北京:机械工业出版社,2013