

基于门限自回归模型下物价指数时间序列分析

周 敏

熊 华*

(川北医学院数学教研室, 南充, 637007)

(西华师范大学数学与信息学院, 南充, 637002)

摘 要

对于非线性、非稳定的时间序列, 门限自回归模型具有较好的预测效果. 本文根据四川省1952–2005年商品零售物价指数的资料, 运用门限自回归分析方法对四川省近五十年来商品零售物价指数进行了时间序列分析, 得到的模型拟合效果较好, 并适合于短期预测, 从而为政府管理物价提供了较精确的数量依据.

关键词: 门限自回归, 物价指数, 时间序列.

学科分类号: O211.6.

§1. 引 言

物价是市场经济运行中最核心的指标, 价格的涨跌, 不仅影响着城乡居民的生活, 而且指导市场主体优化资源配置, 并且是国家进行宏观调控的重要信号, 物价的走势预测也是政府、市场和社会非常关心的问题. 物价指数时间序列分析是研究商品零售物价指数的变化规律, 预测物价趋势的一种十分重要的方法.

门限自回归 (Threshold Auto-regressive model, 简称TAR) 模型是由H. Tong (汤家豪) 于1978年首先提出. 该模型能有效地描述复杂的非线性动态系统, 由于门限的控制作用, 保证了具有很强的稳健型和广泛的适用性, 与多元线性回归、模糊分析、灰色模型等预测模型相比, TAR模型的预测精度高且稳健, 适用性更强、应用简便, 因此TAR模型在经济、环境等领域得到广泛应用. 由于影响物价变化的因素众多, 且与物价的相互关系非简单的线性关系, 因而, 研究如何将TAR模型应用于物价变化的预测中具有较强的现实意义.

本文依据四川省商品零售物价指数的数据资料, 运用门限自回归分析方法对四川省近五十年来商品零售物价指数进行时间序列分析, 建立门限自回归模型, 收到较好的拟合效果, 为政府管理物价提供数量依据.

§2. 数据资料

以四川省1952年的商品零售物价指数为100, 确定1952–2005年各年度的零售物价指数,

*通讯作者, E-mail: zmin9671@163.com.

本文2008年2月28日收到.

如下表所列.

表1 四川省1952–2005年商品零售物价指数

年份	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
指数	100	101.3	102.1	104.2	107	111.2	112.8	113.5	116.3	143.9
年份	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971
指数	154.5	145.7	137.4	133.3	135.7	137.6	137.6	137.2	136.8	137.1
年份	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
指数	137.9	138.9	139.3	139.7	140.3	140.2	139.6	149.3	159.0	162.7
年份	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
指数	167.9	174.0	177.2	182.2	189.3	203.5	244.2	288.9	297.9	304.8
年份	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
指数	324.3	369.4	454.9	531.7	572.7	589.3	575.7	555.5	534.4	538.6
年份	2002	2003	2004	2005						
指数	536.9	537.4	557.2	560.5						

注: 资料摘自《四川统计年鉴》

为了进行时间序列分析必须对表1的数据进行处理. 将当年的商品零售物价指数 A_t 与上一年的商品物价指数 A_{t-1} 之比作为新的物价指数 x_t , 称 x_t 为环基指数, 即:

$$x_t = \begin{cases} 1.000, & t = 0, \\ A_t/A_{t-1}, & t = 1, \dots, 53. \end{cases}$$

据此, 得出商品零售物价环基指数数据如下表:

表2 四川省1952–2005年商品零售物价环基指数

年份	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961
指数	1.00	1.013	1.008	1.021	1.027	1.039	1.014	1.006	1.025	1.237
年份	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971
指数	1.074	0.943	0.943	0.97	1.02	1.014	1.00	0.997	0.997	1.002
年份	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
指数	1.006	1.007	1.003	1.003	1.004	0.999	0.996	1.07	1.065	1.024
年份	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
指数	1.032	1.036	1.018	1.028	1.024	1.091	1.200	1.183	1.031	1.023
年份	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
指数	1.064	1.139	1.23	1.17	1.077	1.029	0.977	0.965	0.962	1.008
年份	2002	2003	2004	2005						
指数	0.997	1.001	1.037	1.006						

根据表2的数据可得四川省1952–2005年商品零售物价环基指数变化趋势图, 如图1:

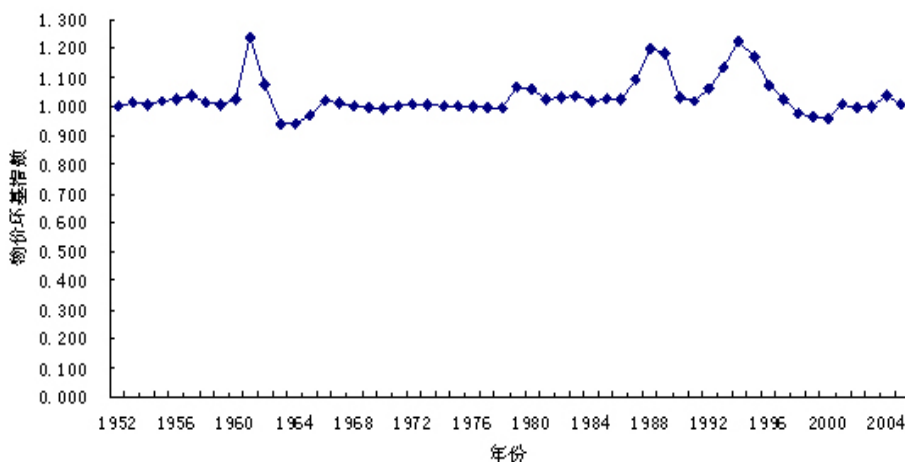


图1 四川省1952–2005年商品零售物价环基指数变化情况

从图1中可看出曲线无明显的趋势性和周期性, 其中在三个时期数据发生突变, 而一般的时间序列模型如线性回归模型、ATIMA模型等均属于线性模型, 不能反映时间序列的突变现象, 所以用TAR模型能够更好的解决这类非线性问题.

§3. TAR模型建立

TAR模型基本思路是: 在观测时序 $\{x_i\}$ 的取值范围内引入 $l-1$ 个门限值 $[r_j, j=1, 2, \dots, l-1]$, 将该范围分成 l 个区间, 并根据延迟步数 d 将 $\{x_i\}$ 按 $\{x_{i-d}\}$ 值的大小分配到不同的门限区间内, 再对不同的区间内的 x_i 采用不同的自回归模型(AR模型), 从而形成对时间序列的非线性动态描述. 其模型形式为:

$$x_t = a_0^j + \sum_{i=1}^{p_j} a_i^j x_{t-i} + Z_t^j \quad r_{j-1} < x_{t-d} \leq r_j, \quad j = 1, 2, \dots, l-1.$$

式中 $\{Z_t^j\}$ ($j=1, 2, \dots, l-1$)是 l 个相互独立的正态白噪声序列, d 为延迟步数(非负整数), r_j ($j=1, 2, \dots, l-1$)为门限值, l 为门限区间个数, a_i^j 为第 j 个门限区间的自回归系数, p_j 为第 j 个门限区间AR模型的阶数.

由于TAR模型实质是分区间的AR模型, 建模时沿用AR模型的参数估计方法和模型检验准则, 如最小二乘法与AIC准则. 其建模实质是一个对 d, l, r_j, p_j, a_i^j 的多维寻优问题.

对于门限区间个数 l 和延迟步数 d 的确定. 门限区间个数 l 的选取, 理论上可以选取若干个, 但在实际应用中往往选取1对就可满足要求, 因此将门限区间个数 l 取为2; 延迟步数 d 可采用统计识别方法AIC最小准则确定.

门限区间个数确定后, 门限值 r_j ($j = 1$)的确定是最重要的一步, 因为TAR模型的优劣和各段线性化的程度有关, 需要通过多次试算确定.

模型阶数 p_1 和 p_2 的确定. 先按经验给定1个最大阶数, 然后对各模型采用最小二乘法计算出自回归系数和残差方差, 再根据AIC最小准则确定.

由于商品零售物价指数这个经济指标, 时间序列 $\{x_t\}$ 是非线性的、非稳定的, 因此本文选用时间序列分析中的门限自回归模型来模拟和预测.

3.1 数据分析

选取1952–1996年的 x_t ($t = 0, 1, \dots, 44$)进行门限自回归分析, 建立相应的数学模型. 将1997–2005年的 x_t ($t = 45, \dots, 53$)作为检验数据, 以检验所建模型的预测效果.

3.2 模型建立

由于只有45个 x_t 值, 数据量不大, 为保证进行门限自回归模型拟合时有足够的数据量, 取门限区间数 $l = 2$ (即取一个门限值); 最大门限延迟量 $d_{\max} = 3$; 自回归最大阶数 $p_{\max} = 4$. 为控制自回归模型的阶数, 加大模型准则函数 AIC_j 中参数个数的权重, 取自回归模型准则函数为:

$$AIC_j = N_j \ln(\sigma_j^2(t)) + 3(p_j + n_j), \quad j = 1, 2.$$

其中, N_j 为第 j 个门限区间的样本个数, p_j 为第 j 个门限自回归模型方程的阶数, n_j 为第 j 个门限区间内的样本数据差, $\sigma_j^2(t)$ 为其方差.

利用Mathmatics计算程序, 经过多次嵌套循环试算, 得出结果如下表:

AIC		p_1			
		1	2	3	4
p_2	1	-4.7332	14.7181	-4.6435	-4.5741
	2	-4.7330	-4.7179	-4.6433	-4.5739
	3	-4.6938	-4.6787	-4.6041	-4.5347
	4	-4.7163	-4.7012	-4.6266	-4.5572

显然, 当 $p_1 = 1$, $p_2 = 1$ 时, AIC达到最小, 此时, $AIC = -4.7332$, 继而可推得使准则函数 AIC_j 达到最小的门限自回归模型:

$$x_t = \begin{cases} 0.4453 + 0.5769x_{t-1}, & x_{t-3} \leq 1.0026, \\ 0.4487 + 0.5769x_{t-1}, & x_{t-3} > 1.0026, \end{cases}$$

$$\sigma_1^2 = 0.004, \quad \sigma_2^2 = 0.0025.$$

§4. 模型检验和结论

由于所建立的模型是使准则函数 AIC_j 达到最小的门限自回归模型,所以在理论上这个模型自然是最佳的.下面利用所建立的模型,对1997–2005年四川省商品零售物价环基指数进行预测,结果如下表:

表3 四川省1997–2005年商品零售物价环基指数实际值和预测值

年份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
实际数据	1.029	0.977	0.965	0.962	1.008	0.997	1.001	1.037	1.006
预测数据	1.070	1.066	1.064	1.062	1.000	1.027	1.020	1.026	1.043
绝对误差(%)	4.1	8.9	9.9	10	0.8	3	1.9	1.1	3.7
相对误差(%)	3.98	9.1	10.3	10.4	0.7	3	1.8	1	3.6

根据表3可得到四川省1952–2005年商品零售物价环基指数变化实况值和1997–2005年预测值的变化趋势图(见图2):

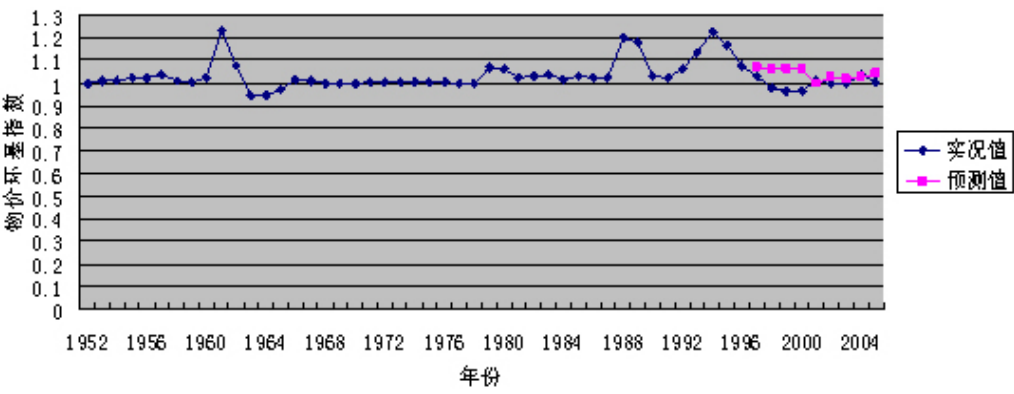


图2 四川省1952–2005年商品零售物价环基指数变化实况值和1997–2005年预测值

由表3数据可得预测精度高达90%,说明用TAR模型对物价指数进行短期预测是非常有效的,预测的数据误差小,能够较精确地反映短时间内物价的变化情况,可以为政府管理物价提供可靠的数量依据.

参 考 文 献

[1] 颜凤, 时间序列分析在经济中的运用, 中国统计出版社, 1994.
[2] 许先建, 价格理论及其应用, 中国人民大学出版社, 1999.
[3] 王振龙, 时间序列分析, 中国统计出版社, 2000.
[4] 陈娟, 余灼萍, 我国居民消费价格指数的短期预测, 统计与决策, 4(2005), 40–41.