

中国居民消费价格指数预测

李隆玲 田 甜 武拉平

(中国农业大学经济管理学院 北京 100083)

摘 要: 利用 1994—2013 年中国居民消费价格指数的统计数据, 建立 ARIMA 模型并对 2014 年中国居民消费价格指数进行预测分析。结果显示, 建立的模型预测误差较小, 可以对居民消费价格指数进行有效短期预测。以此模型对 2014 年 1—12 月居民消费价格指数进行预测, 结果表明未来 1 年物价总水平基本稳定, 居民消费价格指数同比涨幅将在 3.0% 以内。

关键词: 居民消费价格指数; ARIMA 模型; 预测; 自相关函数; 偏自相关函数

Prediction of Consumer Price Index of China

Li Longling, Tian Tian, Wu Laping

(School of Economics & Management, China Agricultural University, Beijing 100083)

Abstract: Based on the data of consumer price index from 1994 to 2013 in China, we made a forecast of China's consumer price index in 2014 using ARIMA model, which could be used to predict the short-term consumer price index effectively since the prediction errors of model were lower. The prediction results of consumer price index in Jan-Dec 2014 indicated that, the overall price level would remain generally stable, and the growth rate of consumer price index would be less than 3.0 percent in the coming year.

Key words: consumer price index; ARIMA model; prediction; autocorrelation function; partial autocorrelation function

居民消费价格指数 (CPI) 直接关系着人们的日常生活, 是政府和人们十分关注的热点问题^[1]。CPI 是用来度量一定时期内居民生活消费品和服务价格水平随着时间变动的相对数指标, 综合反映居民购买的生活消费品和服务价格水平的变动情况。CPI 不仅同人们的生活密切相关, 而且在整个国民经济价格体系中也具有重要的地位。本研究利用 Eviews 软件分析我国 1994—2013 年消费价格指数的统计数据, 建立 ARIMA 模型, 并对 2014 年的居民消费价格指数进行预测。

1 数据来源及处理

本研究运用的原始数据是以上年同月为 100 的

1994 年 1 月—2013 年 12 月的 CPI 同比数据。由于同比指数本身剔除了一部分季节因素, 季节差分效果不明显, 所以时间序列分析都是在定基比指数的基础上进行的, 这样才能保证季节差分具有明显效果^[2]。因而, 选定 1993 年为基准年, 通过同比 CPI 折算定基比 CPI, 记作 CPID。其中, 2013 年 1—12 月的数据将作为检验预测效果使用。

由 1994—2013 年的居民定基消费价格指数的折线图 (图 1), 可知定基比 CPI 呈现出明显的上升趋势, 季节波动的周期为 12 个月^[3]。

为了说明该序列是否平稳, 对序列 CPID 进行单位根检验, 结果显示, 检验统计量 t 值是 0.691, 大于显著性水平为 10% 的临界值, 表明序列存在单位根,

收稿日期: 2014-05-27

作者简介: 李隆玲 (1986—), 女, 陕西柞水人, 博士, 主要研究方向为国际贸易和农产品市场。E-mail: llwjcj2012@163.com; 通信作者武拉平 (1969—), 男, 山西文水人, 博士, 教授, 主要研究方向为农产品市场与政策。E-mail: wulp@cau.edu.cn

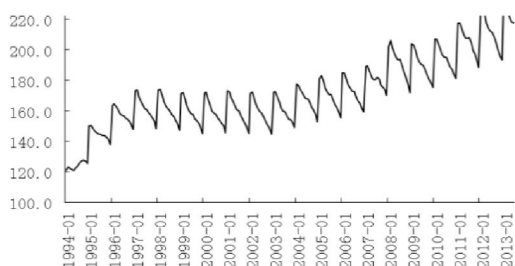


图1 1994—2013年居民消费价格指数

Fig.1 Consumer price index, 1994-2013

数据来源：国家统计局数据库

是非平稳的序列。因此，建立模型之前，必须对序列 CPID 进行平稳化处理。

一般地，消除趋势性采用一阶差分，减小波动性采用对数变换。因此，为了消除序列的趋势性，同时也为了减小序列的波动性，首先对序列做一阶自然对数逐期差分 $ilcpid = \ln(CPID) - \ln(CPID(-1))$ ，并绘制差分后的时序图（图2）。可以看出经过差分处理后的序列趋势基本上消除。

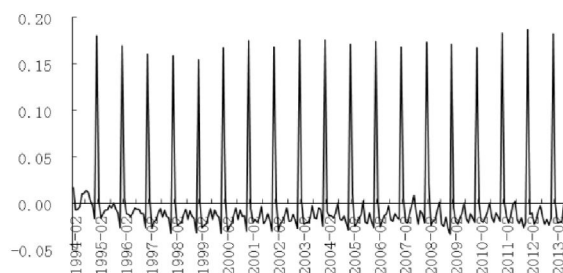


图2 1994—2013年消费价格指数一阶差分

Fig.2 The first order difference of consumer price index, 1994-2013

序列 $ilcpid$ 的自相关—偏自相关系数也表明，基本上消除了序列的趋势（表1）。但是当 $k=12$ 时，样本的自相关系数和偏自相关系数显著不为0，表明存在季节性^[2]。

对序列 $ilcpid$ 做季节差分，可得到新序列 $silcpid = ilcpid - ilcpid(-12)$ 。该序列的自相关—偏自相关分析结果显示，自相关和偏自相关系数很快地落入随机区间，故已基本消除序列趋势，但在 $k=12$ 时取值仍然较大，季节性依然比较明显（表2）。对序列进行二阶季节差分，发现序列季节性并没有得到显著改善，故只做一阶季节差分即可^[3]。

对序列 $silcpid$ 进行零均值检验，得到 $silcpid$ 的样本平均值为 $-0.000\ 844$ ，均值标准误差为 $0.000\ 853$ ，

序列均值与零无显著差异，表明序列经过一阶差分后可以直接建立 ARMA 模型，亦即可对 $ilcpid$ 序列直接建立 ARIMA 模型。

2 模型识别及建立

选用 ARIMA (p, d, q) $(P, D, Q)^s$ 模型。经过一阶自然对数逐期差分，消除了序列趋势，所以 $d=1$ ；经过一阶季节差分，基本消除了季节性，所以 $D=1$ ；当 $k=12$ 时，样本自相关和偏自相关系数都显著不为0，故 $P=Q=1$ 。序列 $silcpid$ 的偏自相关函数 (PACF) 系数在 $k=1$ 和 $k=2$ 时分别为 0.231 和 0.236，但是从 $k=3$ 以后拖尾，明显接近0，固可取 $p=2$ ；自相关函数 (ACF) 系数在 $k=1$ 时为 0.231，但是从 $k=2$ 以后拖尾，明显接近0，固可取 $q=1$ 。但相对于 MA 和 ARMA 模型的非线性估计，AR 模型线性估计较容易，且参数意义便于解释^[4]，所以 p 和 q 的最终确定还要从低开始试探，直到定出合适的模型为止。综合考虑，可供选择的 (p, q) 组合有： $(2, 1)$ ， $(1, 1)$ ， $(0, 1)$ ， $(2, 0)$ ， $(1, 0)$ 。 $d(y, n, s) = (1-B)^n (1-B_s)^s y$ 表示对序列 y 做 n 次一阶逐期差分和一阶步长为 s 的季节差分，利用差分后的新序列可以直接对原序列 y 进行预测^[4]。

建立 ARIMA $(2, 1, 1)$ $(1, 1, 1)^{12}$ 模型、ARIMA $(1, 1, 1)$ $(1, 1, 1)^{12}$ 模型、ARIMA $(0, 1, 1)$ $(1, 1, 1)^{12}$ 模型、ARIMA $(2, 1, 0)$ $(1, 1, 1)^{12}$ 模型和 ARIMA $(1, 1, 0)$ $(1, 1, 1)^{12}$ 模型。经对比分析发现，ARIMA $(2, 1, 1)$ $(1, 1, 1)^{12}$ 模型的 AIC 和 SC 值较小，并且对于拟合的季节时间序列模型进行残差的随机性检验，接近白噪声序列，所以最终确定 ARIMA $(2, 1, 1)$ $(1, 1, 1)^{12}$ 模型为时间序列 CPID 的最佳预测模型：

$$(1+0.748\ 0B^{12}) (1-0.791\ 3B-0.099\ 9B^2) (1-B) (1-B^{12}) \ln(cpid_t) = (1+0.101\ 3B) (1+0.573\ 4B^{12}) u_t$$

其中， B^k 为 k 阶滞后算子，即

$$B^k \ln(cpid_t) = \ln(cpid_{t-k})$$

对于 ARIMA $(2, 1, 1)$ $(1, 1, 1)^{12}$ 模型，各滞后多项式的倒数根都在单位圆内，说明过程平稳且可逆。并对其残差进行检验，即对残差序列绘制自相关—偏自相关分析图，表明几乎所有自相关系数都落入随机区间，因而模型的残差近于白噪声，基本没有可提取的信息，残差序列满足随机性假设。

运用 ARIMA $(2, 1, 1)$ $(1, 1, 1)^{12}$ 模型对我

表 1 序列 ilcpid 的自相关—偏自相关

Table 1 Autocorrelation and partial correlation of ilcpid

自相关	偏自相关	k值	自相关系数	偏自相关系数	Q值	P值
. . .	. . .	1	-0.062	-0.062	0.925	0.336
* . .	* . .	2	-0.148	-0.152	6.247	0.044
* . .	* . .	3	-0.106	-0.129	8.971	0.030
* . .	* . .	4	-0.103	-0.152	11.595	0.021
. . .	* . .	5	-0.063	-0.134	12.585	0.028
. . .	. . .	6	0.049	-0.033	13.190	0.040
* . .	* . .	7	-0.069	-0.146	14.362	0.045
* . .	* . .	8	-0.108	-0.194	17.255	0.028
* . .	** . .	9	-0.109	-0.251	20.247	0.016
* . .	*** . .	10	-0.155	-0.396	26.254	0.003
. . .	**** . .	11	-0.062	-0.525	27.221	0.004
. *****	. *****	12	0.937	0.872	249.780	0.000
. . .	. . .	13	-0.062	-0.039	250.770	0.000
* . .	. . .	14	-0.140	-0.018	255.770	0.000
* . .	. . .	15	-0.100	-0.018	258.350	0.000
* . .	. . .	16	-0.099	-0.029	260.860	0.000
. . .	. . .	17	-0.060	-0.051	261.800	0.000
. . .	. . .	18	0.047	-0.062	262.370	0.000
* . .	. . .	19	-0.070	-0.013	263.630	0.000
* . .	. . .	20	-0.106	-0.004	266.600	0.000
* . .	. . .	21	-0.104	0.031	269.450	0.000
* . .	. . .	22	-0.151	0.043	275.490	0.000
. . .	. . .	23	-0.055	0.029	276.300	0.000
. *****	. . .	24	0.880	0.007	483.980	0.000
. . .	. . .	25	-0.062	-0.013	485.000	0.000
* . .	. . .	26	-0.133	-0.033	489.780	0.000
* . .	. . .	27	-0.096	-0.036	492.270	0.000
* . .	. . .	28	-0.091	-0.005	494.550	0.000
. . .	. . .	29	-0.055	-0.008	495.390	0.000
. . .	. . .	30	0.043	-0.017	495.910	0.000
* . .	. . .	31	-0.073	-0.029	497.370	0.000
* . .	. . .	32	-0.104	-0.000	500.360	0.000
* . .	. . .	33	-0.098	-0.005	503.030	0.000
* . .	. . .	34	-0.147	-0.016	509.070	0.000
. . .	. . .	35	-0.050	-0.025	509.770	0.000
. *****	. . .	36	0.829	-0.011	704.790	0.000

注：*表示自相关和偏自相关系数的拖尾性

国 2013 年 1—12 月的 CPID 进行预测，从而检验模型的预测效果。得出预测精度平均相对误差绝对值 (MAPE) 为 0.343 570，处于 0~1 之间，希尔不等系数 (TIC) 为 0.002 097，在 0~1 之间，且接近于 0，

因此预测十分理想。

由于该预测的样本区间比较小，因此更改样本期为 1994 年 1 月—2011 年 12 月，同样建模，对 2012 年 1 月—2013 年 12 月的 CPID 进行预测，得出

表 2 序列 silcpid 的自相关—偏自相关

Table 2 Autocorrelation and partial correlation of silcpid

k 值	自相关 系数	偏自相 关系数	k 值	自相关 系数	偏自相 关系数	k 值	自相关 系数	偏自相 关系数
1	0.231	0.231	13	-0.051	0.021	25	0.111	0.170
2	0.077	0.236	14	0.084	0.266	26	-0.131	-0.010
3	0.040	0.053	15	0.035	0.099	27	-0.029	0.100
4	0.036	0.025	16	-0.039	-0.016	28	0.010	0.050
5	0.071	0.037	17	-0.016	-0.003	29	0.040	0.046
6	0.158	0.028	18	-0.009	-0.007	30	0.018	0.025
7	0.160	0.045	19	0.019	0.059	31	-0.044	0.004
8	0.111	-0.005	20	-0.041	-0.051	32	0.028	-0.022
9	0.044	-0.068	21	0.007	-0.033	33	0.054	0.017
10	-0.028	-0.120	22	0.085	-0.004	34	-0.051	-0.049
11	0.128	0.116	23	-0.117	-0.075	35	0.039	-0.046
12	-0.315	-0.408	24	-0.048	-0.238	36	0.291	0.208

MAPE 和 TIC 分别为 0.429 709 和 0.002 903，同样非常理想。

3 预测

运用 ARIMA (2, 1, 1) (1, 1, 1)¹² 模型对我国居民消费价格指数进行预测。首先，预测 2013 年的消费价格指数，并将预测值与实际值相比较，检验 ARIMA(2, 1, 1) (1, 1, 1)¹² 模型的预测效果(表 3)。

表 3 2013 年居民消费价格指数预测值和实际值
Table 3 Predicted value and actual value of consumer price index in 2013

月份	实际值	预测值	误差 (%)
1	232.1	231.0	0.47
2	232.1	230.3	0.78
3	227.4	226.9	0.22
4	223.0	222.1	0.40
5	218.6	218.7	0.05
6	218.2	217.3	0.41
7	217.7	217.2	0.23
8	214.3	213.8	0.23
9	210.6	209.2	0.66
10	207.3	206.3	0.48
11	202.3	202.0	0.15
12	198.2	198.1	0.05

2013 年 1—12 月定基比 CPI 的预测值在 198.1~231.0 (表 3)，并且呈现逐月下降的趋势。实际值在

198.2~232.1，与预测值的变化趋势相同，也呈现逐月下降的趋势。并且，预测值和实际值的最小误差仅有 0.05%，而最大的误差也只有 0.78%，均小于 1%。可见，ARIMA (2, 1, 1) (1, 1, 1)¹² 模型的拟合效果较好，可进一步运用此模型对我国 2014 年 1—12 月的 CPI 进行短期预测 (表 4)。

表 4 2014 年居民消费价格指数预测值
Table 4 Predicted value of consumer price index in 2014

月份	预测值	月份	预测值
1	236.7	7	222.6
2	236.1	8	219.1
3	232.5	9	214.4
4	227.6	10	211.4
5	224.1	11	207.0
6	222.7	12	203.0

2014 年 1—12 月定基比 CPI 的预测值呈逐渐下降趋势，最大值为 1 月的 236.7，最小值为 12 月的 203.0 (表 4)。

由于日常生活中人们关注更多的是同比消费价格指数，故将表 2 和表 3 中的定基指数转换为同比指数 (表 5)。

2013 年 1—12 月同比 CPI 的预测值在 101.5~102.8，实际值在 102.0~103.2，预测值和实际值之间的最小误差为 0，而最大的误差也只有 0.78%，均小于 1%，说明模型预测效果较好。同时，2014 年 1—

表 5 2013—2014 年同比消费价格指数预测值和真实值

Table 5 Predicted value and actual value of year-on-year consumer price index, 2013-2014

时间	实际值	预测值	误差 (%)	时间	预测值
2013-01	102.0	101.5	0.49	2014-01	102.0
2013-02	103.2	102.4	0.78	2014-02	101.7
2013-03	102.1	101.9	0.20	2014-03	102.2
2013-04	102.4	102.0	0.39	2014-04	102.1
2013-05	102.1	102.1	0.00	2014-05	102.5
2013-06	102.7	102.3	0.39	2014-06	102.1
2013-07	102.7	102.5	0.19	2014-07	102.3
2013-08	102.6	102.4	0.19	2014-08	102.2
2013-09	103.1	102.4	0.68	2014-09	101.8
2013-10	103.2	102.7	0.48	2014-10	102.0
2013-11	103.0	102.8	0.19	2014-11	102.3
2013-12	102.5	102.4	0.10	2014-12	102.4

12 月同比 CPI 的预测值在 101.7~102.5, 由此可以判断, 2014 年 CPI 同比涨幅控制在 3.0% 的目标可以顺利实现。

策措施的制定提供重要的参考依据。

参考文献

[1] 曹成金. 居民消费价格指数的时间序列特征分析[J]. 统计与决策, 2013(12): 10-13.

(上接第 69 页)

参考文献

- [1] 孙东升, 刘合光, 周爱莲. 中非农产品贸易的结构与特征[J]. 中国农村经济, 2007(11): 15-25.
- [2] 孙东升. 中国和印度农产品贸易的现状与前景分析[J]. 农业展望, 2007(7): 28-32.
- [3] 翟印礼, 孔媛. 以科技为支撑提升我国牛肉产品国际竞争力[J]. 沈阳农业大学学报: 社会科学版, 2003(3): 208-211.
- [4] 张振, 乔娟. 影响我国猪肉产品国际竞争力的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2011(7): 39-48.
- [5] 梁丹辉, 江晶. 中日动物产品产业内贸易问题研究[J]. 中国食物与营养, 2014(1): 51-53.
- [6] 朱晶, 陈晓艳. 中印农产品贸易互补性及贸易潜力分析[J]. 国际贸易问题, 2006(1): 44-45.
- [7] 杨文武, 李星东. 后金融危机时代中印农产品贸易合作[J]. 南亚研究季刊, 2013(2): 71-73.

(责任编辑 吴 培)