

基于时间序列分析和预测云南省CPI

董玉婷

云南财经大学, 云南 昆明

收稿日期: 2021年11月27日; 录用日期: 2021年12月11日; 发布日期: 2021年12月27日

摘要

为了科学地分析云南省的经济发展状况, 本文基于时间序列分析, 选取了居民消费价格指数(Consumer Price Index, CPI)这一衡量经济发展状况的指标, 依据以上年同月为100的1998年1月至2021年9月的云南省居民消费价格指数(CPI)的同比月度数据, 从实证的角度分析了此期间云南省居民消费价格指数的变化规律, 并由此建立了一阶自回归模型(AR(1))。通过对该模型进行拟合精度的检验后, 发现相对误差均很小, 因此对云南省2021年10月~2022年2月的CPI进行了预测。结果表明, 未来5个月云南省的CPI呈现缓慢增长的趋势, 并且增长幅度不超过0.105%, 说明未来5个月云南省通货膨胀压力较小, 物价水平比较稳定, 经济前景较为明朗, 其经济发展状况受疫情影响较小。本文对预测未来云南省的居民消费价格指数和经济发展趋势提供了一定的参考价值和理论依据。

关键词

时间序列分析, CPI, AR模型, 相对误差, 预测

Analysis and Prediction of CPI in Yunnan Province Based on Time Series

Yuting Dong

Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: Nov. 27th, 2021; accepted: Dec. 11th, 2021; published: Dec. 27th, 2021

Abstract

In order to scientifically analyze the economic development of Yunnan Province, based on time series analysis, this paper selects the Consumer Price Index (CPI), which is an index to measure the economic development. Based on the monthly data of the CPI from January 1998 to September 2021, which was 100 in the same month of last year, this paper analyzes the change rule of the CPI in Yunnan Province during this period from an empirical point of view, and establishes the au-

to-regressive model of one order (AR(1)). After testing the fitting accuracy of the model, it is found that the relative errors are very small, so the CPI of Yunnan Province from October 2021 to February 2022 is predicted. The results show that the CPI of Yunnan Province will show a slow growth trend in the next five months, and the growth rate will not exceed 0.105%, which indicates that the inflationary pressure in Yunnan Province will be small, the price level will be stable, the economic prospect will be clear, and its economic development will be less affected by the epidemic situation. This paper provides certain reference value and theoretical basis for forecasting the consumer price index and economic development trend of Yunnan Province in the future.

Keywords

Time Series Analysis, CPI, AR Model, Relative Error, Prediction

Copyright © 2021 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

居民消费价格指数(Consumer Price Index, CPI)是一个宏观经济指标,它反映了居民生活中所购买的商品及劳务价格水平的变动情况[1]。它涵盖了居民衣、食、住、行等各领域,同老百姓的生活水平密切相关。它也是描述我国是否发生通货膨胀的一项重要指标,如果居民消费价格指数的增长幅度过大,表明当前经济发展状况不稳定,有发生通货膨胀的风险[2]。政府可以通过分析该指标进行相应的决策分析,从而应对风险挑战。因此它也是国家进行物价总水平监测与调控以及国民经济核算的重要指标,在整个国民经济价格体系中具有极其重要的地位。

云南省国土资源广袤,具有对外贸易交往的区位优势,接壤三个国家,拥有丰富的动植物资源,独具优势的特色产业,使得它的经济发展方式和经济结构也受到显著影响,随之而来给居民的生活方式和消费水平也带来一定程度的影响。并且2019年底发生的新冠肺炎疫情给全国乃至全世界的经济发展都造成了巨大影响,本文研究云南省的居民消费价格指数,可以反映居民的实际生活水平和质量,同时还可以利用所建模型来预测和评估未来云南省居民的消费价格指数以及分析此次疫情对云南省的经济发展造成的影响,从而可以判断该地区未来的经济发展趋势,以便各级部门做出相应的分析与决策,居民也可以做好相应准备。所以,本文对该指标的研究是非常有意义的。

2. 文献综述

国内已有许多学者对我国或者部分地区的居民消费价格指数进行了短期的研究与预测,倪颖和年靖宇[3]以重庆市为例,利用该市居民消费价格指数的2012年1月到2017年2月的月度同比数据进行分析建模,建立了 $ARMA(p,q)$ 模型,并对2017年3月到10月重庆市的CPI进行了预测。指出2017年到2018年重庆市城市居民消费价格指数总体呈现上升的趋势,重庆市政府应该制定一系列的调控政策和防范措施。

朱威和钟惟剑[4]对我国以2001年为基期的2002年1月到2007年3月的居民消费价格指数进行了研究,结果表明我国2002年初到2003年中期的CPI波动较小,甚至在100以下波动,说明此期间国家在实施积极的政策调控措施,但还是有通货紧缩的风险。而2003年后期,经济回温,CPI开始上扬,说明积极政策奏效,许多学者关注的焦点也转向了通货膨胀。

裴丽芳和冯三营[5]系统地阐述了进行时间序列分析与预测的步骤,最后应用实例分析,以2016年2

月 18 日至 2017 年 11 月 27 日某上市公司股票每日的收益价格为原始数据进行分析后,建立了适合股票价格走势规律的 $ARMA(p,q)$ 模型,对未来的五个交易日进行了预测,并将预测值与实际动态值进行了对比分析,误差均在 10% 以内,也从实例分析的角度出发说明了该模型有较好的预测效果,对数据的预报有一定的参考价值。

3. 相关理论

3.1. 时间序列分析

时间序列(Time Series),一般来说是指随着时间变化而变化的序列。时间序列分析(Time Series Analysis)[6]是基于随机过程理论和数理统计理论来研究动态数据的一种统计方法,其目的在于通过建立适当的时间序列模型来研究某一因素自身或与其他因素之间的内在联系以及发展变化规律,从而可以用来短期预测和控制某一现象的未来行为[6]。用于研究时间序列的分析方法比较多,目前主要包括描述性时序分析和统计时序分析。早期人们主要以绘制图像的方式来观测或者直观的数据比较来分析,但随着研究领域的深入,学者们注意到随机变量具有很强的随机性,单纯的描述性分析有局限性,于是学术界开始运用数理统计学原理进行研究,研究的重心也从表面现象的总结转移到研究分析序列值的内在相关关系上[7]。

通常使用时间序列方法来建模的过程为:首先通过统计抽样等方法取得一组时间序列数据,并对数据进行预处理;其次是要判断这一时间序列是否平稳;最后是进行模型的建立与阶数的识别,选取正确的模型来拟合验证我们所收集到的时间序列的观测值,并使用正确的模型对原时间序列的未来值进行预测。对于平稳的时间序列,通常可用 $ARMA(p,q)$ 模型来拟合;而对于具有明显的趋势波动,也就是不平稳的时间序列,应将收集到的原始时间序列通过一些方法处理,比如差分化等方法,然后将其化为平稳的时间序列,然后再选择合适的模型来拟合这个已经进行差分的序列,最后再进行未来的短期预测。

3.2. 自回归移动平均模型

$ARMA(p,q)$ 又被称为自回归移动平均模型,它是研究时间序列的重要模型之一,它是由自回归模型($AR(p)$)和滑动平均模型($MA(q)$)这两个模型构成的,一般具有较大的适用范围和预测误差小的特点。其模型结构形式如下[6]:

$$\begin{cases} X_t = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \\ \phi_p \neq 0, \theta_q \neq 0 \\ E(\varepsilon_t) = 0, \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2, E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0, s \neq t \\ E(X_s \varepsilon_t) = 0, \forall s < t \end{cases} \quad (1)$$

当 $\phi_0 = 0$ 时,此模型化为中心化的 $ARMA(p,q)$ 模型,通过引入延迟算子 B ,可以将 $ARMA(p,q)$ 模型记为:

$$\Phi(B)X_t = \Theta(B)\varepsilon_t \quad (2)$$

其中

$$\begin{aligned} \Phi(B) &= 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \\ \Theta(B) &= 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \end{aligned} \quad (3)$$

$ARMA(p,q)$ 模型的平稳性完全取决于自回归部分的平稳性。

如果通过平稳性检验之后发现原始的时间序列不是平稳的,那么通常要通过差分化处理来消除数据的不平稳性[7]。然后根据差分处理后的平稳序列,通过它的样本自相关函数和样本偏自相关函数的性质

特点来判断, 然后选择比较符合的模型来进行拟合和分析预测。

其中样本的自相关函数和偏自相关函数的公式为[7]:

$$\hat{\rho}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x})}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}}, 0 < k < n, \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n x_t \quad (4)$$

$$\hat{\phi}_{kk} = \frac{\hat{D}_k}{\hat{D}}, \forall 0 < k < n \quad (5)$$

其中

$$\hat{D}_k = \begin{vmatrix} 1 & \hat{\rho}(1) & \cdots & \hat{\rho}(k-2) & \hat{\rho}(1) \\ \hat{\rho}(1) & 1 & \cdots & \hat{\rho}(k-3) & \hat{\rho}(2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \hat{\rho}(k-1) & \hat{\rho}(k-2) & \cdots & 1 & \hat{\rho}(k) \end{vmatrix} \quad (6)$$

$$\hat{D}_k = \begin{vmatrix} 1 & \hat{\rho}(1) & \cdots & \hat{\rho}(k-1) \\ \hat{\rho}(1) & 1 & \cdots & \hat{\rho}(k-2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\rho}(k-1) & \hat{\rho}(k-2) & \cdots & \hat{\rho}(k) \end{vmatrix} \quad (7)$$

当 $q=0$ 时, $ARMA(p, q)$ 模型退化为 $AR(p)$ 模型。

样本自相关系数 $\hat{\rho}(k)$ 在最初的 q 阶, 如果得到的值明显大于标准差的 2 倍, 而在 q 阶之后几乎 95% 的样本自相关系数 $\hat{\rho}(k)$ 都落在标准差 2 倍的范围之内, 并且非零样本的自相关系数减小到 0 的这个过程非常快, 这时我们一般将自相关系数看作是 $\rho(k)$ 截尾, 这时我们就可以初步地判定该时间序列为 $MA(q)$ 模型[6]。

同样的, 我们也可以用品本的偏自相关系数 $\hat{\phi}_{kk}$ 来判断该时间序列是否为 $AR(p)$ 模型[7], 如果对于样本自相关系数 $\hat{\rho}(k)$ 和样本偏自相关系数 $\hat{\phi}_{kk}$, $\hat{\rho}(k)$ 、 $\hat{\phi}_{kk}$ 都有大于 5% 的值是在标准差的 2 倍范围之外, 或者非零样本的自相关系数和样本偏相关系数减小为 0 的速度非常缓慢, 因此我们在这样的情况之下都视 $\rho(k)$ 为不截尾, 因此可以初步判定相应的时间序列为 $ARMA(p, q)$ 模型[8]。

4. 云南省居民消费价格指数的变动趋势分析

4.1. 数据的来源

本文用于研究所选取的数据是云南省 1998 年 1 月到 2021 年 9 月的居民消费价格指数(CPI), 其样本值为上年同月等于 100 的同比月度数据, 数据收集于国家统计局官方网站, 一共有 285 个样本数据, 没有缺失值和异常值。

4.2. 云南省 CPI 的描述性分析

为了能更直观地看出原始序列所呈现的趋势, 利用所收集到的云南省 1998 年 1 月到 2021 年 9 月以上年同月等于 100 的月度同比数据作时序图, 初步判断该序列是否平稳, 以 C_t 表示第 t 个月云南省 CPI 的数值, t 表示时间从 1998 年 1 月到 2021 年 9 月, 利用 MATLAB 作时序图, 如图 1 所示。

如图 1 所示, 图形中 C_t 并未展现出明显的趋势或者周期特征, 且波动大小差距大, 可以初步判断云南省居民消费价格指数时间序列 $\{C_t\}$ 是非平稳序列。为了消除这种不平稳性的趋势, 将原始序列进行差分化处理。

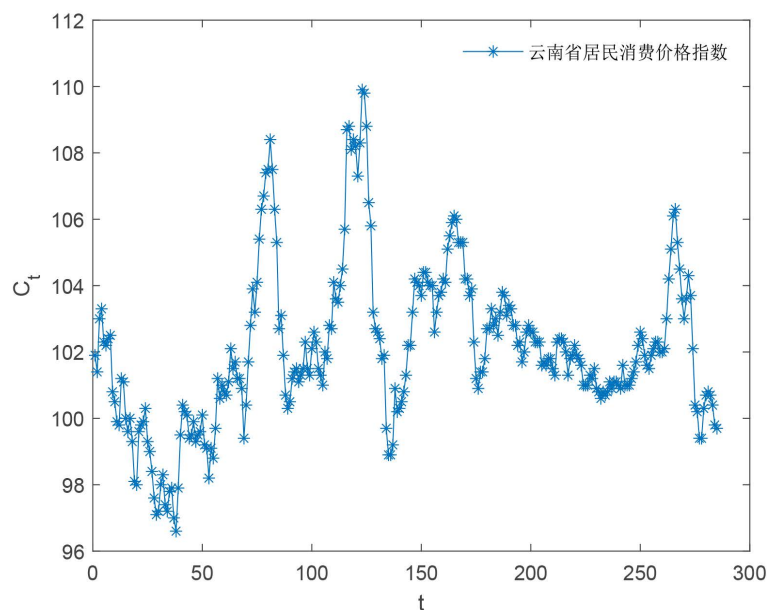


Figure 1. Time Sequence diagram of CPI Series in Yunnan Province (1998.1~2021.9)

图 1. 云南省 CPI 序列的时序图(1998.1~2021.9)

4.3. 一阶差分处理

从以上原始的 CPI 序列的时序图可以直观的看出，云南省的 CPI 序列是一个非平稳的时间序列，因此，所以将序列进行一阶差分处理来考虑能否消除这种趋势，进一步看其对应的一阶差分序列的平稳性。一般，一阶差分可以消除线性趋势，二阶差分可以消除二次曲线趋势[6]。将原始序列用 MATLAB 进行差分处理并绘制一阶差分序列的时序图，如图 2 所示：

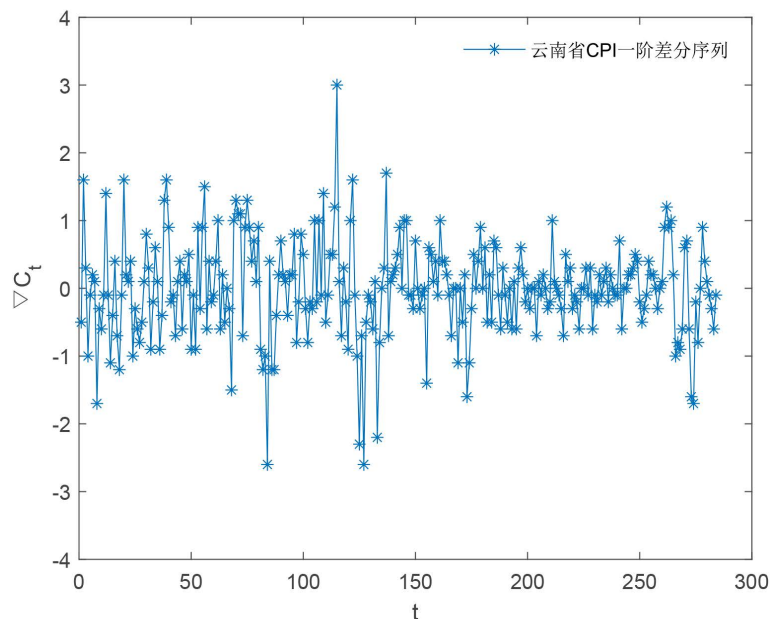


Figure 2. First-order difference sequence diagram of CPI sequence in Yunnan Province (1998.1~2021.9)

图 2. 云南省 CPI 序列的一阶差分时序图(1998.1~2021.9)

如图 2 所示, 图中纵轴展现出在水平线的周围大致差不多幅度的波动。因此, 我们可以根据平稳序列的性质, 初步判断云南省居民消费价格指数(CPI)的一阶差分时间序列是平稳时间序列。下面需要通过观察平稳序列的样本自相关函数和样本偏相关函数的特性, 便于判定两序列是否为自回归或移动平均序列, 及确定其相应的阶数。

5. 实证分析

5.1. 基于一阶差分序列的模型识别

将一阶差分处理后的已经平稳的序列 $\{\nabla C_t\}$, 为了建立一个合适的模型, 第一步就是要进行模型识别。本文采用的是通过绘制一阶差分处理后的云南省 CPI 序列 $\{\nabla C_t\}$ 的样本自相关函数和样本偏相关函数图来直观的分析判断。 $\{\nabla C_t\}$ 的样本自相关函数图像和样本偏相关函数图像分别如图 3 和图 4 所示。

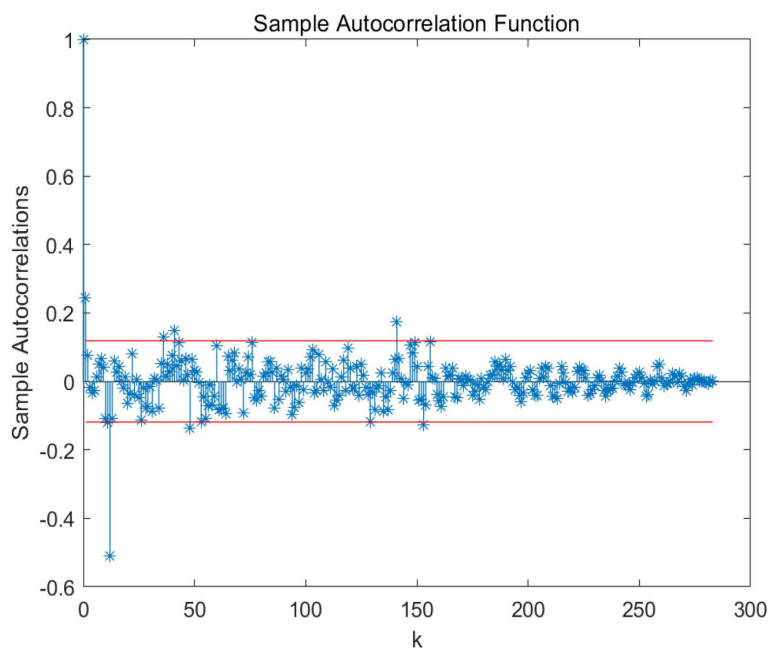


Figure 3. Sample autocorrelation function diagram of first-order difference sequence of CPI sequence $\{\nabla C_t\}$ in Yunnan Province

图 3. 云南省 CPI 序列的一阶差分序列 $\{\nabla C_t\}$ 的样本自相关函数图

从图 3 中我们可以直观地看出, 云南省 CPI 的一阶差分序列, 其样本自相关函数图像并没有在某步之后明显为 0, 即没有表现出明显的截尾特征, 相反地, 该一阶差分序列的样本自相关函数是拖尾的。因此不能判定该一阶差分序列为移动平均 $MA(q)$ 序列。

同样由图 4 可知, 云南省居民消费价格指数序列的一阶差分序列, 其样本偏相关函数没有显著的截尾特征且波动比较大, 呈现出拖尾的特征。因此也不能认为该序列为自回归 $AR(p)$ 序列。

虽然我们通过以上的图 3 和图 4 已经初步可以判断出云南省 CPI 的一阶差分序列, 它既不是移动平均 $MA(q)$ 序列也不是自回归 $AR(p)$ 序列, 而且它的样本自相关函数和偏相关函数都表现出了拖尾的特征, 但也不能因此判断该序列一定是 $ARMA(p, q)$ 序列。我们对一阶差分序列进行模型识别后, 还不能清楚地识别出该序列的类型, 因此我们有必要对原序列进行分析。

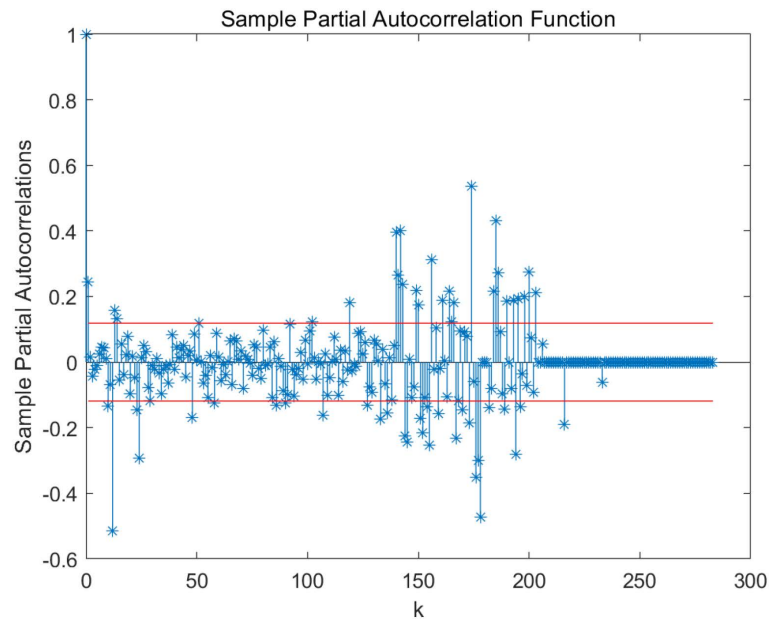


Figure 4. Sample partial correlation function diagram of first-order difference sequence of CPI sequence $\{\nabla C_t\}$ in Yunnan Province

图 4. 云南省 CPI 序列的一阶差分序列 $\{\nabla C_t\}$ 的样本偏相关函数图

5.2. 对原序列 $\{C_t\}$ 进行模型识别

为了对原序列进行识别,我们从相关关系出发,分析云南省原始 CPI 序列与其前期序列之间是否存在明显的相关关系。在统计学上,相关关系是一种不确定的相互依赖的关系[9]。因此通过看两者之间的散点图来初步观察这两个序列之间的相关关系。如图 5 所示:

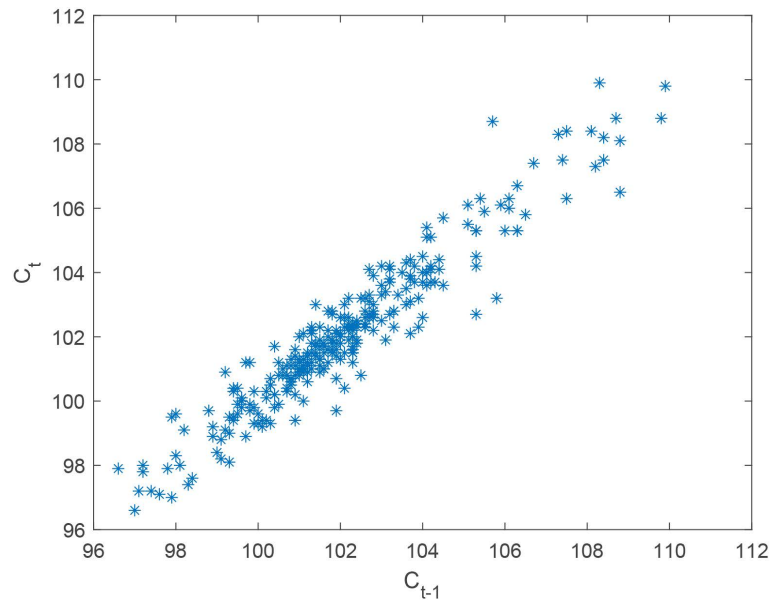


Figure 5. Scatter diagram of (C_{t-1}, C_t) of CPI sequence $\{C_t\}$ in Yunnan Province

图 5. 云南省 CPI 序列 $\{C_t\}$ 的 (C_{t-1}, C_t) 的散点图

从以上图 5 中我们可以直观的看出，这些点集中在一条直线附近，即云南省 CPI 序列 $\{C_t\}$ 的当期与前期 $\{C_{t-1}\}$ 之间存在明显的线性相关关系，随着 $\{C_{t-1}\}$ 的增加， $\{C_t\}$ 也随着增加。现在我们再用数值结果来说明它们的相关性 - 样本相关系数。相关系数是用于研究变量之间的线性相关程度的量[10]。其定义公式如下所示：

$$r(X, Y) = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}} \quad (8)$$

$\rho_{XY} = r(X, Y)$ ， $|\rho_{XY}| \leq 1$ ，即 $|\rho_{XY}|$ 越大，相关程度越大； $|\rho_{XY}| = 0$ 对应的相关程度最低；当 $\rho_{XY} > 0$ 时，为正相关；当 $\rho_{XY} < 0$ 时为负相关。其样本相关系数计算结果如表 1 所示：

Table 1. Sample correlation coefficient between C_t and C_{t-1} of CPI sequence $\{C_t\}$ in Yunnan Province

表 1. 云南省 CPI 序列 $\{C_t\}$ 的 C_t 与 C_{t-1} 之间的样本相关系数

	C_{t-1}	C_t
C_{t-1}	1.0000	0.9544
C_t	0.9544	1.0000

从图 5 中我们可以看出两者呈现正相关关系，通过数值计算，再由表 1 也可以看出云南省 CPI 序列 $\{C_t\}$ 的 C_t 与 C_{t-1} 之间的样本相关系数高达 0.9544，已经高度正相关，因此从这两个结果均表明序列 $\{C_t\}$ 可以用下面的一阶自回归模型，即 AR(1)模型来拟合[7]：

$$C_t = \phi_0 + \phi_1 C_{t-1} + \varepsilon_t, t = 2, 3, \dots, n \quad (9)$$

其中 $\{\varepsilon_t, t = 1, 2, \dots\} \sim WN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 是白噪声序列，白噪声序列是由不相关的随机变量组成的宽平稳序列。我们就用该模型来拟合序列 $\{C_t\}$ ，其中 $\phi_0, \phi_1, \sigma_\varepsilon^2$ 为模型的未知参数。下面需要对 $\phi_0, \phi_1, \sigma_\varepsilon^2$ 进行参数估计，以进一步应用模型。

5.3. 参数估计

在统计学中，参数估计按照估计形式可以分为两种形式，分别为点估计和区间估计，其中最常用的有三种估计方法，分别为矩估计、最小二乘估计和似然估计。本文使用的是最小二乘估计方法[9]对模型(9)的参数进行估计。根据上述模型，参数 ϕ_c, ε_c 的最小二乘估计分别为：

$$\begin{aligned} \hat{\phi}_c &= (X'_c X_c)^{-1} X'_c Y_c, \hat{\sigma}_c^2 = \frac{1}{n-1} Y'_c [I_{n-1} - X_c (X'_c X_c)^{-1} X'_c] Y_c \\ \hat{\varepsilon}_c &= Y_c - X_c \hat{\phi}_c \end{aligned} \quad (10)$$

其中

$$\phi_c = \begin{pmatrix} \phi_{C_0} \\ \phi_{C_1} \end{pmatrix}, Y_c = \begin{pmatrix} C_2 \\ \vdots \\ C_n \end{pmatrix}, X_c = \begin{pmatrix} 1 & C_1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & C_{n-1} \end{pmatrix}, \varepsilon_c = \begin{pmatrix} \varepsilon_{C_1} \\ \vdots \\ \varepsilon_{C_{n-1}} \end{pmatrix} \quad (11)$$

由此，通过将收集的云南省 1998 年 1 月~2021 年 9 月的 CPI 的样本数据分为训练集和测试集，本文把云南省 1998 年 1 月~2020 年 12 月的 CPI 作为训练集进行参数估计，其余的 CPI 数据作为测试集来测试模型。由此可以计算得出：

$$\hat{\phi}_C = \begin{pmatrix} \hat{\phi}_{C_0} \\ \hat{\phi}_{C_1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 4.5795 \\ 0.9551 \end{pmatrix}, \hat{\sigma}_C^2 = 0.5230$$

根据参数估计我们得出：当其他条件不变的情况下，云南省居民消费价格指数序列前期 C_{t-1} 平均每增加一个单位，就会引起当期 C_t 平均增加 $\hat{\phi}_1 = 0.9551$ 个单位，而 $\hat{\sigma}_C^2 = 0.5230$ 足够小，因此，模型(9)很好地拟合了云南省居民消费价格指数序列 $\{C_t\}$ 。

5.4. 预测分析

5.4.1. 预测对比分析

通过模型识别与拟合可知，所建立的一阶 AR(1)模型的拟合方程为

$$\hat{C}_t = 4.5795 + 0.9551C_{t-1} \quad (12)$$

该方程模型是由训练集 1998 年 1 月~2020 年 12 月的云南省居民消费价格指数数据进行参数估计得到的，为了检验模型的拟合效果，我们使用剩下的 2021 年 1 月-2021 年 9 月的数据作为测试集，通过(12)利用 MATLAB 编程计算得到其真实值和预测值进行对比，计算出误差以及误差率，并选择最优模型。计算结果如表 2 所示：

Table 2. According to the number of CPI in Yunnan Province from January 1998 to December 2020, CPI from January 2021 to September 2021 is predicted by Equation (12)

表 2. 由方程(12)依据 1998 年 1 月至 2020 年 12 月的云南省 CPI 预测 2021 年 1 月至 2021 年 9 月的 CPI

月份	C_t	\hat{C}_t	$\hat{C}_t - C_t$	$\frac{\hat{C}_t - C_t}{C_t}$
2021 年 1 月	99.4	100.2820	0.8820	0.0089
2021 年 2 月	99.4	99.5179	0.1179	0.0012
2021 年 3 月	100.3	99.5179	-0.7821	-0.0078
2021 年 4 月	100.7	100.3775	-0.3225	-0.0032
2021 年 5 月	100.8	100.7596	-0.0404	-0.0004
2021 年 6 月	100.7	100.8551	0.1551	0.0015
2021 年 7 月	100.4	100.7596	0.3596	0.0036
2021 年 8 月	99.8	100.4731	0.6731	0.0067
2021 年 9 月	99.7	99.9000	0.2000	0.0020

由上表可以看出依据模型预测 2021 年 1 月到 2021 年 9 月的云南省居民消费价格指数与真实数据之间存在一定的差距。预测绝对误差最高为 0.8820，最小为 0.0404；而预测相对误差最高为 0.89%，最低为 0.04%。这表明了模型(12)的拟合效果非常好，可以用该模型来拟合序列 $\{C_t\}$ 。

5.4.2. 未来短期预测

因为模型(12)的预测效果比较好，所以我们可以根据该模型来进行短期预测，利用上述模型对云南省未来 5 个月的居民消费价格指数进行了短期预测。由 C_1, C_2, \dots, C_n 预测后 k 个月 $C_{n+1}, C_{n+2}, \dots, C_{n+k}$ 的关系式为：

$$\begin{cases} \hat{C}_{n+k} = \hat{\phi}_0 + \hat{\phi}_1 \hat{C}_{n+k-1}, k = 1, 2, \dots \\ \hat{C}_n = C_n \end{cases} \quad (13)$$

取 $k = 14$ ，也就是预测 2021 年 10 月~2022 年 2 月的云南省的居民消费价格指数，由于数据是收集到

2021年9月,因此这里只展示未来5个月的预测结果如表3所示:

Table 3. Forecast value and growth rate of CPI of Yunnan Province from October 2021 to February 2022
表 3. 云南省居民消费价格指数 2021 年 10 月~2022 年 2 月的预测值与增长率

年份	\hat{C}_t	$\frac{\hat{C}_t - \hat{C}_{t-1}}{\hat{C}_{t-1}}$
2021 年 10 月	99.8045	0.00105
2021 年 11 月	99.9043	0.00100
2021 年 12 月	99.9996	0.00095
2022 年 01 月	100.0906	0.00091
2022 年 02 月	100.1776	0.00087

由上表可以直观的看出,云南省居民消费价格指数在 2021 年 10 月~2022 年 02 月整体呈现上升的趋势,且增长幅度不大,最高增长率不超过 0.105%,是稳步增长的。因此我们可以认为在未来 5 个月里云南省居民的经济状况在稳步提升。(注:文章表中的主要计算结果均保留了 4 位小数,表 3 中的增长率保留了 5 位小数)

6. 结论和建议

本文运用时间序列分析方法对 1998 年 1 月~2021 年 9 月的云南省 CPI 进行了分析,通过对收集到的数据进行识别、分析和研究,建立了一阶自回归模型,将数据分为训练集(1998 年 1 月~2020 年 12 月)和测试集(2021 年 1 月~2021 年 9 月),并运用训练集对模型的未知参数进行了估计,用测试集进行了模型拟合精度的检验,结果表明,预测结果相对误差均小于 0.89%,该模型的拟合效果较好。最后对云南省的 2021 年 10 月~2022 年 2 月未来 5 个月的居民消费价格指数进行了预测,发现云南省的居民消费价格指数是缓慢上升的,呈现增长的趋势,增长率不超过 0.105%,这符合云南省近期的经济发展状况,经济呈现复苏、稳步增长的状态,通货膨胀压力较小。云南省因为得天独厚的地理环境,旅游业、特色的高原农业等发展较好且稳定,且随着入滇铁路的增加,与周边接壤的国家贸易增加,带动了经济的发展;并且也可以看出云南省经济发展受疫情影响较小。要说明的是本文得出的预测结果只是一个大致预测值,在实际运作中,由于社会经济是一个非常复杂多变的动态系统,当国家宏观调控和社会环境发生变化时,CPI 也会随之发生变化,所以本文只是对经济活动中出现的问题予以估计,并对可能发生的问题做好相应的准备或调整,时间序列分析预测和应用的意义也正是如此。

虽然从以上短期预测来看,云南省经济呈缓慢稳步增长的趋势,但为了应对比如疫情等影响经济发展的因素,能够使人民的生产生活受到较低的影响,政府可以帮助人们拓宽农产品等的销售渠道,帮助带动滞销产品的销售,比如,可以采用主播带货的方式,增加消费者的购买欲望,因为直播带货相较于线下实体店具有成本低、受众广、产品丰富等优点;其次多方位考察云南省的经济发展条件和机遇,充分利用人文地理环境优势,多发展一些创新型产业,增加更多的就业机会,给予创新创业的人才补贴;还可以考虑降低贷款利率,通过实施这一政策,可以使一些中小企业,尤其是微型企业有能力贷款,提高贷款比例,以解决资金流动性不足问题,货币流通量的增加就能刺激经济增长,增加投资需求,增强企业存活率,从而提高就业率和居民的消费水平。

参考文献

- [1] 毛钰嘉. 基于时间序列的组合预测模型研究[D]: [硕士学位论文]. 南昌: 江西财经大学, 2020.

- [2] 孔会. 贵州省居民消费价格指数影响因素及趋势预测[D]: [硕士学位论文]. 昆明: 云南大学, 2017.
- [3] 倪颖, 年靖宇. 基于 ARIMA 模型的居民消费价格指数走势实证分析与预测——以重庆市为例[J]. 贵州商学院学报, 2018, 31(2):14-23.
- [4] 朱威, 钟惟剑. ARMA 模型在居民消费价格指数预测中的应用[J]. 金融经济, 2008(8): 82-83.
- [5] 裴丽芳, 冯三营. 基于 MATLAB 的时间序列分析[J]. 科教文汇(中旬刊), 2018, 15(11): 47-49.
- [6] 王燕. 应用时间序列分析[M]. 第 4 版. 北京: 中国人民大学出版社, 2015.
- [7] 王振龙, 胡永宏. 应用时间序列分析[M]. 北京: 科学出版社, 2007.
- [8] 马瑶, 孙中玉, 邹益玲. 基于 ARIMA 模型对中、美、德三国 CPI 的分析与预测[J]. 经济研究导刊, 2021(8): 1-4+14.
- [9] 唐年胜, 李会琼. 应用回归分析[M]. 北京: 科学出版社, 2013.
- [10] 李彦萍, 杨红霞. 非参数统计中相关系数的计算及其应用[J]. 山西农业大学学报(自然科学版), 2003, 23(4): 363-366.