

云南省财政预算收支关系及预测研究

杨 超

云南财经大学统计与数学学院, 云南 昆明

收稿日期: 2023年3月13日; 录用日期: 2023年4月9日; 发布日期: 2023年4月19日

摘要

本文基于1991~2021年云南省财政预算收支年度数据, 采用Rstudio软件进行分析, 对财政收入和财政支出序列进行二阶差分后得到两个平稳非随机时间序列, 通过协整检验发现云南省财政收入和财政支出存在长期均衡关系, 而ECM模型则显示其短期波动影响不显著, Granger因果关系检验结果显示财政支出是财政收入的格兰杰原因。接着通过模型的识别和定阶, 比较AIC信息准则分别拟合最优的云南省财政预算收入的ARIMA模型, 得到的最优财政预算收入模型ARIMA(1, 2, 0), 同时使用2015~2021年的云南省财政预算收入数据真实值与模型拟合值进行比较, 得出模型拟合平均误差率为2.9588%, 认为模型的短期预测效果较为理想。最后使用该模型对云南省2022~2029年财政预算收入进行预测, 预测结果可为财政预算编制提供参考。

关键词

财政收支, 协整检验, ECM模型, Granger因果检验, ARIMA模型

Research on the Relationship between Revenue and Expenditure of Fiscal Budget in Yunnan Province and Its Forecast

Chao Yang

School of Statistics and Mathematics, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: Mar. 13th, 2023; accepted: Apr. 9th, 2023; published: Apr. 19th, 2023

Abstract

Based on the annual data of fiscal budget revenue and expenditure of Yunnan Province from 1991 to 2021, this paper uses Rstudio software to analyze, and obtains two stationary non-random time series after the second-order difference of fiscal revenue and fiscal expenditure series. Through

the cointegration test, it is found that there is a long-term equilibrium relationship between fiscal revenue and fiscal expenditure of Yunnan Province, while the ECM model shows that its short-term fluctuation has no significant impact, Granger causality test results show that fiscal expenditure is the Granger cause of fiscal revenue. Then through the identification and ranking of the model, compare the ARIMA model of the best fiscal budget revenue of Yunnan Province fitted by AIC information criteria, and get the best fiscal budget revenue model ARIMA(1, 2, 0). At the same time, compare the real value of the fiscal budget revenue data of Yunnan Province from 2015 to 2021 with the model fitting value, and get the average error rate of the model fitting is 2.9588%, and think that the short-term prediction effect of the model is ideal. Finally, the model is used to forecast the fiscal budget revenue of Yunnan Province from 2022 to 2029, and the forecast results can provide a reference for fiscal budget preparation.

Keywords

Fiscal Revenue and Expenditure, Cointegration Test, ECM Model, Granger Ausality Test, ARIMA Model

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

财政是庶政之母，是国家治理的基础和重要支柱。长久以来，财政收支关系作为政府治国理政的关键性问题，一直是学者们研究的热点。随着经济步入“新发展格局”，地方一般公共预算收支的增速在大幅度的减税、降费等多重冲击下迅速下滑，尤其 2020 年以来新冠肺炎疫情的重大冲击，预算收支增速与经济增速都跌至冰点，此外，当前财政预算收入和财政预算支出偏离度也在逐年拉大。在此背景下，对未来年度的财政收支进行准确预测对于降低预算偏差具有重要意义。本文以云南省财政一般公共预算收入和支出为时间序列对其自身规律和趋势进行分析，寻找财政收支之间的关系，并预测未来收支变化，为降低财政预算偏差和合理编制预算方案，实现收入预算由约束性向预期性转变，为逐步建立跨年度财政预算平衡机制提供理论依据。

2. 文献综述

2.1. 财政收支关系研究

关于财政收支关系的研究，国内外学者对不同国家和地区的财政收支关系进行了实证研究，但得出的结论存在较大差异，逐渐形成了以收定支、以支定收、收支同步及收支分离四种理论假说[1]。以收定支假说是指财政收入导致财政支出的变化。Friedman (1978)认为，税收收入的变化导致政府支出同向变化[2]。Buchanan 和 Wagner (1977)也支持财政收入决定财政支出的观点，但认为财政收入导致财政支出的变化是反向的[3]；Darrat (1998)则对土耳其的财政收支进行了研究，发现其财政收入决定财政支出[4]。以支定收假说认为，支出在收支关系中居主导地位。杨海生等(2014)利用月度财政收支的时间序列数据对我国财政收支的关系进行研究，认为财政支出推动财政收入的增长[5]；杨子晖等(2016)研究了政府收支的非对称关系，发现中国政府支出对政府收入长期存在驱动作用[6]。收支同步假说是指政府的预算收支决定不是孤立的，收入与支出相互依存，存在双向因果关系。Manage 和 Marlow (1986)对美国财政收支关系进行实证研究，得出财政收支存在同步性[7]；王立勇等(2015)运用 Granger 因果检验和区制转移向量

误差修正模型对我国财政失衡的动态调整特征进行了实证研究，研究发现我国财政调整符合收支同步假说且具有持续性[8]。收支分离假说是指政府的财政收支之间是相互独立的，不存在因果关系。Furstenberg 等(1986)建立 VAR 模型，通过脉冲响应函数分析美国的税收和财政支出之间的关系，认为财政支出没有受到税收冲击的显著影响[9]。Korena 和 Stiassnyb (1998)绘制了 VAR 模型下的脉冲图和频域分析研究了税收与支出之间的关系，认为瑞士和瑞典的支出与税收之间不存在显著关系[10]。

综上可以看出，四种假说各自都有实证分析研究为之佐证。此外，还有研究表明，同一地区的财政收支关系也不是一成不变的，不同时间区间财政收支关系也会有所差异。Li (2001)利用协整模型分析了自 1950 年起中国的财政收支数据，认为不同时期中国财政收支关系不同，分别符合财政支出决定财政收入和财政收支存在同步性的假定[11]。马兹晖(2008)研究了我国地方财政收支关系，得出不同时期财政收支分别满足双向因果关系、财政支出单方面影响财政收入以及二者长期均衡[12]。

2.2. 财政收支预测研究

国内外学者关于财政收支的预测研究，按选择的预测模型主要可分为时间序列模型和非时间序列模型两类。Duncan 等(1993)运用改进的贝叶斯时间序列模型预测地方政府税收收入，发现减少时间序列长度能提高预测精准度[13]。陈盈等(2014)使用 ARIMA 模型预测了我国 1992~2011 年财政支出，其相对误差能控制在 5% 以内[14]。王华春和刘清杰(2017)采用 1950~2015 年的财政收支时间序列数据，使用 ARIMA 模型预测了 2016~2020 年财政收入增速趋缓[15]；沈楠(2019)选取 1952~2018 年全国财政数据，运用 ARMA 模型预测了 2019~2021 年中央财政收入与支出占比的变化，发现两者并不呈同步增长态势[16]。

非时间序列模型在财政收支预测上同样也有着广泛的应用：Plesko (1988)使用财政收支和赤字共同构建多元线性模型进行预测，发现短期预测效果较好，随着预测时间的推移预测偏差愈加严重[17]。林国玺和宣慧玉(2005)结合遗传算法和 BP 神经网络构建税收预测模型对 1978 年~2001 年的税收收据进行分析预测[18]。Buettner 和 Kauder (2010)则建立了包括 GDP、消费等各项宏观经济指标的线性回归模型来预测各国家的财政收支[19]；谢姗和汪卢俊(2015)则是综合了指数 STAR 模型、样本外预测分析与蒙特卡洛模拟方法，对我国财政收入进行了预测[20]。

除了单一模型外，组合模型在财政收支关系中的运用也越来越广泛。方博和何朗(2015)则将 BP 神经网络结合 ARMA 模型，利用最大最小贴近度评价方法来预测我国年度财政收入[21]；蒋锋等(2018)则利用 Lasso-GRNN 神经网络模型进行研究[22]。他们的结果都表明组合模型预测财政收支的效果均优于单一模型。

2.3. 文献评述

综上所述，财政预算收入和财政预算支出的因果性在不同地区、不同时期会有不同，在探究清楚二者因果关系的基础上再进行财政收支的预测研究将更具政策意义，在找到主导原因的前提下进行财政收支预测将有助于提高预测精准度，减少财政预算收支与真实值偏离的情况。本文将在前人研究的基础上 [23] [24] [25] [26]，采用协整与误差修正模型以及 Granger 因果检验探索 1991~2021 年云南省财政预算收支的关系，并使用 ARIMA 模型对其进行建模分析，试图找到精度相对较高的模型对云南省财政预算收支进行短期预测。

3. 理论方法介绍[27]

3.1. ADF 单位根检验

对时间序列进行平稳性检验是时间序列数据分析的一个必要环节。序列的平稳性一般可以根据时序

图等图示检验法来大致判断，更为精确的判断则是进行单位根检验，而 ADF 检验在实践中最为常用的。

ADF 检验包括以下三种模型：

$$\text{无常数项无趋势项: } \nabla X_t = \rho X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j \nabla X_{t-j} + w_t;$$

$$\text{有常数项无趋势项: } \nabla X_t = \alpha + \rho X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j \nabla X_{t-j} + w_t;$$

$$\text{无常数项无趋势项的模型: } \nabla X_t = \alpha + \beta_t + \rho X_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j \nabla X_{t-j} + w_t.$$

3.2. 协整与误差修正模型

3.2.1. 协整模型

序列之间具有的长期均衡关系称为协整关系，假定自变量序列为 $\{x_1\}, \dots, \{x_k\}$ ，响应变量序列为 $\{y_t\}$ ，构造回归模型：

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{it} + \varepsilon_t$$

如果回归残差序列 $\{\varepsilon_t\}$ 平稳，称响应变量序列 $\{y_t\}$ 与自变量序列 $\{x_1\}, \dots, \{x_k\}$ 之间具有协整关系。在此基础上进一步考察 $\{\varepsilon_t\}$ 的自相关和偏自相关信息，构建 ARMA 模型：

$$\varepsilon_t = \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} a_t$$

式中， $\Theta(B)$ 为 q 阶移动平均系数多项式； $\Phi(B)$ 为 p 阶自回归系数多项式； a_t 为白噪声序列， $a_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。最后可以得到响应序列 $\{y_t\}$ 的协整拟合模型：

$$y_t = \widehat{\beta}_0 + \sum_{i=1}^k \widehat{\beta}_i x_{it} + \varepsilon_t = \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} a_t$$

3.2.2. 误差修正模型

误差修正模型简称 ECM 模型，常作为协整模型的补充模型出现，解释的是序列的短期波动关系。假定非平稳响应序列 $\{y_t\}$ 与非平稳输入序列 $\{x_t\}$ 之间具有协整关系，即：

$$y_t = \beta x_t + \varepsilon_t$$

则回归残差序列为平稳序列 $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t \sim I(0)$ 。在上式等号两边同时减去 y_{t-1} ，则有：

$$y_t - y_{t-1} = \beta x_t - y_{t-1} + \varepsilon_t$$

将 $y_{t-1} = \beta x_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$ 代入上式，得：

$$y_t - y_{t-1} = \beta x_t - \beta x_{t-1} + \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$$

假定 β 的最小二乘估计值为 $\hat{\beta}$ ，并将上一期误差 $\widehat{\varepsilon}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta} x_{t-1}$ 记为 ECM_{t-1} ，则上式可整理为：

$$\nabla y_t = \beta \nabla x_t - ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

为了定量地分析上式中输入序列的当期波动、上期误差以及当期纯随机波动三方面影响的大小，可以构建如下 ECM 模型：

$$\nabla y_t = \beta_0 \nabla x_t - \beta_1 ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

式中， β_1 是误差修正系数，表示误差修正对当期波动的修正力度，且 $\beta_1 < 0$ ，表示误差修正机制是一种负反馈机制。

3.3. ARIMA 模型原理

ARIMA 模型是由 ARMA 模型扩展而来的一种时间序列模型，对一个非平稳时间序列差分后建立的

ARMA 模型即为 ARIMA 模型，可记为 ARIMA(p, d, q)。其中， d 表示使原序列平稳的差分阶数， p 和 q 分别表示自回归和移动平均的阶数。ARIMA 模型的数学表达式如下：

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i B^i\right) \left(1 - B\right)^d X_t = \left(1 + \sum_{i=1}^q \theta_i B^i\right) \varepsilon_t$$

其中， X_t 是原始序列， ε_t 是白噪声序列， B 是滞后算子。

3.4. 参数估计方法

本文中 ARIMA 模型估计采用的是极大似然估计的方法。

$$L(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k; x_1, x_2, \dots, x_n) = \max \{ p(x_1, x_2, \dots, x_n; \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k) \}$$

一般情况下时间序列所服从的正态分布是未知的，因而首先假定序列服从多元正态分布：

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \dots + \phi_p x_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

其中， $\bar{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ ， $\bar{\beta} = (\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q)$ ， $\sum n = (\tilde{x}' \tilde{x}) = \Omega \sigma_\varepsilon^2$ 。

对数似然函数为：

$$\ln(\tilde{x}, \bar{\beta}) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma_\varepsilon^2) - \frac{n}{2} |\Omega| - \frac{n}{2\sigma_\varepsilon^2} \ln[\tilde{x}' \Omega \tilde{x}]$$

求偏导，得到方程组：

$$\begin{cases} \frac{\partial}{\partial \sigma_\varepsilon^2} \ln(\tilde{x}, \bar{\beta}) = -\frac{n}{2\sigma_\varepsilon^2} + \frac{s(\bar{\beta})}{2\sigma_\varepsilon^4} = 0 \\ \frac{\partial}{\partial \bar{\beta}} \ln(\tilde{x}, \bar{\beta}) = -\frac{1}{2} \frac{\partial \ln|\Omega|}{\partial \bar{\beta}} + \frac{1}{\sigma_\varepsilon^4} \frac{\partial s(\bar{\beta})}{2\partial \bar{\beta}} = 0 \end{cases}$$

式中， $s(\bar{\beta}) = \tilde{x}' \Omega^{-1} \tilde{x}$ 。

3.5. 模型检验

3.5.1. 模型显著性检验

检验残差序列是否为白噪声。

H0: $\rho_1 = \dots = \rho_m = 0$ ， $m > 1$ ； H1: 至少存在某个 $\rho_k \neq 0$ ， $1 \leq k \leq m$ 。

检验统计量为：

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\widehat{\rho}_k^2}{n-k} \sim \chi^2(m)$$

3.5.2. 参数显著性检验

显著性检验的目的是检验模型中的参数是否显著非零，假设条件：

H0: $\beta_j = 0$ ， $1 \leq j \leq m$ ； H1: $\beta_j \neq 0$ ， $1 \leq j \leq m$ 。

检验统计量为：

$$T = \sqrt{n-m} \frac{\widehat{\beta}_j - \beta_j}{\sqrt{a_{jj} Q(\hat{\beta})}} \sim t(n-m)$$

4. 财政预算收支关系检验

为了寻找财政一般预算支出与收入之间的关系，本文以 1991~2021 年云南省地方财政一般预算收支数据为研究样本，数据来源为国家统计局。为便于定量分析设定财政收入为 REVE，支出为 EXPE。

4.1. 序列的平稳性检验

由于协整检验和 Granger 检验要求都序列平稳，因此首先判断序列的平稳性，并对非平稳序列进行差分。由两个序列的时序图可以看出，两个序列都存在明显的趋势，为典型的非平稳序列，因此对两个序列分别进行差分，得到一阶差分序列 DREVE1 和 DEXPE1。两个一阶差分序列的时序图无明显趋势及周期性，初步判断其为平稳时间序列，但更进一步的平稳性判断需要对其进行单位根检验(图 1~4)。

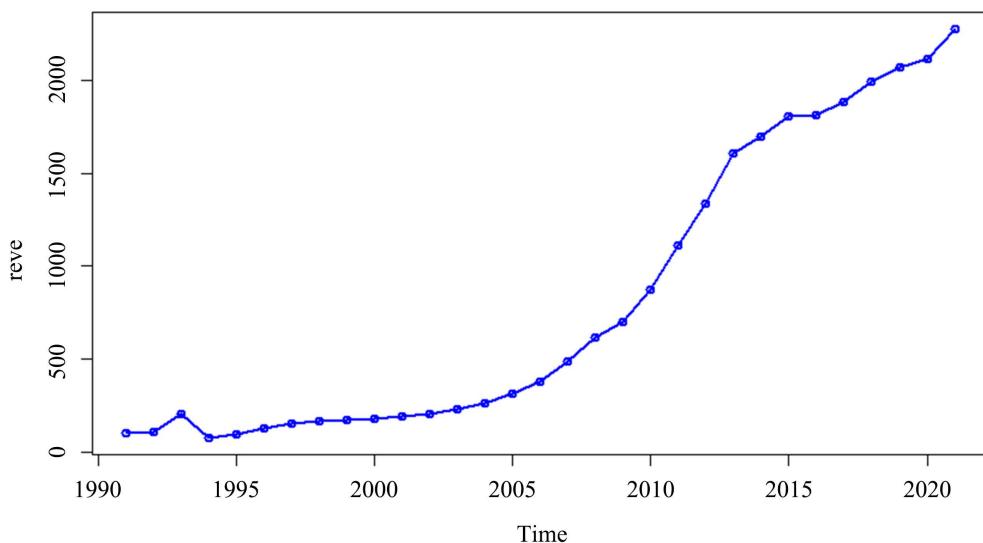


Figure 1. REVE change sequence diagram

图 1. REVE 变化时序图

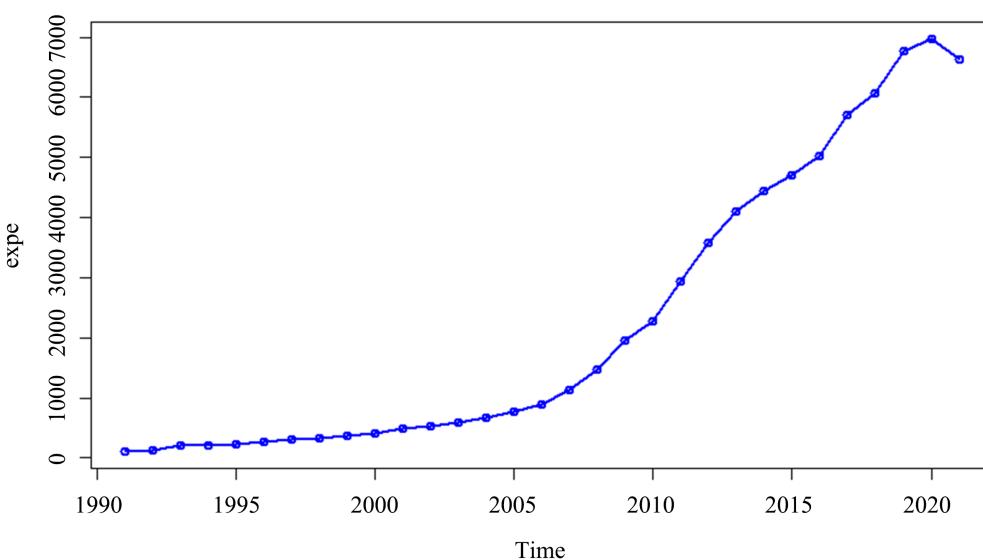


Figure 2. EXPE change sequence diagram

图 2. EXPE 变化时序图

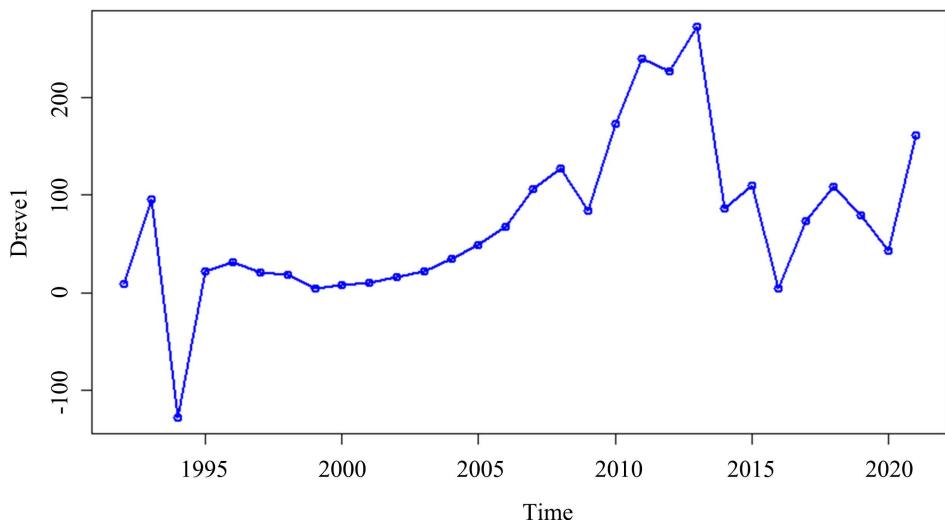
**Figure 3.** DREVE1 change sequence diagram

图 3. DREVE1 变化时序图

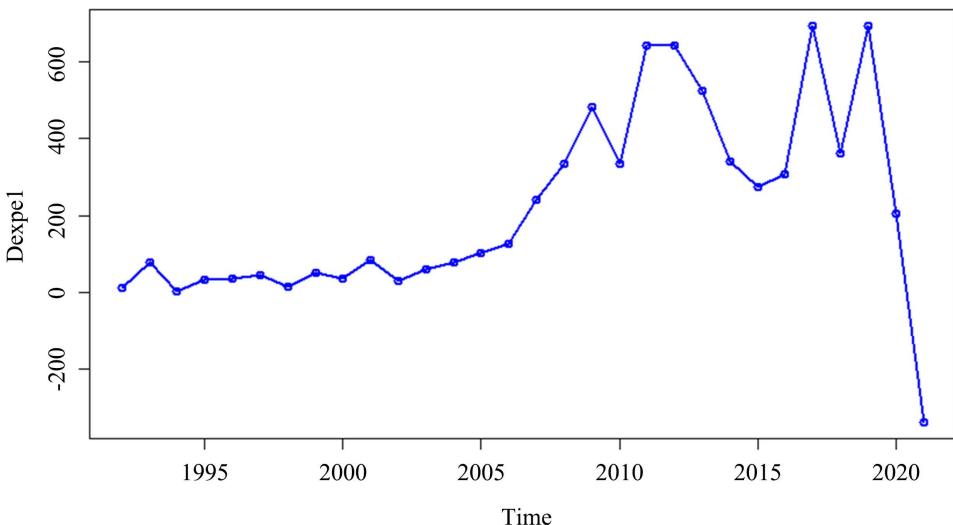
**Figure 4.** DEXPE1 change sequence diagram

图 4. DEXPE1 变化时序图

本文采用 ADF 检验方法检验序列数据的平稳性, 原序列 REVE 和 EXPE 及其一阶差分序列 DREVE1 和 DEXPE1 的 ADF 检验结果如表 1 所示。

Table 1. ADF test results of REVE and EXPE and their first-order difference sequences

表 1. REVE 和 EXPE 及其一阶差分序列的 ADF 检验结果

序列类型	序列名称	ADF 值	显著性	检验结果	结论
原序列	REVE	-1.4736	0.7754	接受原假设	不平稳
	EXPE	-1.9821	0.5796	接受原假设	不平稳
一阶差分序列	DREVE1	-2.1376	0.5198	接受原假设	不平稳
	DEXPE1	-0.9691	0.9266	接受原假设	不平稳

从 ADF 检验结果可知，原序列在 5% 的显著性水平下都不能通过检验，序列 REVE 和 EXPE 为非平稳序列。对一阶差分序列的 ADF 检验结果表明，在 5% 的显著性水平下一阶差分序列也都不能通过显著性检验，仍为非平稳序列。因此，对序列 DREVE1 和 DEXPE1 再进行差分，得到二阶差分序列 DREVE2 和 DEXPE2，其时序图分别如图 5 和图 6 所示，并对这两个二阶差分序列进行平稳性检验，检验结果如表 2 所示。

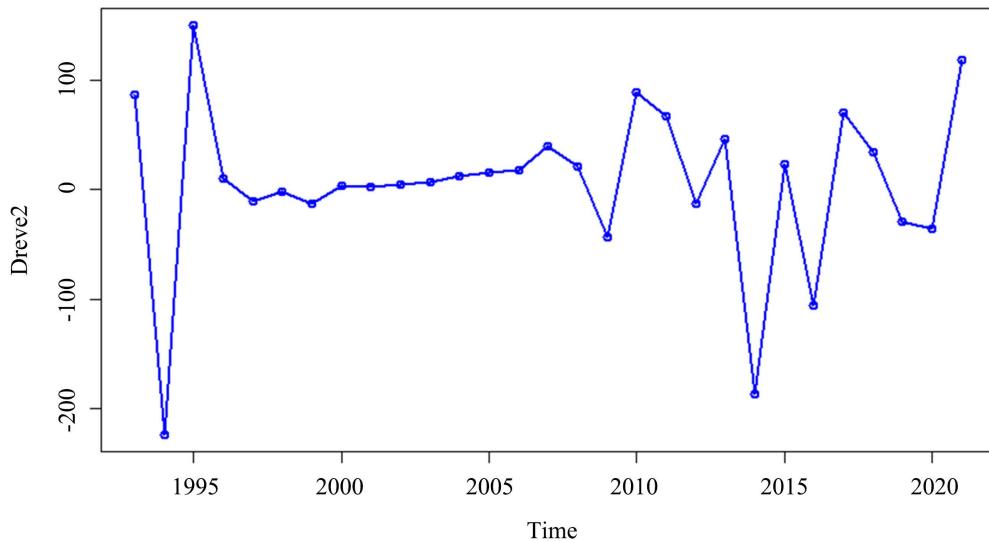


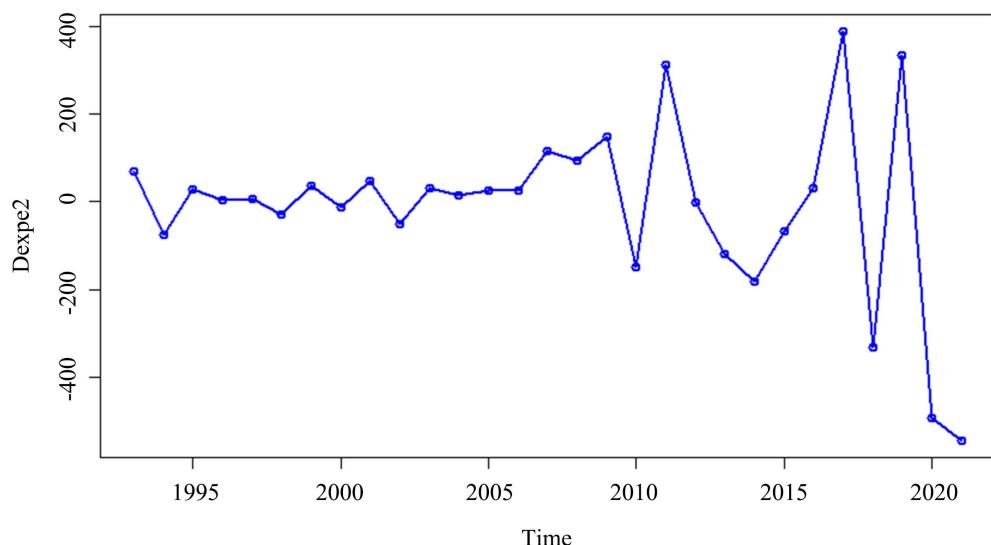
Figure 5. DREVE2 change sequence diagram

图 5. DREVE2 变化时序图

Table 2. ADF test results of second order difference sequence DREVE2 and DEXPE2
表 2. 二阶差分序列 DREVE2 和 DEXPE2 的 ADF 检验结果

序列 DREVE2 平稳性检验结果									
无截距无趋势			有截距无趋势			有截距有趋势			
lag	ADF	P-value	lag	ADF	P-value	lag	ADF	P-value	
0	-8.54	0.010	0	-8.39	0.010	0	-8.2	0.010	
1	-4.65	0.010	1	-4.64	0.010	1	-4.61	0.010	
2	-3.14	0.010	2	-3.14	0.038	2	-3.05	0.166	
3	-2.89	0.010	3	-2.86	0.068	3	-2.71	0.293	

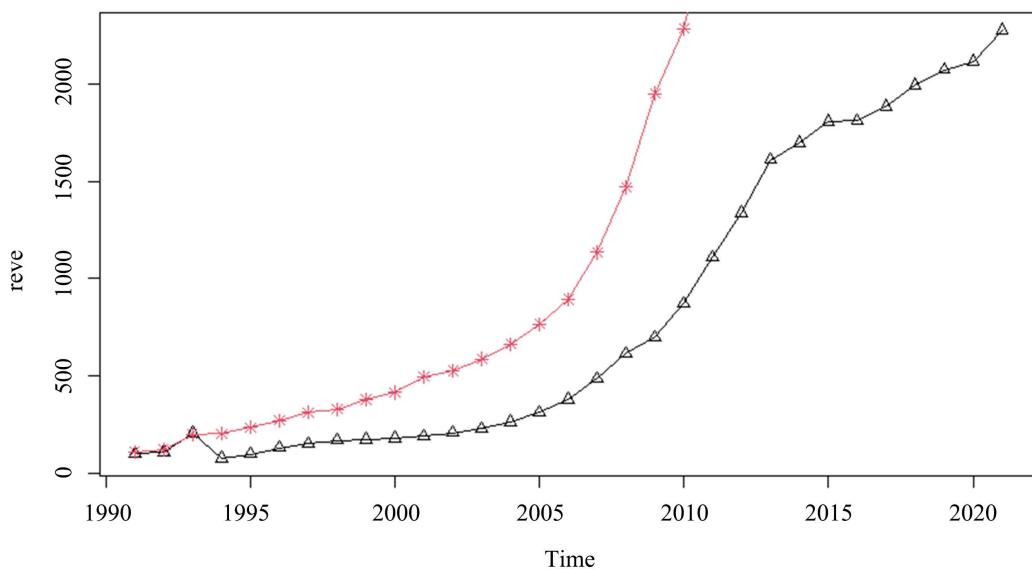
序列 DREVE2 平稳性检验结果									
无截距无趋势			有截距无趋势			有截距有趋势			
lag	ADF	P-value	lag	ADF	P-value	lag	ADF	P-value	
0	-5.31	0.010	0	-5.2	0.010	0	-5.36	0.010	
1	-1.93	0.053	1	-1.77	0.412	1	-1.76	0.653	
2	-1.61	0.098	2	-1.44	0.533	2	-1.4	0.797	
3	-2.68	0.010	3	-2.51	0.145	3	-2.39	0.410	

**Figure 6.** DREVE2 change sequence diagram**图 6.** DREVE2 变化时序图

二阶差分序列 DREVE2 和 DEXPE2 的 ADF 检验结果表明，显著性水平都通过 5% 的检验，为二阶单整序列均为平稳序列，满足协整检验基本前提，因此可以进行进一步的协整检验。

4.2. 协整检验及误差修正模型

由图 7 可以看出，财政收入和财政支出序列都具有明显的上升趋势，都是非平稳时间序列。但是二者之间具有较为稳定的线性相关关系，二者递增的速率也大致相同，因此可初步判断两个序列之间存在一种内在的平稳机制，导致它们自身的变化是不平稳的，但是彼此之间具有长期均衡发展的协整关系。为了检验这种关系，接下来对序列 REVE 和 EXPE 进行协整检验。



(图中黑线为财政收入序列，红线为财政支出序列)

Figure 7. Sequence diagram of fiscal revenue and expenditure in Yunnan Province**图 7.** 云南省财政收入与财政支出序列时序图

财政收入序和财政支出序列的互相关图如图 8 所示, 由互相关图可知, 财政收入对财政支出的影响在当期达到最大, 因此在构建财政收入和支出的回归模型时, 自变量使用的是财政收入的当期序列。

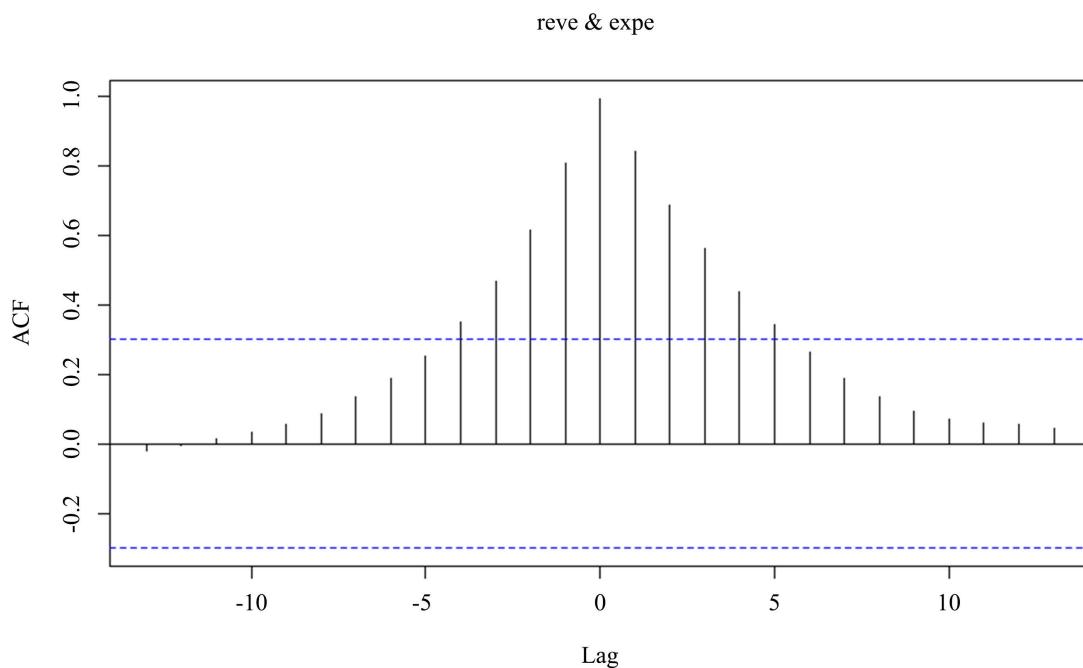


Figure 8. Cross-correlation diagram of fiscal revenue and fiscal expenditure sequence

图 8. 财政收入和财政支出序列互相关图

利用最小二乘估计, 得到云南财政收入、财政支出之间的回归关系为:

$$DEXPE1_t = 2.4675DREVE1_t - 0.1918ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

接下来对回归残差序列进行 ADF 单位根检验, 检验结果如表 3 所示。根据类型 I 延迟 3 阶的检验结果, 可认为在 5% 的显著性水平下, 回归残差序列平稳, 即有 95% 的把握认为云南省财政收入和财政支出序列之间存在协整关系。

Table 3. ADF unit root test results of regression residual sequence

表 3. 回归残差序列 ADF 单位根检验结果

无截距无趋势			有截距无趋势			有截距有趋势		
lag	ADF	P-value	lag	ADF	P-value	lag	ADF	P-value
0	-2.08	0.0396	0	-2.10	0.2950	0	-2.23	0.469
1	-2.42	0.0188	1	-2.64	0.0995	1	-2.65	0.314
2	-2.57	0.0129	2	-3.04	0.0454	2	-2.99	0.190
3	-3.12	0.0100	3	-5.83	0.0100	3	-5.76	0.010

上述协整回归模型揭示了云南省财政收支之间的长期均衡关系, 为了进一步研究其短期波动特征, 本文利用差分序列 $DREVE1_t$ 、 $DEXPE1_t$ 和前期误差序列 ECM_{t-1} 构建误差修正模型, 模型结果如下:

$$DEXPE1_t = 2.4675DREVE1_t - 0.1918ECM_{t-1} + \varepsilon_t$$

方程和参数检验结果如表 4 所示, 方程检验结果显示该方程显著线性相关; 参数检验结果显示 β_0 显著, 即 REVE 的当期波动对 EXPE 的当期波动有显著影响; β_1 不显著, 即上期误差对当期波动没有显著影响。从回归系数绝对值的大小可以看出, REVE 的当期波动对 EXPE 的当期波动调整幅度很大, 每增加一单位的财政收入, 会增加 2.4675 单位的财政支出, 但上期误差对 EXPE 的当期波动具有负反馈机制, 单位调整比例为 -0.1918。

Table 4. Error correction model test results
表 4. 误差修正模型检验结果

方程检验		参数检验		
F	P 值	参数	t 统计量	P 值
20.11	3.846e-06	β_0	6.247	9.45e-07
		β_1	1.431	0.163

4.3. Granger 因果关系检验

从前文的平稳性检验结果可知 REVE 和 EXPE 序列为非平稳序列, 二阶差分后平稳, 并验证了财政收入序列 REVE 和财政支出序列 EXPE 之间具有协整关系。考虑到非平稳序列二阶差分后平稳, 本文引入两个变量的 2 阶延迟进入 Granger 因果检验, 检验结果如表 5 所示。

Table 5. Granger test results
表 5. Granger 检验结果

原假设	滞后期	F 值	P 值	结论
财政收入不是财政支出的格兰杰原因	2	4.204066	0.0272074	接受
财政支出不是财政收入的格兰杰原因	2	1.738649	0.1971726	拒绝

由表 5 的检验结果可认为 1991~2021 年云南省财政收入是财政支出的格兰杰原因, 而不能认为财政支出不是财政收入的格兰杰原因。因此, 在云南省地方财政一般预算收支的预测中, 对财政收入的预测成为关键点。而在财政预算编制的过程中主要参考对未来年度的财政收支的预测, 预测的准确度将直接影响预算编制的合理性, 从而影响决算执行和导致财政预算偏离。因此本文针对云南省财政收入这一非平稳的二阶单整序列构建 ARIMA 模型进行财政收入预测分析。

5. 财政预算收支预测

本部分选取 1991 年~2021 年的云南省财政预算收入数据为研究样本, 并以 2015 年~2021 年的财政收入数据作为检验值, 目的是检验预测值与真实值之间的误差率, 判断预测的准确性。

5.1. 模型准备

根据平稳性检验结果, 财政收入序列 REVE 为非平稳序列, 二阶差分后序列平稳, 符合 ARIMA 模型序列平稳的要求, 因此对差分后平稳的序列进行随机性检验, 检验结果如表 6 所示。

由随机性检验结果可知, 序列 Dreve2 的 P 值小于显著性水平 0.1, 说明差分后的序列 Dreve2 在 10% 的显著性水平下为非纯随机序列, 具有研究意义, 因此可以对其进行进一步的拟合研究。

Table 6. Randomness test results
表 6. 随机性检验结果

序列	Dreve2	
指标名称	X-squared	P-value
延迟 1 阶	5.642	0.01754
延迟 2 阶	6.188	0.04532
延迟 3 阶	6.370	0.09495

5.2. 模型估计和检验

5.2.1. 模型识别和定阶

根据前文的平稳性检验, 可确定 $\text{ARIMA}(p, d, q)$ 模型中的 $d = 2$, 接下来通过分析的差分序列 DREVE2 和 DEXPE2 的自相关和偏自相关系数的性质来识别可能的 p, q 值。

由图 9 可知, 除一阶自相关系数在两倍标准差范围外, 其余各阶自相关系数均在两倍标准差范围内波动, 可以判断该二阶差分序列 1 阶截尾; 由图 10 可知, 1 阶偏自相关系数显著非零, 其余各阶偏自相关系数均在两倍标准差范围内波动, 该序列 1 阶截尾。因此, 可以尝试拟合模型 $\text{ARIMA}(1, 2, 1)$ 、 $\text{ARIMA}(1, 2, 0)$ 、 $\text{ARIMA}(0, 2, 1)$ 模型来对财政收入进行预测研究。

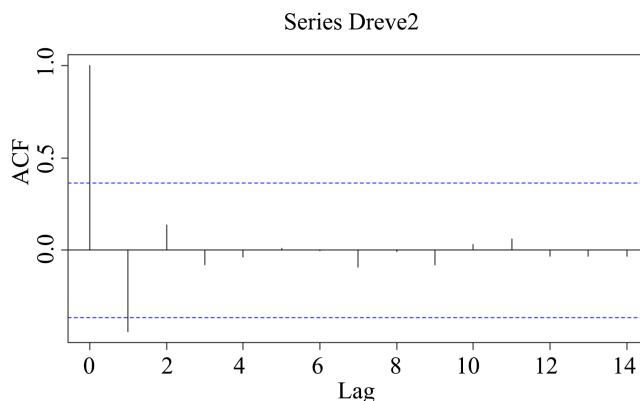


Figure 9. ACF diagram of DREVE2
图 9. DREVE2 的 ACF 图

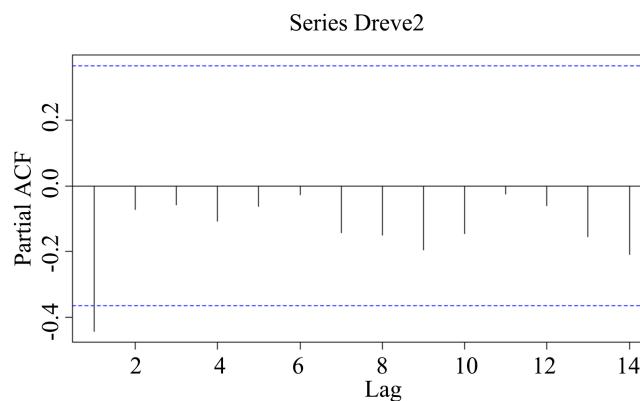


Figure 10. PACF diagram of DREVE2
图 10. DREVE2 的 PACF 图

5.2.2. 模型识别和定阶

根据以上分析对样本序列 DREVE2 采用 ARIMA(1, 2, 1)、ARIMA(1, 2, 0)、ARIMA(0, 2, 1) 等模型，最后依据 AIC 准则、模型的显著性检验以及残差序列的随机性检验等综合分析，选择最合适的模型来拟合序列。

如表 7 所示，表内为样本序列 DREVE2 的各个模型的 AIC 值，比较得出 ARIMA(1, 2, 0) 模型的 AIC 值最小，对该模型进行显著性检验，检验结果如图 11 所示。

Table 7. Each fitting model and AIC value of fiscal revenue series

表 7. 财政收入序列各拟合模型及 AIC 值

模型	AIC
ARIMA(1, 2, 1)	332.61
ARIMA(1, 2, 0)	330.62
ARIMA(0, 2, 1)	331.09

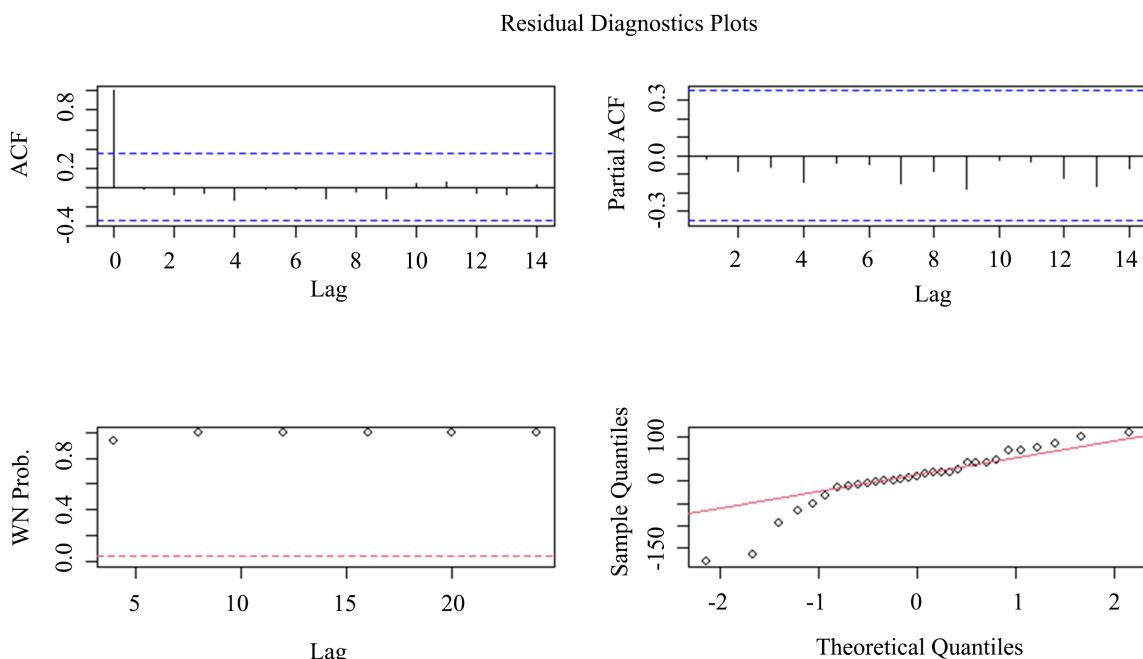


Figure 11. Significance test chart of fiscal revenue series fitting model

图 11. 财政收入序列拟合模型显著性检验图

图 11 中残差序列自相关系数和偏自相关系数均在两倍标准差内，白噪声检验中 P 值都在 0.05 显著性参考线之上且正态性检验的 QQ 图中的点较为密集地分布在对角线左右，因此模型显著性检验通过，我们认为 ARIMA(1, 2, 0) 模型能较好地拟合序列，且拟合结果为表 8。

Table 8. Fitting results of ARIMA(1, 2, 0) model of fiscal revenue

表 8. 财政收入 ARIMA(1, 2, 0) 模型拟合结果

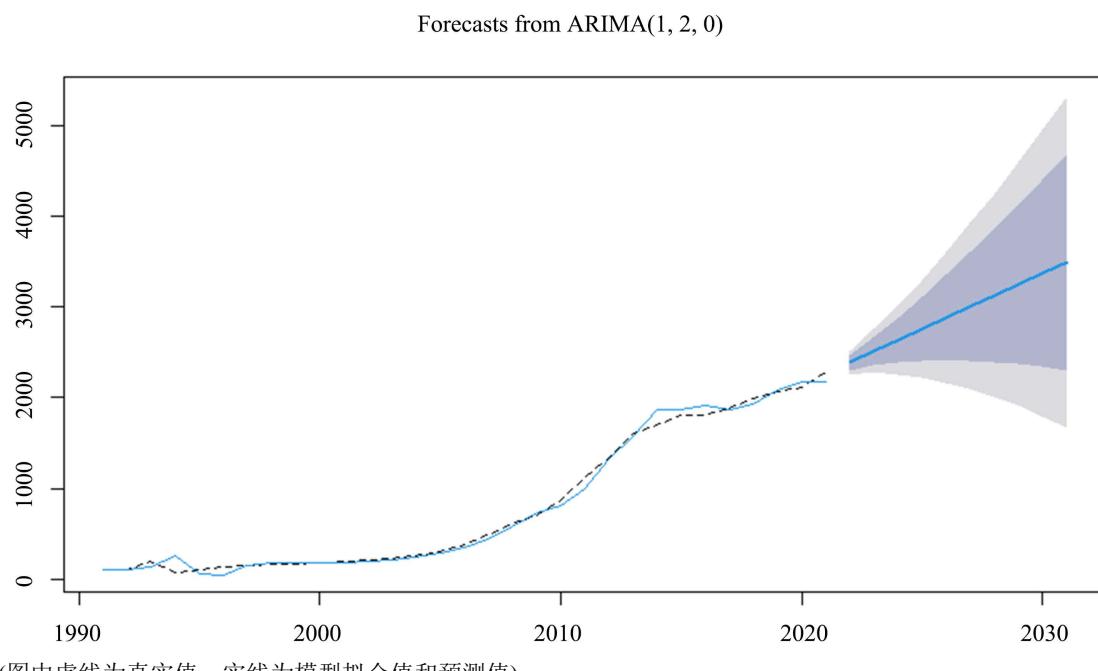
模型	参数	估计值	标准差	t 值	P 值	AIC
ARIMA(1, 2, 0)	AR(1)	-0.4852	0.1701	-2.8532	0.0043	330.62

则模型 ARIMA(1, 2, 0)的展开式如下:

$$(1-B)^2 (1+0.4852B) X_t = \varepsilon_t$$

5.2.3. 模型预测及结果分析

在确定财政收入的 ARIMA(1, 2, 0)模型建立有效后, 将该模型应用得到云南省财政收入的预测结果, 模型预测效果图如图 12 所示。



(图中虚线为真实值, 实线为模型拟合值和预测值)

Figure 12. Effect chart of ARIMA(1, 2, 0) model prediction of fiscal revenue
图 12. 财政收入 ARIMA(1, 2, 0)模型预测效果图

由图 12 可以看出, 模型拟合值与真实值较为贴近, 其中选取最近七年云南省财政预算收入数据的真实值进行对比, 以检验模型拟合效果, 结果如表 9 所示, 比较结果显示, 2015~2021 年各预测结果与真实值误差基本在 5% 之内, 平均误差仅为 2.9588%, 模型拟合效果较好。

Table 9. Comparison between the real value and the fitting value of fiscal revenue in Yunnan Province

表 9. 云南省财政收入真实值和拟合值比较

年份	拟合值	真实值	绝对误差	相对误差(%)	平均误差(%)
2015	1875.2562	1808.10	-67.1562	-3.7141	
2016	1906.8446	1812.29	-94.5546	-5.2174	
2017	1867.8383	1886.17	18.3317	0.9719	
2018	1926.2365	1994.35	68.1135	3.4153	2.9588
2019	2085.8877	2073.56	-12.3277	-0.5945	
2020	2166.8262	2116.69	-50.1362	-2.3686	
2021	2177.3260	2278.24	100.9140	4.4295	

通过比较模型拟合值和真实值检验模型拟合效果，可认为模型是有效的，可以用来对未来年度云南省财政预算收入进行预测，2022~2029年预测结果如表10所示。

Table 10. Forecast results of fiscal budget revenue of Yunnan Province from 2022 to 2029
表 10. 2022~2029 年云南省财政预算收入预测结果

年份	预测结果
2022	2382.333
2023	2514.304
2024	2632.748
2025	2757.756
2026	2879.579
2027	3002.947
2028	3125.566
2029	3248.548

6. 结论与展望

本文以云南省1991~2021年地方政府一般预算收入和支出序列为研究对象，通过两次差分后得到平稳非随机时间序列DREVE2和DEXPE2，对两个序列进行协整检验，发现云南省财政收入和财政支出序列具有长期均衡的协整关系，并建立ECM模型，对短期波动关系，进而通过对云南省财政收支序列进行Granger因果关系检验，得出财政收入是财政支出的格兰杰原因的结论，即云南省1991~2021年一般预算收入和支出符合“以收定支”的理论假说。然后使用ARIMA(1, 2, 0)模型对DREVE2序列进行拟合，并以2015~2021年云南省财政收入数据真实值对模型拟合值进行比较，预测值平均误差仅为2.9588%。因此可认为在云南省财政收入预测中，ARIMA(1, 2, 0)模型预测误差较小，精确度较高，比较适合作为预测模型。最后基于该模型，对未来八年云南省财政收入进行预测，预测结果可为财政预算编制提供参考。

本文在对财政预算收支的预测中，采用的是云南省1991年~2021年的年度数据，采用地方层面的数据，下一步更为深入的研究可以将研究范围推广到全国甚至是世界各国，根据各个地区数据，找出各地区财政收支的因果关系，并采用合适的模型进行预测，为财政预算收支偏离过大的地区提供解决方案和建议。

参考文献

- [1] 郭婧, 岳希明. 财政收支因果关系研究文献综述[J]. 金融研究, 2017(2): 179-196.
- [2] Friedman, M. (1978) The Limitations of Tax Limitation. *Policy Review*, 5, 7-14.
- [3] Buchanan, J.M. and Wagner, R.E. (1977) Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes. Academic Press, New York.
- [4] Darrat, A.F. (1998) Tax and Spend, or Spend and Tax? An Inquiry into the Turkish Budgetary Process. *Southern Economic Journal*, 64, 940-956. <https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.1998.tb00112.x>
- [5] 杨海生, 聂海峰, 陈少凌. 财政波动风险影响财政收支的动态研究[J]. 经济研究, 2014, 49(3): 88-100.
- [6] 杨子晖, 赵永亮, 汪林. 财政收支关系与赤字的可持续性——基于门槛非对称性的实证研究[J]. 中国社会科学, 2016(2): 37-58+205-206.

-
- [7] Manage, N. and Marlow, M.L. (1986) The Causal Relation between Federal Expenditures and Receipts. *Southern Economic Journal*, **52**, 617-629. <https://doi.org/10.2307/1059261>
 - [8] 王立勇, 黄卫挺, 毕然. 中国财政失衡的动态调整特征研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(8): 89-103.
 - [9] von Furstenberg, G.M., Green, R.J. and Jeong, J.H. (1986) Tax and Spend, or Spend and Tax? *The Review of Economics and Statistics*, **68**, 179-188. <https://doi.org/10.2307/1925496>
 - [10] Koren, S. and Stiassny, A. (1998) Tax and Spend, or Spend and Tax? An International Study. *Journal of Policy Modeling*, **20**, 163-191. [https://doi.org/10.1016/S0161-8938\(96\)00073-7](https://doi.org/10.1016/S0161-8938(96)00073-7)
 - [11] Li, X.M. (2001) Government Revenue, Government Expenditure, and Temporal Causality: Evidence from China. *Applied Economics*, **33**, 485-497. <https://doi.org/10.1080/00036840122982>
 - [12] 马兹晖. 中国地方财政收入与支出——面板数据因果性与协整研究[J]. 管理世界, 2008(3): 40-48+57+186-187.
 - [13] Duncan, G., Gor, W. and Saczypulam, J. (1993) Bayesian Forecasting for Seemingly Unrelated Time Series: Application to Local Government Revenue Forecasting. *Management Science*, **39**, 275-293. <https://doi.org/10.1287/mnsc.39.3.275>
 - [14] 陈盈, 赵伟, 闫晓茗. 自回归单整移动平均模型在财政支出预测中的应用[J]. 经济研究参考, 2014(33): 53-62.
 - [15] 王华春, 刘清杰. 中国财政收支关系与预测实证研究——基于 1950 年-2015 年收支数据的格兰杰检验和 ARIMA 预测[J]. 地方财政研究, 2017(3): 53-62.
 - [16] 沈楠. 基于 ARMA 模型的中央和地方财政收支关系预测[J]. 统计与管理, 2019(5): 7-10.
 - [17] Pesko, G.A. (1988) The Accuracy of Government Forecasts and Budget Projections. *National Tax Journal*, **41**, 483-501. <https://doi.org/10.1086/NTJ41788755>
 - [18] 林国玺, 宣慧玉. 遗传算法和 BP 人工神经网络在税收预测中的应用[J]. 系统工程理论方法应用, 2005, 14(2): 145-148.
 - [19] Buettner, T. and Kauder, B. (2010) Revenue Forecasting Practices: Differences Across Countries and Consequences for Forecasting Performance. *Fiscal Studies*, **31**, 313-340. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2010.00117.x>
 - [20] 谢姗, 汪卢俊. 中期预算框架下我国财政收入预测研究[J]. 财贸研究, 2015, 26(4): 64-70.
 - [21] 方博, 何朗. 关于 ARMA-BP 神经网络组合模型的财政收入预测[J]. 数学杂志, 2015, 35(3): 709-713.
 - [22] 蒋锋, 张婷, 周琰玲. 基于 Lasso-GRNN 神经网络模型的地方财政收入预测[J]. 统计与决策, 2018, 34(19): 91-94.
 - [23] 田发.“十四五”时期地方政府一般公共预算收支预测及应对策略[J]. 当代财经, 2022(5): 38-50.
 - [24] 蔡宁, 刘勇. 中国省级地方政府债务规模预测——基于全口径财政收支框架的研究[J]. 金融论坛, 2017, 22(2): 25-34+45.
 - [25] 郭婧, 陶新宇. 财政收支因果关系: Meta 回归分析[J]. 财政研究, 2020(7): 24-38.
 - [26] 董根泰. 中国财政收支相互关系的实证检验[J]. 财经论丛, 2012(5): 20-26.
 - [27] 王燕. 时间序列分析: 基于 R [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2015.