

# 基于GARCH模型族的集装箱海运价格波动特征研究

何祎喆\*, 袁 象

上海海事大学经济管理学院, 上海

收稿日期: 2023年3月16日; 录用日期: 2023年5月3日; 发布日期: 2023年5月10日

## 摘 要

自2020年以来, 受到新冠疫情、俄乌冲突、高通胀等因素影响, 全球集装箱海运价格出现了爆发式的增长与回落。科学分析这些问题能使企业增加对集装箱海运市场运价规律的了解, 更好地服务国际贸易, 对助力集装箱海运重回健康稳定的发展方向意义重大。本文以集装箱海运市场运价的波动特征为研究对象, 选取了GARCH模型族, 考察了集装箱海运费的波动规律, 并分析波动成因, 研究利好消息和利空消息对集装箱海运市场的短期影响, 对航运业相关企业经营策略提出建议。

## 关键词

集装箱海运, ARCH检验, GARCH模型族, 波动持续性

# Study on the Characteristics of Container Shipping Price Fluctuation Based on GARCH Model Family

Yizhe He\*, Xiang Yuan

School of Economics & Management, Shanghai Maritime University, Shanghai

Received: Mar. 16<sup>th</sup>, 2023; accepted: May 3<sup>rd</sup>, 2023; published: May 10<sup>th</sup>, 2023

## Abstract

Since 2020, affected by COVID-19, Russia-Ukraine conflict, high inflation and other factors, global container shipping prices have witnessed explosive growth and decline. Scientific analysis of these

\*通讯作者。

problems can help enterprises to increase the understanding of the tariff law of the container shipping market and better serve the international trade, which is of great significance to the healthy and stable development direction of the assistant container shipping. This paper takes the fluctuation characteristics of freight rates in the container shipping market as the research object, selects the GARCH model family, investigates the fluctuation rules of container shipping costs, analyzes the causes of fluctuations, studies the short-term impact of good and bad news on the container shipping market, and puts forward suggestions on the business strategies of relevant enterprises in the shipping industry.

## Keywords

Container Shipping, ARCH Test, GARCH Model Family, Fluctuation Persistence

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

航运市场对于国民经济和对外贸易有着重要作用,很大程度上反映了一个国家的经济水平。航运有着范围覆盖广、航道投资小、占地少、成本低的优势,在我国现代货物运输中有不可替代的地位。近十年来,我国经济高速高质量增长,也带动了航运业的快速发展,国家发展和改革委员会统计数据显示,在2016至2020年间,我国水上运输货运量由63.82亿吨增长至76.16亿吨;航运市场现状数据显示,我国水上运输货物周转量由2016年的9.73万亿吨公里增长至2020年的10.58万亿吨公里。在航运需求增长以及政策利好的背景下,我国航运业欣欣向荣。

作为国际贸易货物运输最重要的运输方式,集装箱有容量大、可装载货物种类多、易于装卸等特点,集装箱运输成为了当今海运市场的重要组成部分。由2002~2022年全球集装箱海运贸易量(图1)可以看出,全球集装箱海运贸易量呈上升趋势,且涨幅稳定,仅在2008年、2020年和2022年有些许下跌。可以看出国际集装箱航运在全球经济循环中具有重要承载作用,受到经济危机、新冠疫情等全球性冲击时会不可避免地受到影响。

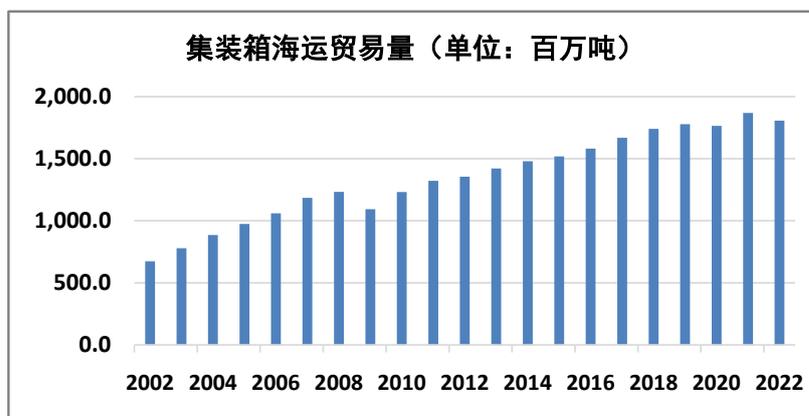


Figure 1. Global container shipping trade volume

图1. 全球集装箱海运贸易量

针对这个形式下的集装箱海运市场, 学者们开始关注集装箱船的租金波动。刘琪、韩昱[1]通过分析海运市场“一箱难求”到“空港堆箱”的现象, 发现国际海运价格自高位震荡回调, 逐步进入合理区间; 季辉龙[2]在分析国际集装箱供需失衡的基础上, 提出了海运临时价格干预措施, 帮助维护市场稳定; 付媛丽、史春林[3]对 2020 年以来集装箱海运价格走势、原因及对策进行了系统研究, 为科学治理和预防相关问题提出了应对策略; 李静[4]用定价模型分析了海运集装箱动态定价策略和统一定价策略下的最优解。

上述研究考虑了集装箱船租金价格的波动变化, 但鲜有学者通过模型挖掘变化的规律性, 从而难以作为集装箱航运市场运营和决策提供理论支撑。基于此, 本文将以前航运经营者的视角, 通过最新的集装箱海运、贸易数据, 用科学模型分析集装箱海运现货市场运价走势, 以期为未来参与集装箱运输船现货生产经营的企业提供建设性建议。

## 2. 国际集装箱海运市场运价波动性度量

### 2.1. ARCH 模型

ARCH 模型全称自回归条件异方差模型, 可以模拟时间序列变量的波动性变化, 能检测条件异方差是否存在, 即检测同期的自变量是否影响同期残差项。其基本模型如下:

$$Y_t = \beta X_t + u_t \quad (2.1.1)$$

其中  $Y_t$  为因变量,  $X_t$  为自变量,  $u_t$  为误差项。如果误差项的平方服从 AR(q) 过程, 即:

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \sigma_t, t = 1, 2, 3, \dots \quad (2.1.2)$$

其中  $\sigma_t$  满足  $E(\sigma_t) = 0$ ,  $var(u_t^2) = \lambda^2$ , 且独立同分布, 则上述模型称为 ARCH 模型。序列  $u_t$  服从  $q$  阶 ARCH 过程, 记作  $u_t \sim ARCH(q)$ 。为保证  $u_t^2$  为正值, 要求  $\alpha_0 \geq 0$ ,  $\alpha_i > 0$ ,  $\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$ , ( $t = 1, 2, 3, \dots$ )。

### 2.2. GARCH 模型

GARCH 模型如下:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^m c_i y_{t-i} + u_t, u_t \sim N(0, \delta_t^2) \quad (2.2.1)$$

$$\delta_t^2 = c_0 + \sum_{s=1}^p \alpha_s \delta_{t-s}^2 + \sum_{l=1}^q \beta_l \delta_{t-l}^2 c \quad (2.2.2)$$

(2.2.1) 为均值方程, 随机扰动项  $u_t$  服从均值为 0、方差为  $\delta_t^2$  的正态分布。(2.2.2) 为方差方程, 式中  $c_0$  为常数;  $\alpha_s$  为  $\delta_t^2$  于  $\delta_{t-s}^2$  的相关系数,  $s = 1, 2, \dots, p$  ( $p$  为 GARCH 阶数);  $u_{t-l}$  代表滞后期为 1 期的随机干扰误差,  $l = 1, 2, \dots, q$  ( $q$  为 GARCH 阶数);  $\beta_l$  为  $\delta_t^2$  于  $u_{t-l}$  的相关系数。

### 2.3. 集装箱海运价格的时间序列特征

#### 2.3.1. 尖峰、厚尾特征

尖峰厚尾特征是相比较标准正态分布来说, 出现极端值的概率比正态分布极端值概率大。从图形上看, 就是概率分布的尖部比正态分布更尖, 尾部更厚的现象。

#### 2.3.2. 集群效应

在某些时段, 变量变化引发的波动会持续偏大或偏小。

#### 2.3.3. 事件研究

时间可以分为好消息和坏消息, 又称利好消息和利空消息, 两者对事件的影响程度可能不同。

### 3. 基于 ARMA-GARCH 模型族的集装箱海运价格波动性实证分析

#### 3.1. 数据收集

本文采用了 2012 年 6 月至 2023 年 2 月间, 三年期租的 6800TEU 中型集装箱船的现货运费率和 9000TEU 新巴拿马型船的现货运费率, 数据来源于克拉克森数据库。数据以月为单位, 由两种船型的运费变化率趋势(图 2)可以看出: 2021 年 1 月 6800TEU 集装箱船运费率为 31,500 美元/天, 而 2021 年 12 月运费达到 72,900 美元/天, 2022 年 12 月又回落至 29,600 美元/天, 运费率波动较大。

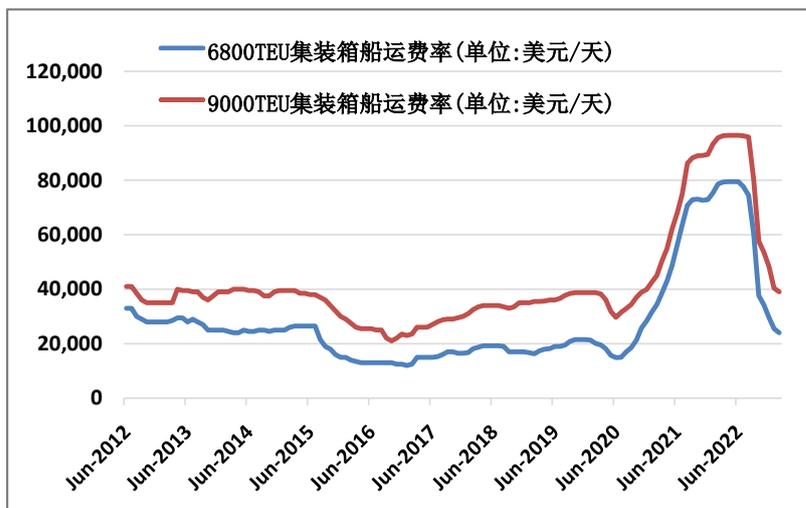


Figure 2. Current freight rate trends of two different container ship types from June 2012 to February 2023

图 2. 2012 年 6 月~2023 年 2 月两种不同集装箱船型现货运费率趋势

#### 3.2. 统计特征及检验

##### 3.2.1. 描述性统计表

为了削弱离异值的影响, 并且使得数据更加接近正态分布, 采用对数收益率法进行处理。记  $L_1$  为 6800ETU 的收益率序列,  $L_2$  为 9000ETU 的收益率序列。在建立 GARCH 模型前, 需要对序列进行统计特征、平稳性、ARCH 效应检验分析。由序列的统计特征(表 1)可知, 两个序列的偏度 Skewness 分别为-1.796 和-1.711, 均小于 0, 呈现负偏的态势; 峰度 Kurtosis 均大于 3, 表明图形较为陡峭, 且 J-B 统计量很大, 因此采用 GED 分布进行研究。

Table 1. Descriptive statistics

表 1. 描述性统计表

|           | $L_1$     | $L_2$     |
|-----------|-----------|-----------|
| Mean      | -0.002488 | -0.000391 |
| Median    | 0.000000  | 0.000000  |
| Maximum   | 0.189728  | 0.139762  |
| Minimum   | -0.474975 | -0.333058 |
| Std. Dev. | 0.077294  | 0.057800  |
| Skewness  | -1.796011 | -1.710712 |

Continued

|              |           |           |
|--------------|-----------|-----------|
| Kurtosis     | 13.51319  | 11.81580  |
| Jarque-Bera  | 658.2918  | 476.9302  |
| Probability  | 0.000000  | 0.000000  |
| Sum          | -0.318454 | -0.050010 |
| Sum Sq. Dev. | 0.758738  | 0.424285  |
| Observations | 128       | 128       |

### 3.2.2. 平稳性检验

对  $L_1$  和  $L_2$  原序列的平稳性检验结果(表 2)显示,  $L_1$  的 ADF 统计量为-5.344,  $L_2$  的 ADF 统计量为-3.219, 绝对值大于 5%显著性水平下临界值的绝对值 1.943, 且 P 值均小于 0.05, 表明在 5%显著性水平下, 应拒绝原假设  $H_0$ : 至少存在一个单位根, 应认为原序列平稳。

Table 2. Stationarity test result statistics

表 2. 平稳性检验结果统计

| 检验序列  | ADF 统计量 | 临界值       |           |           | P 值    | 结论( $\alpha = 0.05$ ) |
|-------|---------|-----------|-----------|-----------|--------|-----------------------|
|       |         | 1%        | 5%        | 10%       |        |                       |
| $L_1$ | -5.344  | -2.583593 | -1.943406 | -1.615024 | 0.0000 | 平稳                    |
| $L_2$ | -3.219  | -2.583593 | -1.943406 | -1.615024 | 0.0015 | 平稳                    |

### 3.2.3. 相关性检验

由  $L_1$  和  $L_2$  的相关性检验结果可得,  $L_1$  与  $L_2$  的自相关系数、偏自相关系数在有限阶数范围后一直处于二倍标准差范围内, 说明序列平稳。自相关系数在滞后 1 阶后逐渐降低为 0, 而偏自相关系数在 1 阶后立即降低为接近 0, 表明自相关系数 1 阶拖尾, 偏自相关系数 1 阶截尾, 所对应的模型为 1 阶自相关模型, 即 AR(1)。

### 3.2.4. ARCH 检验

研究利用 F 检验和 LM 检验两种结果反馈 ARCH 检验结果。从表 3 和表 4 中能够看出,  $L_1$  的 F 统计量为 30.74241,  $P = 0.0000 < 0.05$ ; LM 统计量为 25.03220, 相应的 P 值  $0.0000 < 0.05$ , 表明在 5%的显著性水平下, 应拒绝原假设  $H_0$ ;  $L_2$  的 F 统计量为 41.37168,  $P = 0.0000 < 0.05$ ; LM 统计量为 31.52192, 相应的 P 值  $0.0000 < 0.05$ , 表明在 5%的显著性水平下, 应拒绝原假设  $H_0$ 。  $L_1$  和  $L_2$  残差项之间都不存在自回归条件异方差, 即不存在 ARCH 效应。应认为存在 ARCH 效应, 故需要建立 ARCH、GARCH 模型。

Table 3. Test of ARCH effect of  $L_1$

表 3.  $L_1$  的 ARCH 效应检验

|               |          |                      |        |
|---------------|----------|----------------------|--------|
| F-statistic   | 30.74241 | Prob. F (1, 124)     | 0.0000 |
| Obs*R-squared | 25.03220 | Prob. Chi-Square (1) | 0.0000 |

Table 4. Test of ARCH effect of  $L_2$

表 4.  $L_2$  的 ARCH 效应检验

|               |          |                      |        |
|---------------|----------|----------------------|--------|
| F-statistic   | 41.37168 | Prob. F (1, 124)     | 0.0000 |
| Obs*R-squared | 31.52192 | Prob. Chi-Square (1) | 0.0000 |

### 3.3. 实证结果及分析

由于存在 ARCH 效应, 故依据 AIC 准则和 SC 准则确定最优 ARMA-GARCH 和 ARMA-TGARCH 模型, 模型由均值方程和方差方程两部分组成。

#### 3.3.1. $L_1$ 的因变量建模结果

1)  $L_1$  的 ARMA-GARCH 模型

**Table 5.** ARMA-GARCH model of  $L_1$

**表 5.**  $L_1$  的 ARMA-GARCH 模型

| Variable           | Coefficient | Std. Error            | z-Statistic | Prob.     |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| $L_1(-1)$          | 0.548358    | 0.000248              | 2212.938    | 0.0000    |
| Variance Equation  |             |                       |             |           |
| C                  | 0.002212    | 0.010758              | 0.205577    | 0.8371    |
| RESID $(-1)^2$     | 0.016339    | 0.078032              | 0.209383    | 0.8341    |
| GARCH $(-1)$       | 0.467712    | 2.568071              | 0.182126    | 0.8555    |
| GED PARAMETER      | 0.017480    | 5.60E-05              | 311.9889    | 0.0000    |
| R-squared          | 0.385607    | Mean dependent var    |             | -0.002508 |
| Adjusted R-squared | 0.385607    | S.D. dependent var    |             | 0.077599  |
| S.E. of regression | 0.060825    | Akaike info criterion |             | -9.063868 |
| Sum squared resid  | 0.466160    | Schwarz criterion     |             | -8.951893 |
| Log likelihood     | 580.5556    | Hannan-Quinn criter.  |             | -9.018374 |
| Durbin-Watson stat | 1.922301    |                       |             |           |

表 5 中包含了均值方程和方差方程的模型参数估计结果, 这里对其他参数意义进行说明(后文同): GED PARAMETER 为广义误差分布参数; Durbin-Watson stat 为瓦特森检验统计量, 检测回归分析中的残差项是否存在自我相关; Akaike info criterion 为 AIC 准则, 用来衡量统计模型的拟合优良性; Schwarz criterion 为 SC 准则, 其作用是通过比较不同分布滞后模型的拟合优度来确定合适的滞后期长度。

均值方程为  $L_1t = 0.548358 * L_1t - 1$ , 由于  $L_1t$  滞后 1 期回归系数的 P 值为  $0.0000 < 0.05$ , 且由于回归系数  $0.548358 > 0$ , 在 5% 的显著性水平下对  $L_1$  当期形成显著的正向冲击。方差方程为  $ht = 0.002212 + 0.016339 * ut - 12 + 0.467712 * ht - 1$ , 其中  $ut$  是均值方程的随机扰动项,  $ht$  是随机扰动项  $ut$  的条件方差。 $ut^2$ 、 $ht-1$  的回归系数均大于 0, 表明模型符合非负条件。广义误差分布 GED 参数为 0.017480  $< 2$ , 表明序列具有厚尾特征。

2)  $L_1$  的 ARMA-TARCH 模型

**Table 6.** ARMA-TGARCH model of  $L_1$

**表 6.**  $L_1$  的 ARMA-TGARCH 模型

| Variable          | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob.  |
|-------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| $L_1(-1)$         | 0.433410    | 0.000270   | 1605.615    | 0.0000 |
| Variance Equation |             |            |             |        |
| C                 | 0.000529    | 0.000573   | 0.923483    | 0.3558 |
| RESID $(-1)^2$    | 0.075620    | 0.112885   | 0.669880    | 0.5029 |

## Continued

|   |          |                       |          |           |
|---|----------|-----------------------|----------|-----------|
| RESID (-1) <sup>2</sup> *(RESID (-1) < 0) | 0.088072 | 0.167932              | 0.524449 | 0.6000    |
| GARCH (-1)                                | 0.579745 | 0.370577              | 1.564441 | 0.1177    |
| GED PARAMETER                             | 0.017480 | 5.68E-05              | 307.8821 | 0.0000    |
| R-squared                                 | 0.354185 | Mean dependent var    |          | -0.002508 |
| Adjusted R-squared                        | 0.354185 | S.D. dependent var    |          | 0.077599  |
| S.E. of regression                        | 0.062361 | Akaike info criterion |          | -8.814124 |
| Sum squared resid                         | 0.490000 | Schwarz criterion     |          | -8.679752 |
| Log likelihood                            | 565.6968 | Hannan-Quinn criter.  |          | -8.759530 |
| Durbin-Watson stat                        | 1.626889 |                       |          |           |

均值方程为  $L_1t = 0.433410 * L_1t - 1$ , 如表 6 所示, 由于  $L_1$  滞后 1 期回归系数的 P 值为  $0.0000 < 0.05$ , 且由于回归系数  $0.548358 > 0$ , 在 5% 的显著性水平下对  $L_1$  当期形成显著的正向冲击。方差方程为  $ht = 0.000529 + 0.075620 * ut - 12 + 0.088072 * ut - 12dt - 1 + 0.579745 * ht - 1$ , 其中  $ut$  是均值方程的随机扰动项,  $ht$  是随机扰动项  $ut$  的条件方差,  $dt-1$  是虚拟变量。  $ht-1$  的回归系数均大于 0,  $ut_2$ 、 $ut-12dt-1$  的系数之和小于 0, 表明模型符合非负条件。

3.3.2.  $L_2$  的因变量建模结果1)  $L_2$  的 ARMA-GARCH 模型Table 7. ARMA-GARCH model of  $L_2$ 表 7.  $L_2$  的 ARMA-GARCH 模型

| Variable                | Coefficient | Std. Error            | z-Statistic | Prob.     |
|-------------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| $L_2(-1)$               | 0.670190    | 0.000350              | 1914.765    | 0.0000    |
| Variance Equation       |             |                       |             |           |
| C                       | 0.002528    | 0.012852              | 0.196739    | 0.8440    |
| RESID (-1) <sup>2</sup> | 0.252299    | 6.717186              | 0.037560    | 0.9700    |
| GARCH (-1)              | 1.263867    | 0.009770              | 129.3591    | 0.0000    |
| GED PARAMETER           | 0.017480    | 7.30E-05              | 239.3394    | 0.0000    |
| R-squared               | 0.351914    | Mean dependent var    |             | -0.000394 |
| Adjusted R-squared      | 0.351914    | S.D. dependent var    |             | 0.058029  |
| S.E. of regression      | 0.046715    | Akaike info criterion |             | -10.32110 |
| Sum squared resid       | 0.274973    | Schwarz criterion     |             | -10.20912 |
| Log likelihood          | 660.3896    | Hannan-Quinn criter.  |             | -10.27560 |
| Durbin-Watson stat      | 2.092636    |                       |             |           |

均值方程为  $L_2t = 0.670190 * L_2t - 1$ , 如表 7 所示, 滞后 1 期回归系数的 P 值为  $0.0000 < 0.05$ , 且由于回归系数  $0.670190 > 0$ , 在 5% 的显著性水平下对  $L_2t$  当期形成显著的正向冲击。方差方程为  $ht = 0.002528 + 0.252299 * ut - 12 + 1.263867 * ht - 1$ , 其中  $ut$  是均值方程的随机扰动项,  $ht$  是随机扰动项  $ut$  的条件方差。 $ut_2$ 、 $ht-1$  的回归系数均大于 0, 表明模型符合非负条件。广义误差分布 GED 参数为  $0.017480 < 2$ , 表明序列具有厚尾特征。

2)  $L_2$  的 ARMA-TARCH 模型**Table 8.** ARMA-TGARCH model of  $L_2$   
**表 8.**  $L_2$  的 ARMA-TGARCH 模型

| Variable                                | Coefficient | Std. Error            | z-Statistic | Prob.     |
|---|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| $L_2(-1)$                               | 0.525292    | 0.002537              | 207.0191    | 0.0000    |
| Variance Equation                       |             |                       |             |           |
| C                                       | 0.000909    | 0.011629              | 0.078184    | 0.9377    |
| RESID $(-1)^2$                          | 0.877909    | 6.398715              | 0.137201    | 0.8909    |
| RESID $(-1)^2 * (\text{RESID}(-1) < 0)$ | 0.679066    | 8.016084              | 0.084713    | 0.9325    |
| GARCH $(-1)$                            | 1.193325    | 0.008879              | 134.3935    | 0.0000    |
| GED PARAMETER                           | 0.017480    | 7.21E-05              | 242.4975    | 0.0000    |
| R-squared                               | 0.351720    | Mean dependent var    |             | -0.000394 |
| Adjusted R-squared                      | 0.351720    | S.D. dependent var    |             | 0.058029  |
| S.E. of regression                      | 0.046722    | Akaike info criterion |             | -9.226437 |
| Sum squared resid                       | 0.275055    | Schwarz criterion     |             | -9.092066 |
| Log likelihood                          | 591.8788    | Hannan-Quinn criter.  |             | -9.171844 |
| Durbin-Watson stat                      | 1.816074    |                       |             |           |

均值方程为  $L_2t = 0.525292 * L_2t - 1$ ，如表 8 所示，由于  $L_2$  滞后 1 期回归系数的 P 值为  $0.0000 < 0.05$ ，且由于回归系数  $0.525292 > 0$ ，在 5% 的显著性水平下对  $L_1$  当期形成显著的正向冲击。方差方程为  $ht = 0.000909 + 0.877909 * ut - 12 + 0.679066 * ut - 12dt - 1 + 1.193325 * ht - 1$ ，其中  $ut$  是均值方程的随机扰动项， $ht$  是随机扰动项  $ut$  的条件方差， $dt-1$  是虚拟变量  $ht-1$ 。的回归系数均大于 0， $ut^2$ 、 $ut-12dt-1$  的系数之和小于 0，表明模型符合非负条件。

## 3.3.3. 总结

**Table 9.** Results of ARMA-GARCH model and ARMA-TGARCH model  
**表 9.** ARMA-GARCH 模型和 ARMA-TGARCH 模型结果

| 参数            | ARMA-GARCH                          |                 | ARMA-TGARCH     |                 |                |
|---------------|-------------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|
|               | $L_1$                               | $L_2$           | $L_1$           | $L_2$           |                |
| 均值方程          | AR (1)                              | 0.548 [2212.94] | 0.670 [1914.77] | 0.433 [1605.62] | 0.525 [207.02] |
|               | MA (1)                              | -               | -               | -               | -              |
|               | C                                   | -               | -               | -               | -              |
| 方差方程          | C                                   | 0.002 [0.21]    | 0.003 [0.20]    | 0.001 [0.92]    | 0.001 [0.08]   |
|               | 残差值 $(-1)^2$                        | 0.016 [0.21]    | 0.252 [0.04]    | 0.076 [0.67]    | 0.878 [0.14]   |
|               | 残差值 $(-1)^2 * (\text{残差值}(-1) < 0)$ | -               | -               | 0.088 [0.52]    | 0.679 [0.08]   |
|               | GARCH $(-1)^2$                      | 0.468 [0.18]    | 1.264 [129.36]  | 0.580 [1.56]    | 1.193 [114.39] |
| GED 参数        | 0.017 [311.99]                      | 0.017 [239.34]  | 0.017 [307.88]  | 0.017 [242.50]  |                |
| 瓦特森检验(D-W)统计量 | 1.92                                | 2.09            | 1.63            | 1.82            |                |
| AIC 准则        | -9.06                               | -10.32          | -8.81           | -9.23           |                |
| SC 准则         | -8.95                               | -10.21          | -8.68           | -9.09           |                |

注：方括号中的数值为 z 统计量。

根据表 9 可以得出如下结果:

- 1) 四个模型的 GED 参数均小于 2, 说明序列具有厚尾特征;
- 2) ARMA-GARCH 模型参数表明,  $L_1$  序列的波动性较弱, 即 ARCH 项系数与 GARCH 项系数之和较小;  $L_2$  的 ARCH 项系数与 GARCH 项系数之和大于 0.9, 具有较强的序列波动性;
- 3) ARMA-TGARCH 模型参数说明两个序列的非对称特征不明显, 好消息与坏消息对事件的影响程度相同, 与金融市场和油轮市场中“利空消息影响比利好消息大”的特征不一致。

#### 4. 结语

我国是海运需求和出口大国, 随着海上丝绸之路建设的不断推进, 海洋运输正扮演着越来越重要的角色, 全球集装箱吞吐量前十的港口中国占了七个, 集装箱海运价格波动关系企业的经营利润和经济的稳定有序发展。

本文研究对象为集装箱海运价格的波动特征, 对全球集装箱贸易和海上运输现状进行了介绍, 通过 ARMA-GARCH 模型和 ARMA-TGARCH 模型进行了建模, 得出以下内容:

1) 9000TEU 的船的 ARCH 项系数与 GARCH 项系数之和大于 0.9, 具有较强的序列波动性; 而 6800TEU 的船型的序列的波动性较弱, 说明 9000TEU 的船比 6800TEU 的船型在租金上有更强的波动持续性。

2) 集装箱船租金价格存在不对称波动特征, 集装箱航运市场价格波动较大, 且存在厚尾特征和对称性, 即“好消息”和“坏消息”对集装箱航运市场的影响相同。

以上分析表明, 对集装箱航运市场来说, 供需双方的变化都有能力影响市场, 明显好于金融市场、油轮市场和干散货市场中负面冲击消息影响更大、持续时间更长的情况, 对我国发展海运具有积极的参考意义。鉴于此, 集装箱航运市场参与者应当适度增加长期合约比例, 从而锁定运输成本, 获得稳定的运费收入; 企业需要合理运用衍生品进行风险管理, 规避类似疫情、俄乌冲突等原因带来的供求关系失衡导致的灾难性负面影响, 运载量越大的船的租金越有可能出现较大的持续波动; 可以根据预期合理安排集装箱托运, 应对市场变化, 保证集装箱航运市场的供应链稳定。

#### 参考文献

- [1] 刘琪, 韩昱. 海运市场为何从“一箱难求”到“空箱堆港”[J]. 宁波财经, 2023(1): 32-33.
- [2] 季辉龙. 反垄断背景下的海运临时价格干预措施[J]. 质量与标准化, 2022(11): 31-33.
- [3] 付媛丽, 史春林. 2020 年以来中美海运集装箱价格走势、原因及对策研究[J]. 现代管理科学, 2022(6): 14-23.
- [4] 李静. 基于收益管理的多箱型集装箱班轮运输动态定价[D]: [硕士学位论文]. 大连: 大连海事大学, 2021.