

WTI原油期货收盘价的变化 对于布伦特原油期货的影响

罗文文

北京工商大学数学与统计学院, 北京
Email: 18573421277@163.com

收稿日期: 2020年9月6日; 录用日期: 2020年9月20日; 发布日期: 2020年9月28日

摘 要

本文对WTI (West Texas Intermediate)美国原油期货和伦敦布伦特原油期货2019年5月6日至2020年5月4日收盘价时间序列数据进行研究, 基于组合模型及GARCH模型联立方程, 对于WTI原油期货收盘价格的波动变化进行分析, 并借助平稳性检验、协整检验、格兰杰因果(Granger)检验等方法, 结果表明, WTI原油期货价格与布伦特原油期货价格存在长期均衡关系, 且WTI原油期货价格是布伦特原油期货价格的格兰杰原因。故以时间序列WTI原油收盘价为解释变量, 以伦敦布伦特原油收盘价的时序数据为被解释变量, 基于传统一元线性回归模型, 探究WTI原油期货收盘价的波动变化对于伦敦布伦特原油期货收盘价的影响, 并对伦敦布伦特原油价格做出预测。最终得出结论, 认为此次WTI原油价格暴跌会影响布伦特原油价格进一步走低, 但此次WTI负油价对于布伦特原油并不会产生极其严重的影响。

关键词

WTI原油期货价格, 布伦特原油期货价格, 组合模型-GARCH模型联立方程, 格兰杰因果检验, 一元线性回归模型

The Impact of the Change in the Closing Price of WTI Crude Oil Futures on Brent Crude Oil Futures

Wenwen Luo

School of Mathematics and Statistics, Beijing Technology and Business University, Beijing
Email: 18573421277@163.com

Received: Sep. 6th, 2020; accepted: Sep. 20th, 2020; published: Sep. 28th, 2020

Abstract

In this paper, we study the time series data of the closing prices of WTI (West Texas Intermediate) U.S. crude oil futures and London Brent crude oil futures from May 6, 2019 to May 4, 2020, and analyze the volatility changes of the closing prices of WTI crude oil futures based on the Combinatorial model and GARCH model coupling equation with the help of Smoothness test, Cointegration test, and Granger causality test. The results show that there is a long-term equilibrium relationship between WTI crude oil futures price and Brent crude oil futures price, and WTI crude oil futures price makes the Granger cause of Brent crude oil futures price. Therefore, by using the time series of WTI crude oil closing price as the explanatory variable and the time series data of London Brent crude oil closing price as the explained variable, based on the traditional simple linear regression model, the impact of the fluctuating changes in the closing price of WTI crude oil futures on the closing price of London Brent crude oil futures is investigated and the price of London Brent crude oil is predicted. The final conclusion is that the WTI crude oil price slump will affect the Brent crude oil price to further lower, but the negative WTI oil price will not have a very serious impact on Brent crude oil.

Keywords

WTI Crude Oil Futures Prices, Brent Crude Oil Futures Prices, Combinatorial Model-GARCH Model Coupled Cubes, Granger Causality Test, Simple Linear Regression Model

Copyright © 2020 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

WTI (纽约商业交易所的轻质低硫原油期货)、北海布伦特 Brent (伦敦国际石油交易所的布伦特原油期货)是国际原油期货市场中重要的原油期货合约, 作为轻质低硫原油的价格基准具有稳固的市场地位, 且已成为全球经济的“晴雨表”和世界原油市场的风向标[1]。2020年, 新型冠状病毒在全球爆发, 因此引发了一系列连锁反应, 公共交通严重受阻, 基础设施的使用大大降低等, 在此背景之下, 2020年1月至5月4日期间, WTI原油价格一直呈骤降趋势, 从最初的60多美元/桶, 跌至19.31美元/桶, 跌幅高达40多美元/桶, 在此期间, 甚至一度跌为负值。国际原油 WTI 期货合约, 作为世界原油市场上的三大基准价格之一, 具有良好的流动性及很高的价格透明度。故此次 WTI 原油价格暴跌, 势必会对同样在世界上交易量巨大的北海布伦特原油价格造成很大影响。本文欲探究此次 WTI 原油期货价格暴跌对于布伦特原油期货价格的影响。

关于 WTI 原油价格与其他市场价格关系的实证研究, 部分学者做过以下研究:

文献[2]对2006年3月24日至2006年8月25日的国际原油 WTI 期货市场价格与现货市场价格数据序列进行单位根检验及协整检验, 采用长期均衡方程、短期误差修正模型, 通过多维度的方法实证分析了国际原油 WTI 期货价格与现货价格关系。

文献[3]使用协整检验、向量误差修正模型、格兰杰因果检验以及脉冲响应、方差分解等方法, 从期货价格与现货价格的动态关系入手, 挖掘并定量分析国际原油期货市场的价格发现功能。最后结果表明, WTI 原油期货价格与现货价格存在长期均衡关系。期货合约初期 WTI 原油现货市场具有部分价格发现功

能,但随后将减弱并最终趋于消失。WTI 原油期货市场价格发现过程中起主导作用。

文献[4]基于 BEKK 模型,对道琼斯股票市场与 WTI 原油期货市场价格相关性进行实证检验。结果表明:道琼斯股票市场存在向 WTI 原油期货市场价格单向波动溢出效应,WTI 原油期货价格波动更多受外部金融市场风险影响,其金融属性日益体现。

文献[5]的作者认为期货市场成为国际原油价格变化的预先指标,并在某种程度上替代了现货市场的价格发现功能。借助 ADF 单位根检验、协整检验、误差修正模型(ECM)和 Granger 因果关系检验等常用的数学方法,基于短期误差修正模型和长期均衡方程式,进一步估测伦敦商品期货交易所(IPE)中布伦特原油期货价格和现货价格关系。

文献[6]针对 WTI 原油期货价格和离岸人民币汇率报价的日样本数据,探究了离岸人民币汇率与国际原油价格的影响关系。采用的 DCC-MVGARCH 模型,最后的实证分析结果表明,二者存在长期的反向变动关系,且两市场动态相关系数的时变程度有增大趋势。

综合上述文献可知,针对国际 WTI 原油期货价格与其他价格的关系,许多文献主要通过协整检验、格兰杰因果检验,并往往采用长期均衡方程及短期误差修正模型进而研究两者间的价格关系。本文则是基于协整检验、格兰杰因果检验等方法,初步探究 WTI 原油期货收盘价的波动变化与伦敦布伦特原油期货收盘的价格关系,并基于一元线性回归模型以及组合-GARCH 联立模型,深入分析此次 WTI 原油期货价格大跌对于布伦特原油的实际影响。因 WTI 原油、布伦特原油在国际石油市场价格体系中居于主导地位,此次原油价格的大波动势必影响能源企业制定决策,故探究两种原油价格变化的相互关系是一个非常值得关注的问题。

2. 研究思路

与其他研究文献不同的是,如图 1 研究思路图所示,本文首先经格兰杰因果检验初步得到两者的格兰杰因果关系后,本文采用组合模型及 GARCH 模型联立方程,结合新冠疫情爆发的社会背景,预测在得到负价时的 WTI 的“理论价格”如何,并且以此预测伦敦北海布伦特原油的收盘价,在排除异常值的影响后,进而分析此次 WTI 原油价格暴跌对于布伦特的影响,并结合新冠肺炎疫情全球大流行的背景,对影响国际原油期货价格变动因素与负油价给全球石油市场带来冲击的同时带来的机遇与挑战进行分析。

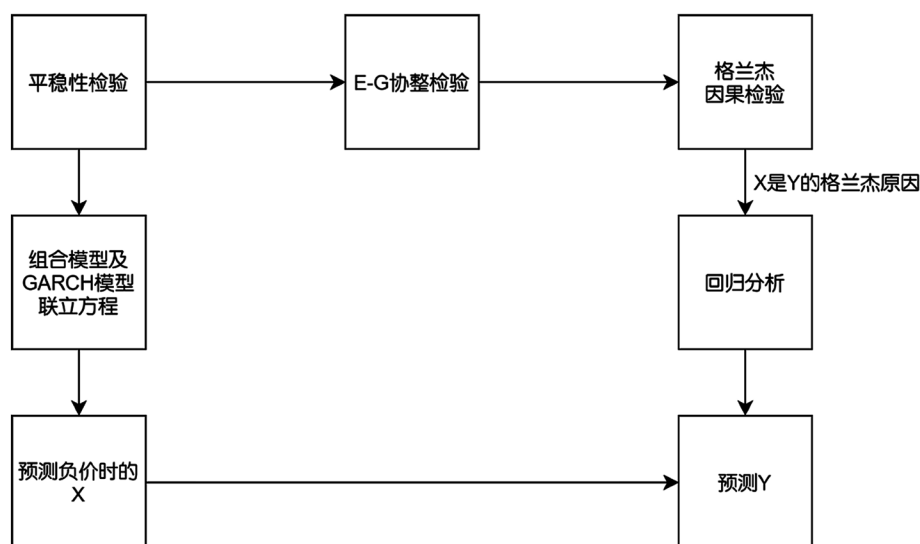


Figure 1. Research idea map
图 1. 研究思路图

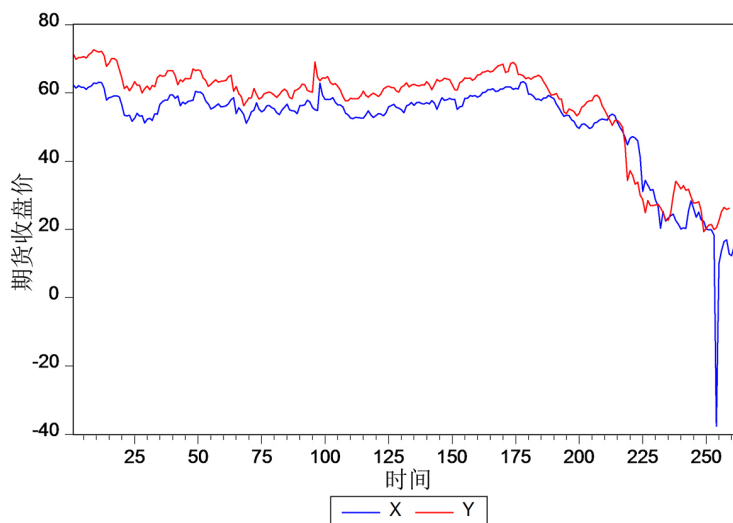
3. 实证分析

3.1. 数据来源

文中所使用数据均为从英为财经网站获取,获取的数据为 WTI 原油期货和布伦特原油期货 2019 年 5 月 6 日至 2020 年 5 月 4 日收盘价时间序列数据,其中,WTI 收盘价序列记为 $\{X_t\}$,后者记为 $\{Y_t\}$ 。数据资料显示,WTI 原油期货及伦敦布伦特原油期货从 2019 年 5 月 4 日至 2020 年 5 月 4 日的变化幅度较以往数据明显有增大趋势,并且两种数据的变化走势具有相似特征。

3.2. 数据平稳性分析

根据 WTI 原油期货及伦敦布伦特原油期货 2019 年 5 月 4 日至 2020 年 5 月 4 日的每日收盘价 X 、 Y (单位:美元)绘制时序图见图 2。根据时序图可以看出两时序数据走势大致相同,为此可以初步推断两者存在一定内在关系。同时由图 2 可以看出两者分别在 174、177 期后具有明显的下跌趋势,不符合平稳性数据的特征。



序列 X 为 WTI 原油期货收盘价随时间变动的时序图,序列 Y 为布伦特原油期货收盘价随时间变动的时序图

Figure 2. Time-series diagram showing the closing price of WTI crude and Brent crude futures over time

图 2. WTI 原油期货收盘价及布伦特原油期货收盘价随时间变动的时序图

对时间序列 X 、 Y 及一阶差分序列 $D(X)$ 、 $D(Y)$ 分别进行 ADF 检验有,结果如表 1~4 所示,对 X 、 Y 的 ADF 检验 t 统计量的 P 值均大于 0.05,故原始序列均不平稳;而对于一阶差分后的序列 $D(X)$ 、 $D(Y)$ 的 ADF 检验结果的 P 值均小于 0.05,因此一阶差分序列平稳,即原始时间序列 X 、 Y 同为一阶单整,即 $I(1)$ 过程。

Table 1. ADF test results for time series X

表 1. 时间序列 X 的 ADF 检验结果

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.255180	0.1925
Test critical values:		
1% level	-2.573852	
5% level	-1.942045	
10% level	-1.615888	

Table 2. ADF test results for time series Y
表 2. 时间序列 Y 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.625103	0.0982
Test critical values:	1% level	-2.573956	
	5% level	-1.942059	
	10% level	-1.615878	

Table 3. Results of the ADF test for first-order differential sequences D(X)
表 3. 一阶差分序列 D(X) 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-14.76522	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.573991	
	5% level	-1.942064	
	10% level	-1.615875	

Table 4. Results of the ADF test for first-order differential sequences D(Y)
表 4. 一阶差分序列 D(Y) 的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.48799	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.573852	
	5% level	-1.942045	
	10% level	-1.615888	

3.3. E-G 协整检验

对两个或多个非平稳的变量序列，这些序列的某个线性组合呈平稳性，则称这些变量存在协整关系 (co-integration)，揭示了变量间长期稳定的均衡关系。恩格尔和格兰杰(1987)曾经提出了建立误差修正模型的 Engle-Granger 两步协整检验法，该方法考虑了如何检验零假设为一组 I (1) 变量的无协整关系问题。用普通最小二乘法(OLS)估计这些变量之间的协整关系系数，然后用单位根检验来检验残差。拒绝存在单位根的零假设是协整关系存在的证据[7]。

第一步，以时间序列 Y 为因变量，时间序列 X 为自变量，以 OLS 方法估计下列长期静态回归方程：

$$y_t = \beta_0 + \beta_{1x_t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

第二步，对上述方程中的残差项进行 ADF 检验，结果如表 5 所示，可知 P 值小于 0.05，故可以认为残差序列为平稳时间序列，因此可以认为 WTI 原油期货收盘价与布伦特原油期货收盘价间存在长期均衡关系。

Table 5. ADF test results for residual sequences
表 5. 残差序列的 ADF 检验结果

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.524728	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.573991	
	5% level	-1.942064	
	10% level	-1.615875	

3.4. 格兰杰因果检验

本文主要采用时间序列格兰杰因果检验的方法,验证 WTI 原油期货收盘价 X 对于伦敦布伦特原油期货收盘价 Y 具有一定影响,进而避免后续回归分析存在伪回归的问题。格兰杰因果检验是经济学中非常重要的因果检验方法,最早由格兰杰(Granger, 1969)提出。其早期基于时间序列的定义为:设有两个时间序列 $\{x_t\}$ 、 $\{y_t\}$,如果在下式中:

$$x_t = \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{2}$$

y 的过去值 y_{t-i} 有助于预测 x , 即至少存在一个 i_0 , 使得 $\beta_{i_0} \neq 0$, 则变量 y 是 x 的格兰杰的原因[8]。

格兰杰进一步证明,如果一对 $I(1)$ 序列存在协整关系,它们之间必然存在至少一个方向上的因果关系[9]。本文对 $I(1)$ 序列 X 、 Y 进行格兰杰因果检验,结果如表 6 所示,时间序列 X 不对 Y 造成格兰杰影响的原假设对应的 P 值,故拒绝原假设,即认为 WTI 期货收盘价格 X 序列是布伦特原油 Y 序列的格兰杰原因,故后续回归分析可进一步以 WTI 收盘价为自变量,而布伦特原油期货收盘价为因变量。

Table 6. Granger causality test table

表 6. 格兰杰因果关系检验表

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
X does not Granger Cause Y	257	29.2707	4.E-12
Y does not Granger Cause X		1.77058	0.1723

3.5. 回归分析建模

由格兰杰因果检验可知,WTI 原油期货收盘价是布伦特原油期货收盘价的格兰杰原因,因此本文以 WTI 原油期货收盘价的时间序列 X 为解释变量,以布伦特原油收盘价的时序数据 Y 为被解释变量,建立单方程模型: $Y = f(X)$ 。将时序数据 X 、 Y 绘制散点图,由图 3 散点图可知,因变量 Y 与自变量 X 可能存在线性关系。

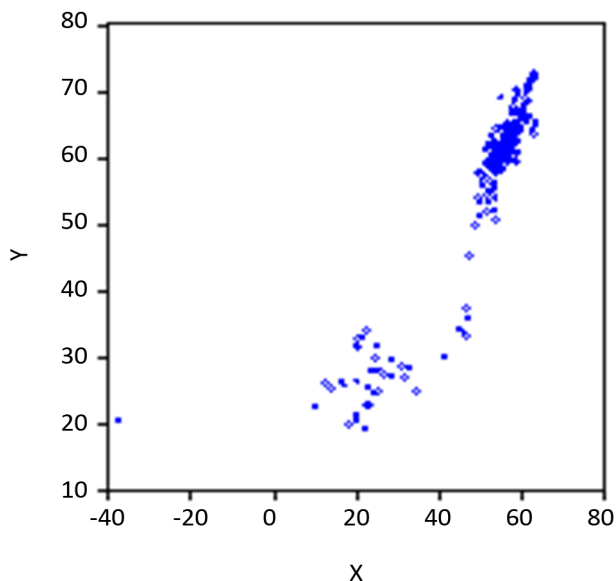


Figure 3. Scatter plot of WTI crude oil futures closing price X versus Brent crude oil futures closing price Y

图 3. WTI 原油期货收盘价 X 与布伦特原油期货收盘价 Y 的散点图

计算时序数据 X 、 Y 的相关系数，如表 7 相关系数矩阵所示，时序数据 Y 与 X 存在显著线性相关关系，故选择单方程线性模型对 Y 、 X 进行建模。

Table 7. Correlation coefficient matrix
表 7. 相关系数矩阵

	X	Y
X	1	0.9206090852585522
Y	0.9206090852585522	1

基于软件 Eviews11，得到因变量 Y 与自变量 X 之间的回归关系，结果如下面表 8 所示，自变量 X 的回归系数的 t 统计量的 P 值均为 0.0000，小于显著性水平 0.05，故参数估计结果显著，故 WTI 原油期货收盘价与布伦特原油期货收盘价存在显著的正向线性相关关系。

Table 8. Table of parameter estimates for one-dimensional regression analysis
表 8. 一元回归分析参数估计表

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.167033	1.327229	6.153446	0.0000
X	0.944682	0.024995	37.79522	0.0000
<i>R-squared</i>	0.847521	<i>Mean dependent var</i>		56.77683
<i>Adjusted R-squared</i>	0.846928	<i>S.D. dependent var</i>		13.47990
<i>S.E. of regression</i>	5.273935	<i>Akaike info criterion</i>		6.171123
<i>Sum squared resid</i>	7148.298	<i>Schwarz criterion</i>		6.198588
<i>Log likelihood</i>	-797.1604	<i>Hannan-Quinn criter.</i>		6.182166
<i>F-statistic</i>	1428.479	<i>Durbin-Watson stat</i>		0.818208
<i>Prob(F-statistic)</i>	0.000000			

对残差序列进行自相关检验，得到下图，如图 4 自相关检验图所示，由于 Q 统计量的 P 值 < 0.05 ，故可以推断该残差序列存在自相关。

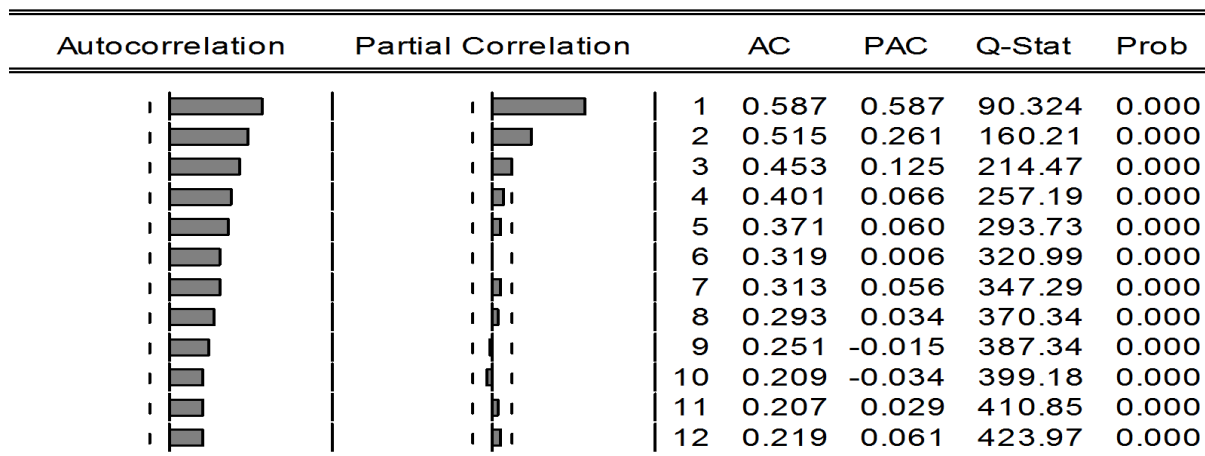


Figure 4. Autocorrelation test chart
图 4. 自相关检验图

为修正回归方程的自相关性，在回归方程中加入 AR 项，即残差序列的滞后项，直到残差序列不再存在自相关为止，得到的最终广义差分回归模型的估计结果及模型残差项的自相关检验结果分别如表 9、图 5 所示，可知，回归系数的参数估计结果均显著，DW 统计量为 $2.290970 > 2$ ，残差序列不存在自相关，故所得的广义线性差分回归模型通过了自相关检验。

Table 9. Parameter estimation results for regression models
表 9. 回归模型的参数估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X	1.065133	0.029248	36.41760	0.0000
$AR(1)$	0.585735	0.016812	34.83961	0.0000
$SIGMASQ$	22.46747	1.099700	20.43055	0.0000
R -squared	0.875874	Mean dependent var		56.77683
Adjusted R -squared	0.874905	S.D. dependent var		13.47990
S.E. of regression	4.767679	Akaike info criterion		5.974734
Sum squared resid	5819.076	Schwarz criterion		6.015933
Log likelihood	-770.7281	Hannan-Quinn criter.		5.991298
Durbin-Watson stat	2.290970			
Inverted AR Roots	0.59			

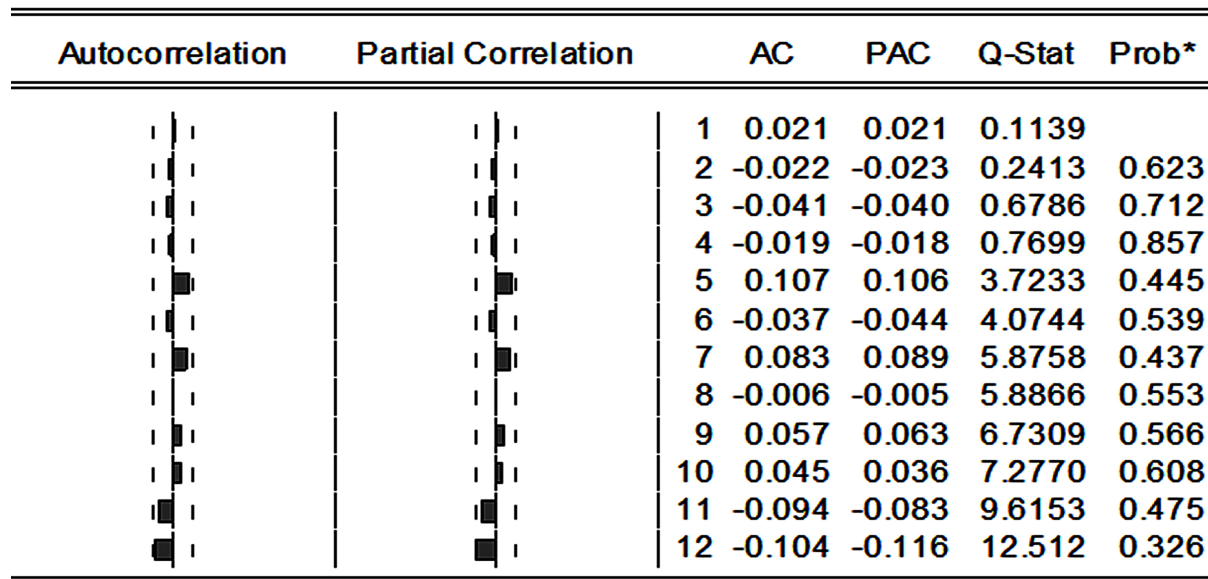


Figure 5. Autocorrelation test chart
图 5. 自相关检验图

对上述所得的回归方程进行异方差 White 检验，由表 10、表 11 可知，White 检验的 F 统计量的 P 值为 0.0000，小于显著性水平 0.05，且残差平方项的回归系数的估计结果均显著，故认为回归模型存在异方差。此时由于模型的异方差的存在，基于原模型的 WTI 原油期货收盘价不能准确地预测未来布伦特原油收盘价。

Table 10. White test chart
表 10. White 检验表

<i>F</i> -statistic	455.7371	<i>Prob. F</i> (6,246)	0.0000
<i>Obs</i> * <i>R</i> -squared	232.1177	<i>Prob. Chi-Square</i> (6)	0.0000
Scaled explained <i>SS</i>	1293.033	<i>Prob. Chi-Square</i> (6)	0.0000

Table 11. Results of the regression estimation of the squared residual term
表 11. 残差平方项的回归估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>C</i>	1.278358	0.181719	7.034807	0.0000
<i>GRADF_01</i> ²	0.211529	0.052530	4.026846	0.0001
<i>GRADF_01</i> * <i>GRADF_02</i>	-0.026595	0.005248	-5.067638	0.0000
<i>GRADF_01</i> * <i>GRADF_03</i>	-3.535113	0.275195	-12.84583	0.0000
<i>GRADF_02</i> ²	0.000102	1.67E-05	6.138065	0.0000
<i>GRADF_02</i> * <i>GRADF_03</i>	-0.076551	0.008084	-9.469358	0.0000
<i>GRADF_03</i> ²	4.049348	0.184285	21.97335	0.0000
<i>R</i> -squared	0.917461	<i>Mean dependent var</i>		2.808817
<i>Adjusted R</i> -squared	0.915448	<i>S.D. dependent var</i>		9.506696
<i>S.E. of regression</i>	2.764337	<i>Akaike info criterion</i>		4.898757
<i>Sum squared resid</i>	1879.823	<i>Schwarz criterion</i>		4.996518
<i>Log likelihood</i>	-612.6927	<i>Hannan-Quinn criter.</i>		4.938089
<i>F</i> -statistic	455.7371	<i>Durbin-Watson stat</i>		1.990603
<i>Prob</i> (<i>F</i> -statistic)	0.000000			

为排除残差序列的异方差性对于回归估计结果的影响,为此,采用基于 *ARMA* 的条件最小二乘法(CLS)下的加权最小二乘法,得到估计结果如表 12 所示,此时参数的估计结果均显著,拟合优度也较好,特征根为 $0.60 < 0.1$ 。最后,再一次进行 White 检验以验证异方差的存在,如表 13 可知,所有自变量的平方项的回归系数均不显著,因此排除了异方差对于模型预测作用的影响,此时 WTI 期货收盘价对于布伦特原油价格的变动具有显著的线性影响。最后在加权最小二乘法下得到的 WTI 期货收盘价与布伦特原油期货收盘价的最终回归模型为如下所示,对模型分析可知,在 WTI 原油期货收盘价与布伦特原油期货收盘价的价差不断缩小时,由于模型回归系数接近于 1,故在假定其他条件不变下,WTI 原油期货收盘价的变动会导致布伦特原油期货收盘价的等比例变动。

$$Y = 1.061363X + 0.596798[Y(-1) - 1.061363X(-1)] \quad (3)$$

其中, $Y(-1)$ 、 $X(-1)$ 分别为时序数据 Y 、 X 的滞后一期的数据。

Table 12. Results of the regression estimation of the squared residual term
表 12. 基于加权最小二乘法的回归估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X	1.061363	0.033236	31.93427	0.0000
$AR(1)$	0.596798	0.195304	3.055739	0.0025
R -squared	0.875676	<i>Mean dependent var</i>		56.72078
Adjusted R -squared	0.875190	<i>S.D. dependent var</i>		13.47581
<i>S.E. of regression</i>	4.760791	<i>Akaike info criterion</i>		5.966426
<i>Sum squared resid</i>	5802.272	<i>Schwarz criterion</i>		5.993969
<i>Log likelihood</i>	-767.6690	<i>Hannan-Quinn criter.</i>		5.977501
<i>Durbin-Watson stat</i>	2.309218			
<i>Inverted AR Roots</i>	0.60			

Table 13. White test chart
表 13. White 检验表

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-280.3828	192.5934	-1.455828	0.1467
$GRADF_01^2$	0.641366	0.433589	1.479201	0.1403
$GRADF_02^2$	0.073352	0.061296	1.196679	0.2325

3.6. WTI 原油期货收盘价格的时间序列分析立

由时序图可知，时间序列 X 在 177 期后具有不断下跌的趋势，且在 254 期时，WTI 期货收盘价 X 跌为负数。为此，为避免 X 在 254 期的异常值的影响，针对时序数据 X 的时间序列分析均以 1-253 期的数据为准。对截取后的数据进行 ADF 检验有，由表 14 可知，单位根统计量 ADF 的 P 值 = 0.9964 大于最大的显著性水平 0.1，故验证了在排除异常值的影响下的 WTI 期货收盘价的非平稳性。

Table 14. ADF test
表 14. ADF 检验表

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.840559	0.9946
Test critical values:		
1% level	-3.456197	
5% level	-2.872811	
10% level	-2.572851	

由于 WTI 收盘价序列呈现抛物线下降的趋势，故对序列中的确定性趋势部分尝试用三次多项式非线性模型进行拟合，得到表 15，其中参数估计结果均显著，且修正拟合优度为 88.44%，拟合效果较好，由模型可知，时间的二次项、三次项的回归系数均接近于 0 而一次项的回归系数小于 0，该模型也验证了 WTI 期货收盘价随时间不断下跌的趋势。

Table 15. Parameter estimation results
表 15. 参数估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>C</i>	65.35374	0.934778	69.91361	0.0000
<i>T*T*T</i>	-1.72E-05	7.52E-07	-22.85817	0.0000
<i>T*T</i>	0.005366	0.000291	18.45983	0.0000
<i>T</i>	-0.455115	0.031809	-14.30778	0.0000
<i>R-squared</i>	0.885779	<i>Mean dependent var</i>		52.54858
<i>Adjusted R-squared</i>	0.884403	<i>S.D. dependent var</i>		10.77126
<i>S.E. of regression</i>	3.662181	<i>Akaike info criterion</i>		5.449679
<i>Sum squared resid</i>	3339.482	<i>Schwarz criterion</i>		5.505543
<i>Log likelihood</i>	-685.3844	<i>Hannan-Quinn criter.</i>		5.472155
<i>F-statistic</i>	643.6621	<i>Durbin-Watson stat</i>		0.185871
<i>Prob(F-statistic)</i>	0.000000			

对残差序列进行 ADF 检验得到表 16,发现单位根统计量 ADF 的 P 值 = 0.0093 小于显著性水平 0.05, 所以拒绝假设,认为序列 X 不存在单位根,因此剩余序列 Z 是平稳序列,对剩余序列 Z 进行自相关检验,得到图 6 自相关检验图,结果表明,剩余序列的自相关检验 Q 统计量的 P 值均为 0.000, 小于显著性水平 0.05, 因此认为剩余序列存在一定自相关性,故可以对剩余序列进一步建立 ARMA 模型。

Table 16. ADF test table for the remaining sequences
表 16. 剩余序列的 ADF 检验表

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.480447	0.0093
Test critical values:	1% level	-3.456197	
	5% level	-2.872811	
	10% level	-2.572851	

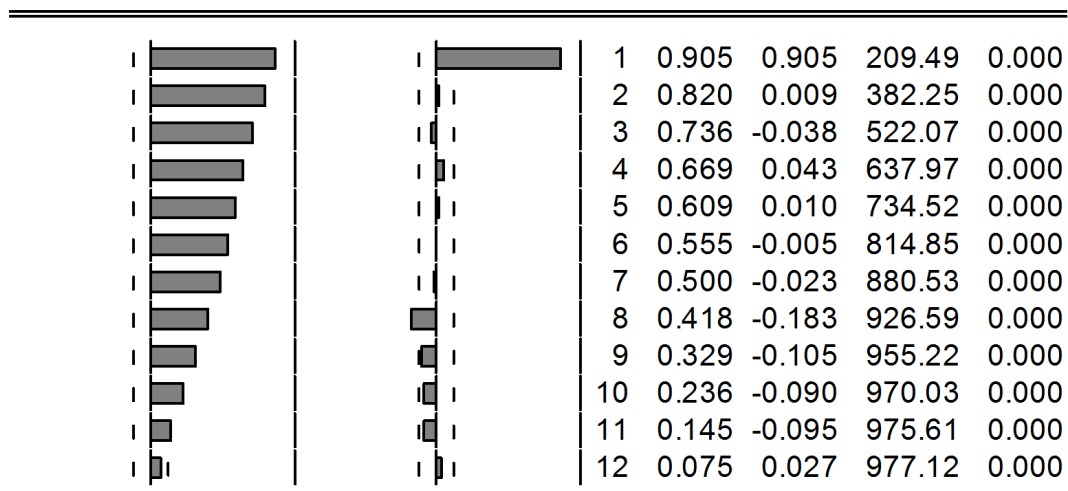


Figure 6. ADF test table for the remaining sequences
图 6. 自相关检验图

对剩余序列 Z 利用 AR(1) 模型进行初步拟合, 得到最小二乘法 (LS) 对进行参数估计结果如表 17 所示, 发现剩余序列 Z 的 AR(1) 模型的参数估计结果均显著, 且拟合优度为 82.23%, 拟合效果较好, 又特征根为 $0.91 < 1$, 故所得 AR(1) 模型平稳。对所得模型的残差项进行自相关检验, 如图 7 所示, 残差平方和的自相关 Q 统计量的 P 值显著大于 0.05, 故可以初步判定残差不存在自相关, 故 AR 模型提取剩余序列的信息较为充分。

Table 17. AR(1) model parameter estimation results
表 17. AR(1) 模型参数估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>AR(1)</i>	0.905546	0.021213	42.68819	0.0000
<i>SIGMASQ</i>	2.345048	0.090938	25.78739	0.0000
<i>R-squared</i>	0.822339	<i>Mean dependent var</i>		-4.34E-15
<i>Adjusted R-squared</i>	0.821631	<i>S.D. dependent var</i>		3.640318
<i>S.E. of regression</i>	1.537444	<i>Akaike info criterion</i>		3.712771
<i>Sum squared resid</i>	593.2971	<i>Schwarz criterion</i>		3.740703
<i>Log likelihood</i>	-467.6656	<i>Hannan-Quinn criter.</i>		3.724009
<i>Durbin-Watson stat</i>	2.021312			
<i>Inverted AR Roots</i>	.91			

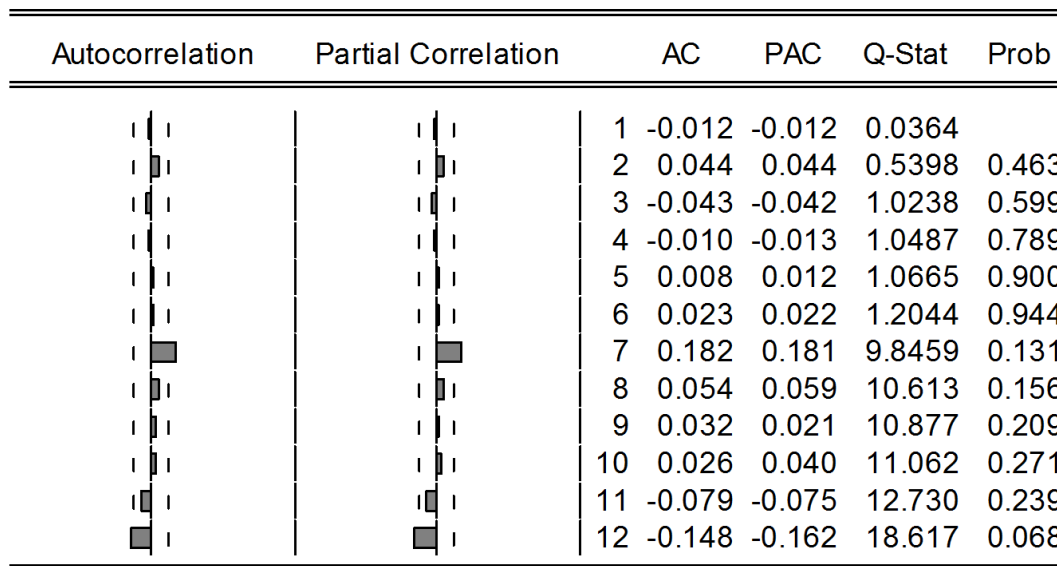


Figure 7. Autocorrelation test plots for residual series
图 7. 残差序列的自相关检验图

由时序图可知, 在 177 期后 WTI 原油价格下跌波动不断增大, 为此进行条件异方差检验——ARCH-LM 检验, 结果如表 18 所示, ARCH 检验的 P 值均小于 0.05, 故残差平方序列与残差平方滞后一期数据存在显著线性关系, 因此可以认定 WTI 期货收盘价存在条件异方差。

Table 18. ARCH-LM test
表 18. ARCH-LM 检验表

<i>F</i> -statistic	10.50869	<i>Prob. F</i> (1,250)	0.0013
<i>Obs</i> * <i>R</i> -squared	10.16545	<i>Prob. Chi-Square</i> (1)	0.0014

由于条件异方差的存在会严重低估残差的方差，进而影响使得模型的显著性检验失去意义。为此，在组合模型的基础上，联立残差的 GARCH 方程，目的在于消除对原时序数据进行拟合，参数估计如下，如表 19 所示，组合模型及方差方程相联立后，无论在均值方程还是方差方程中，回归系数对应的 *P* 值，均小于最小的显著性水平 0.05，因此得到修正系数后的参数估计结果统计意义显著，其模型结果如下，由均值方程可知，随时间增加，WTI 油价会不断下跌，且下跌波动会在大波动后偏大，小波动后偏小。

均值方程： $X_t = 68.94718 - 0.511767t + 0.005564t^2 + 0.919672Z_{t-1} + a_t$ (其中， a_t 为随机干扰项)

方差方程： $a_t = h_t e_t$ (e_t 服从标准正态分布)

$$h_t^2 = 1.643727 + 0.296781a_{t-1}^2$$

Table 19. Combined model + GARCH family joint equation model parameter estimation results
表 19. 组合模型 + GARCH 族联合方程模型参数估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
<i>C</i>	68.94718	9.476695	7.275446	0.0000
<i>T</i>	-0.511767	0.251077	-2.038288	0.0415
<i>T</i> * <i>T</i>	0.005564	0.001952	2.850765	0.0044
<i>T</i> * <i>T</i> * <i>T</i>	-1.70E-05	4.50E-06	-3.776543	0.0002
<i>AR</i> (1)	0.919672	0.027343	33.63413	0.0000
Variance Equation				
<i>C</i>	1.643727	0.120276	13.66633	0.0000
<i>RESID</i> (-1)^2	0.296781	0.055337	5.363167	0.0000
<i>R</i> -squared	0.979556	<i>Mean dependent var</i>		52.51008
<i>Adjusted R</i> -squared	0.979225	<i>S.D. dependent var</i>		10.77524
<i>S.E. of regression</i>	1.553107	<i>Akaike info criterion</i>		3.615669
<i>Sum squared resid</i>	595.7987	<i>Schwarz criterion</i>		3.713709
<i>Log likelihood</i>	-448.5743	<i>Hannan-Quinn criter.</i>		3.655118
<i>Durbin-Watson stat</i>	2.041158			
<i>Inverted AR Roots</i>		.92		

3.7. 组合模型-GARCH 联立方程效果评价

对残差项进行自相关图检验，得到以下结果：

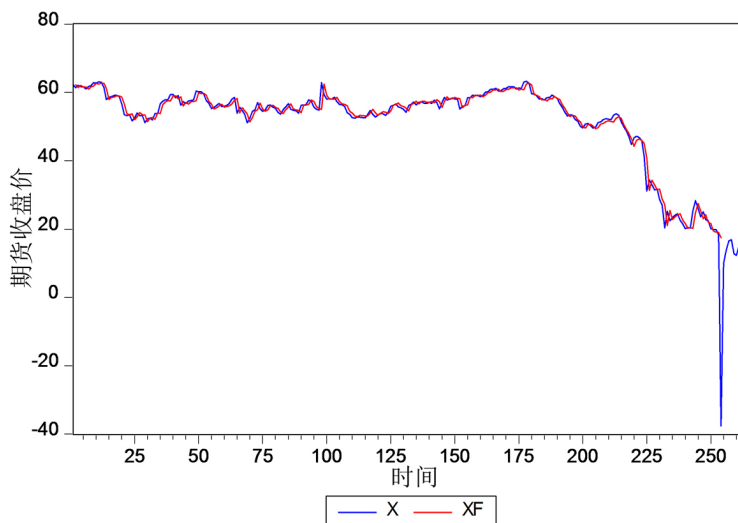
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.070	0.070	1.2596	
		2	0.060	0.055	2.1827	0.140
		3	-0.090	-0.099	4.2711	0.118
		4	-0.007	0.003	4.2826	0.233
		5	0.010	0.022	4.3083	0.366
		6	0.023	0.012	4.4413	0.488
		7	0.112	0.109	7.7329	0.258
		8	0.121	0.109	11.578	0.115
		9	0.023	-0.003	11.714	0.164
		10	0.008	0.014	11.733	0.229
		11	-0.101	-0.086	14.417	0.155
		12	-0.126	-0.125	18.652	0.068

Figure 8. Autocorrelation test chart
图 8. 自相关检验图

对残差序列进行纯随机性检验，由图 8 可以看出，ACF 和 PACF 都没有显著异于 0，Q 统计量的 P 值都远远大于 0.1，因此可以认为残差序列并不存在显著的自相关性，因而认为残差为纯随机序列。又由于残差序列均值为 0，且为平稳序列，故认为残差序列为白噪声序列，模型信息提取比较充分。因此，故基于组合-GARCH 联立模型，能够很好地分析 WTI 期货油价的变动，并进行预测。

3.8. 对未来 WTI、布伦特原油期货收盘价的预测

基于组合模型 + GARCH 族联合方程，对 WTI 原油收盘价 X 第 254 期进行预测，记预测所得序列为 X_f ，由图 9 可知，WTI 原油期货收盘价 X 在第 254 期发生了暴跌，跌至了 -37.63 的“负价”，与基于预测模型所得结果 17.44641，相差超过 50 的价差。假定 253 期美油期货价格实际数据与基于预测模型所得



X 序列为 WTI 原油期货收盘价，Xf 序列为基于模型的“预测序列”

Figure 9. Sequence diagram of the closing price of future WTI crude oil futures changing with time

图 9. 未来 WTI 原油期货收盘价随时间变动的时序图

数据相差无几,且 253 期的伦敦布伦特原油期货收盘价以实际数据为准,为避免“负价”异常值的影响,根据预测所得的 X 第 254 期结果,并基于广义差分回归模型,可知第 254 期的伦敦布伦特原油结果为 18.87406,与实际结果 20.46 相比,精确度为 92.25%。

4. 模型的经济意义解读

4.1. 油价变化的非平稳性

根据已有数据可以看出,经 ADF 检验,近一年来 WTI 原油期货价格与伦敦布伦特期货价格都并非平稳性数据,二者在近一年的时间里都具有明显的下跌趋势,由于新冠肺炎疫情的冲击带来的一系列负面影响,全球能源需求遭遇严重冲击,市场出现严重需求疲弱,这一切都大大打击了油价。

4.2. 两种油价的关系

另一方面,二者价格走势具高度的相似性,二者均为一阶单整序列 $I(1)$,且二者具有相似的价格走势,模型预测结果也验证了这一观点,经 E-G 协整检验,发现两种油价序列存在长期均衡关系。且经格兰杰因果检验,发现 WTI 油价在一定程度上可以用来预测布伦特原油价格的变动,同时,经模型验证,以回归模型及 WTI 的预测值预测未来布伦特原油期货收盘价值的准确度较高,进而验证了 WTI 原油期货价格在国际原油市场中的重要地位。因此,此次 WTI 原油价格的暴跌势必会打击人们对于原油市场的信心,进而影响布伦特原油期货价格的走势。

4.3. 两种油价变化的区别

尽管在一定程度上,WTI 油价变动会对布伦特原油期货收盘价产生影响,但是两种原油期货价格的变动仍然存在差异。经组合模型与 GARCH 模型联立方程组预测,在 2020 年 4 月 20 日的 WTI 原油期货的理论收盘价为 17.44641,与负油价-37.63 相差超过 50 的价差,故可以认为此次 WTI 油价突然暴跌至负价可能是因为部分偶然事件发生所致,可能是出于原油库存压力、地缘政治持续升温等等因素所致。而 WTI 油价之所以能“影响”布伦特原油价格的波动,极大程度上是因为两种油价都共同受到了包括石油输出国组织与非欧佩克产油国减产力度不及市场预期、新冠肺炎疫情全球大流行、经济萧条和需求走低等方面的影响,进而导致布伦特油价不断下跌。因此,可以认为此次 WTI 原油价格的暴跌会对布伦特原油产生影响,但是此次负价并不会对于布伦特原油价格产生极其不利的影响。

4.4. 负油价带来的转机

总的来说,本次 WTI 原油期货“负油价”在给国际石油市场带来重创的同时,也有助于市场趋向平衡,加快油价走出底部的步伐。油价下跌会严重影响经济,因为石油开采成本较高,石油价格如此之低,会造成利润空间进一步压缩,亏损不可避免。但可以猜想,等到全球疫情得以控制,各国经济发展逐渐恢复到正常水平时,石油需求会逐步提高,石油市场终将趋向平衡。

5. 结论

本文利用 WTI 原油期货和伦敦布伦特原油期货从 2019 年 5 月 6 日至 2020 年 5 月 4 日的已知价格数据,以美国原油收盘价的时间序列 X 为解释变量,以伦敦布伦特原油收盘价的时序数据 Y 为被解释变量,基于软件 Eviews11,经过分析,最终选择了单方程线性模型。然后不断对模型进行检验与优化,从而保证了模型与数据有较好的拟合效果,最后利用模型分析的结果,联合实际经济社会背景对二者进行分析、探究与预测。最终经模型验证,得出结论,认为此次 WTI 原油价格的大暴跌对于布伦特原油市场会产生不利影响,但是此次 WTI 原油的“负油价”并不会严重打击布伦特原油价格的未来走势。

参考文献

- [1] 任建斌.国内外原油期货价格联动关系比较分析[J].中国经贸导刊(中), 2020(1): 57-58.
- [2] 张海永, 张彩虹. 国际原油 WTI 期货价格与现货价格关系的实证研究[J]. 西南民族大学学报(自然科学版), 2007, 33(4): 859-863.
- [3] 姚小剑. 国际原油期货、现货价格互动引起现货价格泡沫研究[D]: [博士学位论文]. 西安: 西安理工大学, 2016.
- [4] Yao, X.J. (2011) The Empirically Study of Spillover Effect between Dow Jones Stock Market and WTI Crude Oil Futures Markets. 2011 2nd International Conference on Management Science and Engineering, 526-530.
- [5] 张冠华, 丁日佳. 布伦特原油期货价格与现货价格的关系研究[J]. 金融理论与实践, 2011(8): 30-33.
- [6] 黄广仪, 叶艺虹, 黄泽锋. 离岸人民币汇率与 WTI 原油期货价格变动关系的研究——基于 DCC-MVGARCH 模型的实证分析[J]. 中国市场, 2019(16): 15-16 + 24.
- [7] Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, **55**, 251-276. <https://doi.org/10.2307/1913236>
- [8] 庞皓, 陈述云. 格兰杰因果检验的有效性及其应用[J]. 统计与决策, 1999(9): 17-19.
- [9] Granger, C.W.J. (1988) Some Recent Development in a Concept of Causality. *Journal of Econometrics*, **39**, 199-121. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90045-0](https://doi.org/10.1016/0304-4076(88)90045-0)