

上海铜期货价格与现货价格的协整关系研究

——基于VECM和TVECM模型

唐崇彪, 丁咏梅*, 余佳雄

武汉科技大学理学院, 湖北 武汉

收稿日期: 2023年11月13日; 录用日期: 2023年12月19日; 发布日期: 2023年12月28日

摘要

本文通过构建VECM模型和TVECM模型对上海铜期货价格和现货价格之间的协整关系进行了分析。实证研究结果表明: 在VECM (2)模型中, 铜的现货市场与期货市场之间存在着现货向期货的单项协整关系, 非均衡误差对铜的现货对数化价格影响更加显著; 在滞后2阶的情况下, 铜现货对数化价格与期货对数化价格互为格兰杰因果, 二者之间存在双向引导关系。在TVECM模型中引入投资者的交易成本后, 门限估计值分别为0.032、0.117。通过进一步分析后发现在短期内当铜的现货对数化价格与期货对数化价格之间的基差大于0.117时, 可以通过铜的期货对数化价格判断现货的价格走势。最后根据研究结论, 提出了相应的对策建议。

关键词

VECM模型, TVECM模型, 协整检验, 铜期现货价格

Study on the Co-Integration Relationship between Shanghai Copper Futures Price and Spot Price

—Based on the VECM and TVECM Models

Chongbiao Tang, Yongmei Ding*, Jiexiong Yu

College of Science, Wuhan University of Science and Technology, Wuhan Hubei

Received: Nov. 13th, 2023; accepted: Dec. 19th, 2023; published: Dec. 28th, 2023

*通讯作者。

文章引用: 唐崇彪, 丁咏梅, 余佳雄. 上海铜期货价格与现货价格的协整关系研究[J]. 运筹与模糊学, 2023, 13(6): 7294-7302. DOI: 10.12677/orf.2023.136716

Abstract

This paper analyses the co-integration relationship between Shanghai copper futures price and spot price by constructing VECM model and TVECM model. The results of the empirical study show that in the VECM (2) model, there is a spot-to-futures monotonic co-integration relationship between the spot market and the futures market of copper, and the imbalance error has a more significant impact on the spot logarithmised price of copper. At lag order 2, the spot logarithmised price of copper and the futures logarithmised price are Granger-causal to each other, and there is a two-way bootstrapping relationship between them. After the introduction of investors' transaction costs in the TVECM model, the threshold estimates are 0.032, 0.117. Through further analysis, it is found that in the short-term time when the basis difference between the spot logarithmic price of copper and the futures logarithmic price is greater than 0.117, the price trend of the spot can be judged by the futures logarithmic price of copper. Finally, based on the conclusions of the study, corresponding countermeasures are proposed.

Keywords

VECM Model, TVECM Model, Co-Integration Test, Futures and Spot Prices of Copper

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

铜是一种重要的基础工业金属，它广泛应用于建筑、电力、机械制造、交通运输和家电等多个重要行业中，铜对中国这个电力消费大国至关重要[1]。由于铜的市场需求较高，铜期货是金融市场交易的重要品种之一。与此同时，铜的现货价格也受到全球金属市场的广泛关注。铜的价格波动对中国的宏观经济有着直接的影响，当铜的价格上涨时，会令进口成本上升，推高通货膨胀率，加大货币政策压力，而当价格下跌时，虽然能够降低通货膨胀的压力，但也会对相关产业的产出和投资带来压力[2]。如何获取铜期货与现货价格协整关系，实现利用铜的期货价格来减少铜的现货价格波动带来的冲击，进一步保证中国对铜需求量较大行业的生产经营稳定进行显得尤为重要。

在国内，使用向量误差修正模型(Vector Error Correction Model，以下简称 VECM)和门限向量误差修正模型(Threshold Vector Error Correction Model，以下简称 TVECM)研究协整关系的相关研究已经逐渐增多，从不同角度对协整关系进行了探讨。其中康赞亮等(2006)基于协整理论建立了 VECM 模型，研究了外部投资、国际贸易投资与中国经济增长之间存在的长期均衡关系，通过实证分析表明中国经济增长与外部投资之间存在着显著的双向因果关系，但影响程度存在差异[3]。孙金花等(2018)从时滞效应角度出发，选取风险投资、科技经费投入与知识产出等时间序列数据，通过建立 VECM 模型对这三者之间的长期均衡关系、短期波动影响进行了深入分析，研究结果表明，在长期内风险投资、科技经费投入对知识产出有着正向促进效应，短期内风险投资、科技经费投入对知识产出存在一定的时滞效应[4]。在国外，Sumin Park 等(2017)使用统 VECM 模型分析了影响韩国核证减排量价格的因素，结果分析发现，韩国 CER 价格、油价和韩国最大电力需求之间存在协整关系，这意味着三个变量之间存在长期关系，在此结果的基础上，进行了脉冲响应函数和方差分解，表明随着油价的上涨，韩国发电对天然气的需求下降，而对

煤炭的需求增加[5]。Amal (2023)建立自回归分布滞后模型与 VECM 模型,研究了中东和北非地区贸易开放、外商直接投资流入与经济增长的关系,结果表明,当生产和外商直接投资为因变量时,模型中指定的变量之间存在协整关系,贸易开放和外国直接投资促进了中东和北非国家的长期经济增长[6]。总的来看,使用 VECM 模型和 TVECM 模型分析协整关系的研究在国内外已经取得了显著进展,研究者从不同角度探讨了多个变量之间的长期关系和影响因素,对未来经济预测和政策制定提供了重要参考。但是,目前还需要进一步加强研究,特别是对不同变量之间的相互作用进行更深入的探究。

为了获取铜期货和现货价格协整关系,本文将 VECM 模型和 TVECM 模型结合使用,目的是为了解这两种价格的波动、行为等方面是否存在关联性,以及不同变量之间的长期均衡关系是否存在。VECM 模型是一种多元回归模型,用于研究不同变量之间的因果关系。在铜期货和现货价格协整分析中,使用 VECM 模型以期望有效地分析铜期货价格与现货价格的长期均衡关系,推算铜期货价格对现货价格的影响,以及两者之间的波动幅度。TVECM 模型针对现有时间序列数据的非线性特征,引入了阈值,将数据分为不同的区域,然后在每个区域中估计参数。在铜期货和现货价格协整分析中,使用 TVECM 模型可以更好地探究变量之间非线性关系的变化和门限,以此解铜的期货和现货的价格波动的周期性和频率,预测价格变化方向,以及识别市场变化趋势,并为投资者提供稳健的投资决策依据。

2. 数据来源

为了研究铜的期货价格与现货价格的长期均衡关系,本文以沪铜主力的日收盘价作为铜的期货价格,(数据来源于东方财富网),以上海阴极铜的日结算价作为铜的现货价格(数据来源于万得资讯),数据的时间跨度为 2019 年 9 月 25 日至 2022 年 11 月 30 日。由于期货交易并不是与现货交易同步,铜的期货价格与现货价格并不是日日对应,所以需要进一步筛选相互匹配的数据,经过筛选、去除缺失值后共得到 445 对有效数据。

3. 统计描述

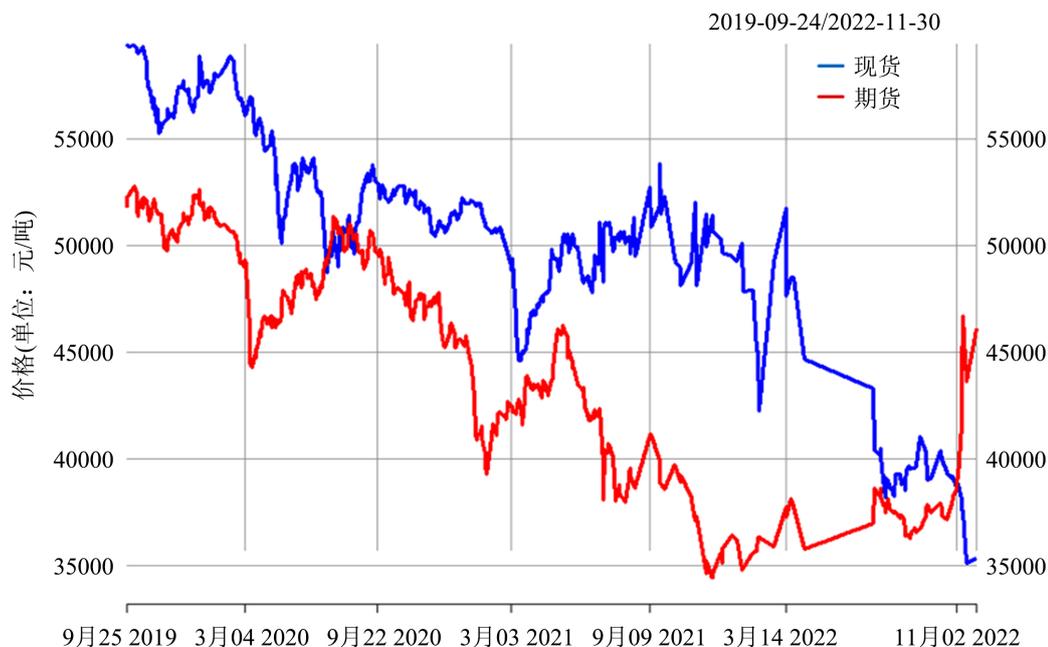


Figure 1. Spot price vs. futures price trend for copper

图 1. 铜的现货价格与期货价格趋势对比图

本文研究变量的命名与数据分布特征见表 1。

Table 1. Characteristics of spot futures price distribution of copper

表 1. 铜的现期货价格分布特征表

| 变量 | 符号表示 | 样本数 | 均值 | 方差 | 最大值 | 最小值 |
|--------|------|-----|----------|---------|--------|--------|
| 铜的现货价格 | s | 445 | 50822.49 | 5256.33 | 59,483 | 35,135 |
| 铜的期货价格 | f | 445 | 45108.49 | 5056.81 | 52,800 | 34,390 |

通过表 1 可以发现铜的期货价格与现货价格差异较大, 并且铜的现货价格均值要高于铜的期货价格。为了更好地直观展示铜的期货价格与现货价格之间的价格趋势, 利用 R 进行了数据可视化, 如图 1 所示。

通过图 1 可以发现, 铜的期货价格与现货价格波动较大, 从整体趋势来看, 铜的现货价格高于铜的现货价格。为了降低数据的波动和可能存在的异方差性, 并提升后续建模的效果, 本文对铜的期货价格和现货价格均进行对数化处理, 分别记为 $\ln f$ 、 $\ln s$, 后续的建模均使用对数化后的数据。

4. 模型建立

4.1. 序列平稳性检验

在进行时序建模分析时, 首先需要对时序数据进行平稳性检验。平稳性是指时间序列的统计特性在时间上保持不变, 即时序图形中的均值、方差和自相关系数等不随时间而变化。如果时间序列数据不平稳, 可能会导致误差项存在自相关性, 模型无法准确描述历史数据和预测未来数据。因此平稳性检验是一项必要的步骤, 可以帮助我们确定是否需要进行平稳性转化。常用的平稳性检验方法有绘制时间序列的时序图、自相关图和偏自相关图和单位根检验, 本文选用单位根检验中的 ADF 检验方法对变量进行单位根检验。

ADF 单位根检验共有三个模型, 分别为:

$$\text{模型 1 不包含趋势项和截距项: } \Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{模型 2 包含截距项: } \Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{模型 3 包含截距项和趋势项: } \Delta X_t = \alpha + \theta t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

在上面三个模型表达式中, 其中 α 表示截距项, θt 表示趋势项, ε_t 表示独立同分布的扰动项, t 表示时间变量。

ADF 检验的假设为:

$$H_0: \delta = 0, \text{ 即存在一单位根, 说明序列平稳}$$

$$H_1: \delta \neq 0, \text{ 即不存在一单位根, 说明序列不平稳}$$

对铜的现货对数价格 $\ln s$ 、期货对数价格 $\ln f$ 和差分后的现货对数价格 $\Delta \ln s$ 、差分后的期货对数价格 $\Delta \ln f$, 分别按模型 3、模型 2、模型 1 依次做 ADF 检验, 何时检验拒绝原假设, 即原序列不存在单位根, 为平稳序列时, 停止单位根检验, 最佳的滞后阶数以赤池信息(AIC)准则为准, 检验结果见表 2。

通过表 2 可以看出, 铜的现货对数价格 $\ln s$ 、期货对数价格 $\ln f$, 经过 ADF 检验可以发现 P 值均大于 0.05, 故不能拒绝原假设, 即序列 $\ln s$ 、 $\ln f$ 均为非平稳序列。而一阶差分序列 $\Delta \ln s$ 、 $\Delta \ln f$ 的 ADF 检验 P 值均为 0.002, 小于显著性水平 0.05, 故拒绝原假设, 认为一阶差分序列 $\Delta \ln s$ 、 $\Delta \ln f$ 为平稳序

列。通过 ADF 单位根检验,可以发现铜的现货对数价格 $\ln s$ 与期货对数价格 $\ln f$ 是一阶单整序列,可以继续进行协整检验。

Table 2. Table of ADF unit root test results

表 2. ADF 单位根检验结果表

| 序列 | 变量 | 检验模型 | ADF 检验 t 统计量 | P 值 | 结论 |
|--------|----------------|------|----------------|-------|-----|
| 原序列 | $\ln s$ | 模型 3 | -1.448 | 0.148 | 不平稳 |
| | $\ln s$ | 模型 2 | 0.144 | 0.886 | 不平稳 |
| | $\ln s$ | 模型 1 | -1.705 | 0.089 | 不平稳 |
| | $\ln f$ | 模型 3 | -1.729 | 0.085 | 不平稳 |
| | $\ln f$ | 模型 2 | -1.669 | 0.096 | 不平稳 |
| | $\ln f$ | 模型 1 | -0.422 | 0.673 | 不平稳 |
| 一阶差分序列 | $\Delta \ln s$ | 模型 3 | -16.035 | 0.002 | 平稳 |
| | $\Delta \ln f$ | 模型 3 | -14.816 | 0.002 | 平稳 |

4.2. 初步构建 VECM 模型

建立 VECM 模型并确定最优的滞后阶数,本文根据施瓦茨信息(SC)准则,确定 VECM 模型的最佳滞后阶数为 2 阶,故建立 VECM (2)模型,表达式如式(4)、式(5)所示。

$$\Delta \ln s_t = \alpha_1 + \delta_1 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \theta_{1,i} \Delta \ln s_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{1,i} \Delta \ln f_{t-i} + e_{1,t} \quad (4)$$

$$\Delta \ln f_t = \alpha_2 + \delta_2 ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \theta_{2,i} \Delta \ln s_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_{2,i} \Delta \ln f_{t-i} + e_{2,t} \quad (5)$$

其中式(4)、(5)中, ECT_{t-1} 为非均衡误差项,并且 $ECT_{t-1} = \varphi s_{t-1} + \tau f_{t-1}$, θ 、 γ 为模型待估系数, Δ 表示序列一阶差分,其他符号含义同上。

4.3. 协整检验

为了进一步了解铜的现货对数价格 $\ln s$ 与期货对数价格 $\ln f$ 之间是否存在长期均衡关系,就需要进行协整检验,常用的协整检验方法有 Engle-Granger 检验和 Johanson 检验。本文选取 Engle-Granger 协整检验对 $\ln s$ 、 $\ln f$ 序列进行协整检验。协整检验结果见表 3。

Table 3. Engle-Granger co-integration test results for the spot log price $\ln s$ and the futures log price $\ln f$ of copper

表 3. 铜的现货对数价格 $\ln s$ 与期货对数价格 $\ln f$ 的 Engle-Granger 协整检验结果

| | 参数估计值 | 标准误 | P 值 |
|------------|--------|-------|-------|
| δ_1 | -0.023 | 0.010 | 0.023 |
| δ_2 | -0.006 | 0.009 | 0.466 |

通过表 3 可以发现,在 5%显著性水平下, δ_1 的参数估计值通过了显著性检验,说明铜的现货对数价格 $\ln s$ 与期货对数价格 $\ln f$ 之间存在着现货对数价格向期货对数价格的单项协整关系。在其他条件不变

的情况下,当铜的现货对数价格相对于期货对数价格超过均衡关系 1%时,那么下一期铜的现货对数价格将会平均下降 0.023%。这进一步说明非均衡误差对铜的现货对数化价格影响更加显著,当短期时间内铜的期货对数化价格与现货对数化价格超过或者低于其均衡关系时,可以通过铜的期货对数化价格来研判现货对数化价格的走势。

4.4. VECM 模型的参数估计

VECM 模型的参数估计结果如表 4 所示。

Table 4. Table of estimated coefficients for the parameters of the VECM model
表 4. VECM 模型的参数估计系数表

| 待估参数 | 参数估计值 | 标准误 | T 统计量 | P 值 |
|----------------|--------|-------|--------|-------|
| α_1 | -0.001 | 0.001 | -1.724 | 0.085 |
| $\theta_{1,1}$ | -0.191 | 0.048 | -3.988 | 0.000 |
| $\gamma_{1,1}$ | 0.146 | 0.057 | -2.530 | 0.017 |
| $\theta_{1,2}$ | 0.021 | 0.048 | 0.418 | 0.676 |
| $\gamma_{1,2}$ | -0.071 | 0.062 | -1.184 | 0.002 |
| α_2 | -0.001 | 0.001 | -0.651 | 0.515 |
| $\theta_{2,1}$ | 0.010 | 0.040 | 0.257 | 0.797 |
| $\gamma_{2,1}$ | 0.014 | 0.049 | 0.292 | 0.771 |
| $\theta_{2,2}$ | -0.176 | 0.041 | -4.340 | 0.000 |
| $\gamma_{2,2}$ | -0.025 | 0.050 | -0.503 | 0.615 |

通过表 4 可以看出,待估参数 α_1 、 α_2 、 $\theta_{1,2}$ 、 $\theta_{2,1}$ 、 $\gamma_{2,1}$ 、 $\gamma_{2,2}$ 对应 t 统计量的 P 值均大于显著性水平 0.05,故参数估计不显著,而其他待估参数均显著不为 0。将表 3 和表 4 中参数估计值代入式(4)、式(5)可得 VECM 模型:

$$\Delta \ln s_t = -0.023ECT_{t-1} - 0.191\Delta \ln s_{t-1} + 0.01\Delta \ln s_{t-2} + 0.146\Delta \ln f_{t-1} - 0.071\Delta \ln f_{t-2} - 0.001 \quad (6)$$

$$\Delta \ln f_t = -0.006ECT_{t-1} + 0.01\Delta \ln s_{t-1} - 0.176\Delta \ln s_{t-2} + 0.014\Delta \ln f_{t-1} - 0.025\Delta \ln f_{t-1} - 0.001 \quad (7)$$

通过 VECM 模型的参数估计结果可以发现,当铜的期现货对数化价格在偏离均衡态时,向量误差模型对铜的现货对数化价格和期货对数化价格具有反向调节作用。铜的期现货对数化价格的 1 期滞后系数、铜的期货对数化价格的 2 期滞后系数对当期铜现货价格影响显著,而铜的现货对数化价格的 2 期滞后系数对当期铜现货价格影响不显著。分析表明,铜的期货对数化价格能够显著影响铜期货对数化价格,而在短时间内铜现货对数化价格会影响铜期货对数化价格。

利用 Engle-Granger 可以求出协整向量,其结果如表 5 所示。

通过表 5 可知,非均衡误差 $ECT_{t-1} = \ln s_{t-1} - 1.011 \ln f_{t-1}$,即非均衡误差为铜的现货对数化价格和期货对数化价格的基差。

Table 5. Engle-Granger's co-integration vector
表 5. Engle-Granger 的协整向量

| 估计方法 | s_{t-1} (φ 的估计值) | f_{t-1} (τ 的估计值) |
|---------------|-----------------------------|--------------------------|
| Engle-Granger | 1.000 | -1.011 |

4.5. 格兰杰因果检验

在此之前, 已经通过协整检验得出了铜现货对数化价格与期货对数化价格之间存在着均衡协整关系, 并建立了 VECM 模型, 为了更好地检验铜现货对数化价格与期货对数化价格之间是否存在着因果关系, 本文采用格兰杰因果检验, 检验结果如表 6 所示。

Table 6. Table of results of Granger causality test
表 6. 格兰杰因果关系检验结果表

| 检验原假设 | F 统计量 | P 值 |
|-------------------------|--------|-------|
| 铜现货对数化价格不是期货对数化价格的格兰杰原因 | 14.856 | 0.000 |
| 铜期货对数化价格不是现货对数化价格的格兰杰原因 | 55.369 | 0.000 |

通过表 6 可以看出, 在 5% 的显著性水平下, 铜现货对数化价格不是期货对数化价格的格兰杰原因的原假设和铜期货对数化价格不是现货对数化价格的格兰杰原因均被拒绝, 说明在滞后 2 阶的情况下, 铜现货对数化价格与期货对数化价格互为格兰杰因果, 二者之间存在双向引导关系。

4.6. 检验 VECM (2)模型的残差性质

为了确保所构建模型的有效性和精度, 本文利用 ARIMA 模型来 VECM (2)模型的残差时间序列性质, 如果残差序列是平稳的, 则说明 VECM (2)模型的残差满足时间序列模型的基本假设, 无自相关性和异方差性。如果残差序列不平稳, 则需要重新调整 VECM 模型的参数。通过借助 R 中的 `auto.arima()`函数拟合残差 $e_{1,t}$ 、 $e_{2,t}$, 拟合结果见表 7。

Table 7. VECM (2) model residuals test table
表 7. VECM (2)模型残差检验表

| 残差序列 | 拟合模型 | σ^2 | 对数似然比 | AIC |
|-----------|--------------|------------|----------|-----------|
| $e_{1,t}$ | ARIMA(0,0,0) | 0.000 | 1169.520 | -2337.040 |
| $e_{2,t}$ | ARIMA(0,0,0) | 0.000 | 1247.420 | -2492.830 |

通过表 7 可以看出, 两个残差 $e_{1,t}$ 、 $e_{2,t}$ 拟合的最佳模型均为 ARIMA(0,0,0), 所以这两个残差序列均是平稳序列, 说明不需要重新调整 VECM(2)模型的参数, 所构建的模型有效。

4.7. 检验 VECM (2)模型是否合适加入趋势项

为了判断构建的 VECM (2)模型是否合适加入时间趋势项, 本文加入时间趋势项后进行 VECM (2)模型估计, 估计结果见表 8。

Table 8. Estimation results of VECM (2) with the inclusion of a time trend term
表 8. 加入时间趋势项的 VECM (2)估计结果

| 时间趋势项 | 参数估计值 | 标准误差 | T 统计量值 | P 值 |
|---------|------------------------|-----------------------|--------|-------|
| 现货时间趋势项 | -3.64×10^{-6} | 6.61×10^{-6} | -0.549 | 0.583 |
| 期货时间趋势项 | 6.12×10^{-6} | 5.53×10^{-6} | 1.105 | 0.269 |

通过表 8 可以发现, 在 5% 的显著性水平下, 铜的现货对数化价格和期货对数化价格均没有显著的时间趋势, 由此可以判断 VECM (2) 模型并不适合加入时间趋势项。

4.8. 构建 TVECM 模型

前面所构建的 VECM (2) 模型, 没有考虑到在实际中的交易成本对模型的影响, 对投资者而言, 当铜的现货对数化价格与期货对数化价格之差的绝对值大于交易成本时, 投资者才会进行套利。在考虑实际交易成本后, VECM (2) 模型对铜的期货对数化价格与现货对数化价格之间关系的可解释性将会减弱。考虑交易成本后, 为了使铜的期货对数化价格与现货对数化价格之间关系研究更加科学, 本文构建 TVECM 模型, 模型表达式如式(8)、(9)所示。

$$\Delta \ln s_t = \alpha_1 + \delta_1 ECT_{t-1} + \delta_3 D_{t-1} ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \theta_{1,i} \Delta \ln s_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \gamma_{1,i} \Delta \ln f_{t-i} + e_{1,t} \quad (8)$$

$$\Delta \ln f_t = \alpha_2 + \delta_2 ECT_{t-1} + \delta_4 D_{t-1} ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \theta_{2,i} \Delta \ln s_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \gamma_{2,i} \Delta \ln f_{t-i} + e_{2,t} \quad (9)$$

在表达式(8)、(9)中, δ_3 、 δ_4 表示投资者存在套利时的修正误差系数, 而 δ_1 、 δ_2 表示投资者不存在套利时的误差修正系数, D_{t-1} 为虚拟变量, 表达式如下:

$$D_{t-1} = \begin{cases} 1, & \text{表示存在套利机会} \\ 0, & \text{表示不存在套利机会} \end{cases} \quad (10)$$

在 TVECM 模型中设定两个门限值, 门限值估计结果如表 9 所示。

Table 9. Threshold estimation results for the TVECM model
表 9. TVECM 模型的门限值估计结果

| 门限值划分区间 | 现货 | P 值 | 期货 | P 值 |
|-----------------------------|--------|-------|--------|-------|
| $ECT_{t-1} \geq 0.117$ | -0.151 | 0.008 | 0.057 | 0.244 |
| $0.032 < ECT_{t-1} < 0.117$ | -0.139 | 0.012 | 0.019 | 0.776 |
| $ECT_{t-1} \leq 0.032$ | -0.108 | 0.599 | -0.026 | 0.138 |

通过表 9 可以发现, 在 5% 的显著性水平下, 当 $ECT_{t-1} \geq 0.117$ 时, 铜的期货与现货之间存在着现货向期货的单项协整, 铜的现货对数化价格相比于期货对数化价格超出均衡关系 1%, 那么下一期的现货对数化价格将会平均下降 0.151%。这表明在短期时间内当铜的现货对数化价格与期货对数化价格之间的基差大于 0.117 时, 可以通过铜的期货对数化价格判断现货的价格走势。

5. 结论与建议

本文通过构建 VECM 模型和 TVECM 模型对上海铜期货价格和现货价格之间的协整关系进行了分析,

通过对实证研究结果, 得出了以下结论:

第一, 在 VECM (2)模型中, 铜的现货市场与期货市场之间存在着现货向期货的单项协整关系。在其他条件不变的情况下, 当铜的现货对数价格相对于期货对数价格超过均衡关系 1%时, 那么下一期铜的现货对数价格将会平均下降 0.023%。进一步说明非均衡误差对铜的现货对数化价格影响更加显著, 当短时间内铜的期货对数化价格与现货对数化价格超过或者低于其均衡关系时, 可以通过铜的期货对数化价格来研判现货对数化价格的走势。

第二, 在滞后 2 阶的情况下, 铜现货对数化价格与期货对数化价格互为格兰杰因果, 二者之间存在双向引导关系。

第三, 在 TVECM 模型中引入投资者的交易成本后, 门槛估计值分别为 0.032、0.117, 通过分析后发现在短时间内当铜的现货对数化价格与期货对数化价格之间的基差大于 0.117 时, 可以通过铜的期货对数化价格判断现货的价格走势。

基于上述结论, 本文提出如下对策建议:

第一, 加强市场监管。铜期货市场的监管需要得到加强, 以防止价格操纵、内幕交易等不法行为的发生。需要建立完善的市场监管机构, 加强对铜期货市场的监管, 及时发现和打击不良行为。

第二, 增强市场透明度。加强铜期货与现货市场之间的信息交流和透明度。双方应加强信息披露, 尤其是现货市场价格的公开透明, 以便交易者及时调整交易策略, 降低市场风险。

第三, 推进现货市场化。加快进口关税下调、资源税改革、内外贸资源平衡配置等举措, 提高中国现货市场化程度, 让市场经济机制更好地调节供求关系, 减少现货价格波动。

第四, 加强供应链管理。实施合理的供应链管理, 以降低铜价格波动的风险。例如, 在采矿、冶炼、加工和销售等环节, 加强企业间合作和沟通, 同时从全球范围内进行生产和销售, 以减少价格波动的风险。

第五, 加强铜产业政策的制定和调整。制定和实施有针对性的政策, 以适应市场需求的变化。政策可以包括相关税费的政策调整、资源配置优化、环保政策的落实等。

基金项目

湖北省教育厅科学研究计划指导性项目(编号: B2022001)。

参考文献

- [1] 沈俊杰, 黄书培. 国际铜价波动对中国工业经济的结构性冲击——基于 MSVAR 和 TVP-SVAR-SV 模型[J]. 资源科学, 2022, 44(5): 994-1008.
- [2] 杨艳军, 唐迪. 我国有色金属期货市场价格泡沫实时预警研究——基于上确界 ADF 检验方法的分析[J]. 价格理论与实践, 2022(12): 114-117+202.
- [3] 康赞亮, 张必松. FDI、国际贸易及我国经济增长的协整分析与 VECM 模型[J]. 国际贸易问题, 2006(2): 73-78.
- [4] 孙金花, 杜姣. 时滞效应视角下风险投资、R&D 投入与知识产出的动态均衡关系——基于协整与 VECM 模型的实证分析[J]. 科技进步与对策, 2018, 35(15): 9-15.
- [5] Park, S. and Lee, Y.-G. (2017) An Analysis of Decision Factors on the Price of South Korea's Certified Emission Reductions in Use of Vector Error Correction Model. *Sustainability*, 9, 85-95. <https://doi.org/10.3390/su9101768>
- [6] Amal, B.A. (2023) The Relationship between Trade Openness, Foreign Direct Investment Inflows, and Economic Growth in Middle East and North of Africa Region: Autoregressive Distributed Lag Model vs. Vector Error Correction Model. *Journal of the Knowledge Economy*, 85, 414-423.