

中国上海与英国伦敦商品期货价格的协整分析

高 辉

(东北财经大学)

【摘要】 本文以上海期货交易所与英国伦敦金属交易所(LME)为例,从实证的角度分析了中国期货市场与国际期货市场的关联度,对上海期货交易所铜期货收盘价与未平仓手数之间的协整关系作了分析.进一步发现上海期交易所铜期货价格与现货价格之间存在协整关系,从而说明期货价格与现货价格之间的收敛关系,证实了上海期货市场的有效性.

关键词: 期货;协整;关联度;收敛;单位根;DF 检验;ADF 检验

0 引言

随着经济的发展,为了规避种种市场风险,期货交易应运而生.从 1848 年美国芝加哥期货交易所(CBOT)建立开始,期货交易得到了长足的发展.今天,期货市场已成为世界各国经济的重要组成部分.

由于中国加入了 WTO,国内市场将会进一步对外开放,国际贸易量也将进一步增加,因此,中国的期货市场在未来的几年内将会扮演着重要的角色.研究中国期货市场与国际期货市场的关联度,以及自身的规律,完善期货交易,规避交易风险,对稳定国民经济将有长远的影响.

1 协整理论

在经济领域内,以往的建模技术存在着动态的稳定性假设,而实际上,经济时间序列通常都是非平稳的,基于一个稳定模型而使用非稳定时序数据建模,体现了以往建模技术在经济领域应用的局限性,几乎所有 70 年代的计量经济模型都没有预测到 70 年代的石油危机以及由此引发的遍

及整个西方世界的经济滞胀就是一个例子,而协整技术正好弥补了这一稳定假设的不足,由 R.F. Engle 和 C.W.J. Granger 首创,尔后被众多计量经济学家所发展的协整理论,正越来越受到经济和学术界的重视,在许多领域得到了应用.

变量协整性分析的经济意义在于,对于两个具有各自长期波动规律的变量,如果它们之间是协整的,则它们之间存在一个长期的均衡关系,反之,如果这两个变量不是协整的,则它们之间不存在一个长期的均衡关系.对于时间序列列 X_t 、 Y_t ,如果它们满足下述条件,则它们是协整的

(1) X_t 和 Y_t 是 $I(1)$ 的,即它们本身是非平稳的,而其一阶差分是平稳的.

(2) 存在一个非零常量 α ,使得 $Y_t - \alpha X_t = \varepsilon_t \sim I(0)$,即是平稳的.需要说明的是,并不是随意两个时序变量间都会存在协整关系,我们研究两个变量之间的协整性,首先要弄清楚它们之间是否具有长期趋势的大体一致性,若具有,就有了协整研究的前提;而对于相互之间无甚关系的变量,研究其协整性就没有什么意义.

对协整的检验首先要确定时间序列变量的单整性,单整性是指:如果时间序列 $\Delta^k x_t (k < d)$ 是

收稿日期:2004-02-15

高辉, (1972-),籍贯安徽省淮南市.东北财经大学统计系.证券与期货专业硕士研究生.研究方向:证券理论与投资分析,期货市场行情分析与投资分析,经济建模与预测

非平稳序列, $\Delta^d x_t$ 是平稳序列, 则称 x_t 为 d 阶单整, 记做 $I(d)$. 文章中我们使用单整性 ADF 检验的模型, $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Delta y_{t-i} + u_t, t=2, \dots, T$ 其中: α 为常数项, β 为系数项, u_t 为残差项, T 为样本数据量, P 为使误差项 u_t 成为白噪声所必须的滞后项, 我们使用 $P=4$. 原假设 H^0 为: $\beta=0$, 如果接受原假设, 则表明该序列为非平稳的, 如果拒绝则表明为平稳序列.

根据回归方程 ADF 检验值进行判断, 若 ADF 检验值大于 ADF 分布的临界值, 说明序列 $\{y_t\}$ 至少为 $I(1)$. 如序列 $\{y_t\}$ 是 $I(1)$, 则再检验是否是(2), 方法相同.

协整检验的模型: 设 $x_t = (y_t, x_{1t}, \dots, x_{kt})'$ 是 $k+1$ 个 $I(d)$ 时间序列构成的向量. 如果 $\{x_t\}$ 分量之间存在协整关系, 则有 $y_t = a_0 + \alpha x_t + u_t$ 估计误差为 $\hat{u}_t = \hat{y}_t - a_0 - \alpha \hat{x}_t$, 其中 $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$, $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_n)$, 协整存在的一个重要的条件, 就是估计协整回归方程的残差项是平稳的, 因此可以通过检验 $\{\hat{u}_t\}$ 平稳性, 检验 $\{x_t\}$ 分量之间的协整性, $\{\hat{u}_t\}$ 的平稳性使用 ADF 方法进行判断.

2 分析中国商品期货市场与国际商品期货市场的关联度

过去十几年来, 中国期货市场环境得到了较大的改进, 法律体系日益完善, 期货市场风险得到较好的控制. 在中国加入了 WTO 后, 中国的市场会向外逐渐放开, 如何更好地控制中国期货市场的风险问题摆到我们面前. 因此, 研究国内期货市场与国外期货市场的关联度很有意义.

为了讨论中国期货市场与国际期货市场的

关联度, 这里我们将上海期货交易所与英国伦敦金属交易所(LME)作分析, 表 1 给出了两个市场同期铜期货价格数据(三个月铜期货), 时间为 1998.12——2002.9 的月度数据.

用 x 表示上海期货市场铜期货价格, 用 y 表示英国伦敦金属交易所同期铜期货价格. 估计回归模型如下:

$$y_t = 2.840795 + 0.099325 x_t$$

(65.04488) (0.003889)

$R^2 = 0.9368043, F(1, 44) = 652.25$ 因此, 这个模型在 $\alpha = 0.01$ 水平下是很显著的. 而且标准差估计值为 40.126, 截距与回归系数的 t -统计量值分别为 0.043674 与 25.53918, 因此回归系数在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 水平下是很显著的. 表 1 给出了方差分析的结果.

表 1

Analysis of Variance, DV: LME 铜期 (上海期货数据 stat 1 sta)					
	Sums of Squares	df	Mean Squares	F	p-level
Regress	1050205	1	1050205	652.2499	5.09E-28
Residual	79845.58	44	1610.127		
Total	1121051				

而且我们通过图 1, 上海期货交易所与英国伦敦金属交易所(LME)同期铜的期货价格实际走势图, 作分析可以看到: 两个市场的铜期货价格走势趋于一致. 说明上海期货交易所与英国伦敦金属交易所之间存在很强的关联度. 因此要参与国际经济贸易, 降低期货交易的风险, 作为套利与套期保值的市场——期货市场, 只有置身于国际大环境下, 才能得到长足的发展.

图 1: 上海与伦敦铜期货价格走势: shfp 表示上海期货交易所铜期货交易价格, 单位: 元/t. Lmefp 表示英国伦敦金属交易所铜期货交易价格, 单位: 美元/t.

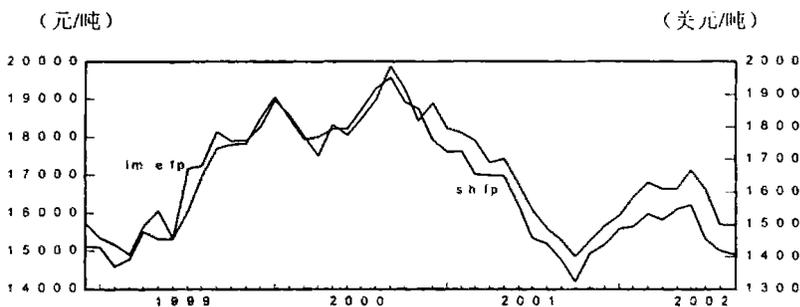


图 1

3 商品期货价格的协整分析

为了研究商品期货市场收盘价, 交易量, 未平仓

手数之间的协整关系, 我们收集了上海期货交易所一组铜期货市场的价格, 时间为 2001.4.2——2001.

12.30.共 187 个数据.

我们用 x 表示收盘价, y 表示成交量, z 表示未平仓手数, Δ 表示差分, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$, 我们得到自回归方程如下:

$$\Delta x_t = 166.8452 - 0.010113x_{t-1} \quad (145.4991) \quad (0.0093) \quad (1)$$

$R^2 = 0.00798884$, $D - W = 1.817439$, $\text{serial corr} = 0.091223$, 样本范围: 2-187

$$\Delta y_t = 18784.89 - 0.54y_{t-1} \quad (2618.96) \quad (0.065) \quad (2)$$

$R^2 = 0.26651608$, $D - W = 2.106211$, $\text{serial corr} = -0.56178$, 样本范围: 2-187

$$\Delta z_t = 28610661 - 0.017z_{t-1} \quad (2031.5717) \quad (0.012) \quad (3)$$

$R^2 = 0.01025796$, $D - W = 1.699387$, $\text{serial corr} = -0.146534$, 样本范围: 2-187.

由上面(1)(2)(3)式得到 Dickey-Fuller 检验统计量值分别为: $DF(x) = -0.108742$, $DF(y) = -8.30769$, $DF(z) = -1.41667$.

由 $DF(x)$, $DF(z)$ 值均大于 5% 和 10% 置信水平下相应的临界值 -2.8621 和 -2.5671, 故不能拒绝单位根零假 x_t 与 z_t 均非 $I(0)$ 变量, 而为 $I(1)$ 变量. 而 $DF(y)$ 值小于 5% 和 10% 置信水平下相应的临界值 -2.8621 和 -2.5671, 因而 y_t 是 $I(0)$ 变量, 即成交量是稳态的时间序列.

进一步对 x 与 z 作扩展的 Dickey-Fuller 检验 (ADF), 回归方程如下:

$$\Delta^2 x_t = -8.9555 - 0.9486 \Delta_{t-1} + 0.0434 \Delta^2 x_{t-1} \quad (9.68545) \quad (0.15923) \quad (0.14274)$$

$$-0.00017 \Delta^2 x_{t-2} + 0.0157 \Delta x_{t-3} + 0.0151 \Delta^2 x_{t-4} \quad (0.12419) \quad (0.10181) \quad (0.07559)$$

$R^2 = 0.459346$, $D - W = 1.981081$, 样本范围: 7-187.

ADF 检验统计量值是 -5.956497, 小于 1% 与 5%, 10% 的临界值 -3.4676, -2.8775, -2.5752. 因此 x_t 为 $I(1)$ 变量.

$$\Delta^2 z_t = 16.7525 - 0.8931 \Delta z_{t-1} + 0.0242 \Delta^2 z_{t-1} \quad (258.4756) \quad (0.15138) \quad (0.13543)$$

$$+ 0.0958 \Delta^2 z_{t-2} - 0.0046 \Delta z_{t-3} - 0.0034 \Delta^2 z_{t-4} \quad (0.11715) \quad (0.10015) \quad (0.0754)$$

$R^2 = 0.440983$, $D - W = 1.99862$, 样本范围 7-187.

ADF 检验统计量值是 -5.899348, 小于 1% 与 5%, 10% 的临界值 -3.4676, -2.8775,

-2.5752. 因此 z_t 为 $I(1)$ 变量.

综上, 我们对 x_t 与 z_t 作 Engle-Granger 协整回归, 得到回归结果如下:

$$x_t = 16358.442 - 0.00462z_t \quad (765.998) \quad (0.0045321) \quad (4)$$

$R^2 = 0.005552$, $D - W = 0.725418$, $\text{serial corr} = 0.326531$ 样本范围: 1-187.

残差向量的自回归方程为:

$$\Delta u_t = -8.45001 - 0.01215u_{t-1} \quad (9.339152) \quad (0.010043) \quad (5)$$

$R^2 = 0.00789122$, $D - W = 1.8646$, $\text{serial corr} = 0.067483$, 样本范围: 2-187.

方程(5)的 Dickey-Fuller 检验统计量值为: $DF(x, z) = -1.20980$, 由此可知: $DF(x, z)$ 值大于 5% 和 10% 置信水平下相应的临界值 -2.8621 和 -2.5671 故不能拒绝单位根零假设, 因此 x 与 z 之间存在协整关系.

上述结果在期货市场是实际存在的, 总的来说成交量由于随机因素的影响而引起波动. 由于套利者在市场中时时追逐行情进行套利投资, 因而在一日内成交量的波动范围是不平均的, 也就是说成交量是稳态的时间数列. 未平仓手数是一日内总的未平仓数量, 收盘价越高, 未平仓手数数量越大. 当投资者对市场行情走势越有信心, 越倾向于持有合约. 因而, 在收盘价与未平仓手数之间存在一致的趋势. 图 2 给出了上海期货交易所铜期货收盘价与成交量的 Q-Q 散点图. 这反映了上海期货交易市场流动性与波动性.

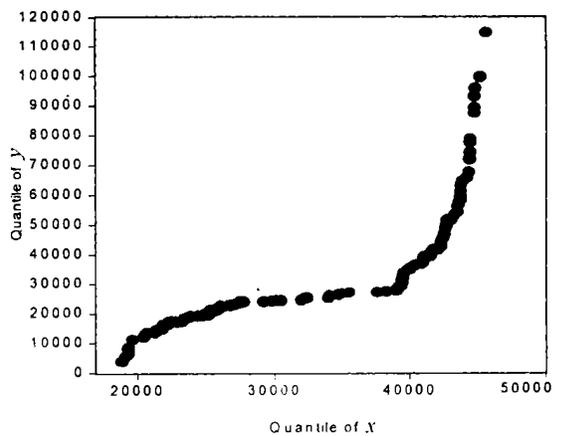


图 2

4 中国商品期货价格与现货价格的协整分析

现货价格既产生于期货市场和现货市场, 又反作用于期货和现货市场, 对整个市场体系有着重要

的影响,研究它们之间的关系,有利于把握各自的变化,从而发挥期货价格和现货价格在商品市场和金融投资领域的巨大作用。

一般来说,现货市场与期货市场是独立的。但在期货市场上,随着期货合约到期日的临近,期货价格趋近于现货价格。也即是说期货价格收敛于现货价格。这也是商品期货市场的一般规律。下面我们通过实验证明上海期货交易所铜期货价格与同期现货价格之间存在协整关系,说明期货价格与现货价格之间的收敛关系。

X :铜期货价格, Y :铜现货价格。时间为:2001.4.2—2001.12.30。共187个数据,我们对 x 与 y 作扩展的 Dickey—Fuller 检验(ADF),回归方程如下:

$$\Delta X_t = 191.2018 - 0.0129 X_{t-1} + 0.0951 \Delta x_{t-1} - 0.044 \Delta x_{t-2} + 0.0198 \Delta x_{t-3} + 0.0021 \Delta x_{t-4} \quad (6)$$

(150.6522) (0.096) (0.075)
(0.0753) (0.0755) (0.0756)

$R^2=0.02$, $D-W=1.9815$, 样本范围: 6—187。

ADF(x)检验统计量值是-1.3382 大于1%与5%,10%的临界值-3.4676, -2.8775, -2.5752。因此不能拒绝单位根零假设, x_t 非 $I(0)$ 变量,而为 $I(1)$ 变量。

从下述回归方程也可看出 x_t 非 $I(0)$ 变量,而为 $I(1)$ 变量:

$$\Delta^2 x_t = -8.9555 - 0.9486 \Delta x_{t-1} + 0.434 \Delta^2 x_{t-1} - 0.0002 \Delta^2 x_{t-2} + 0.0157 \Delta^2 x_{t-3} + 0.015 \Delta^2 x_{t-4} \quad (7)$$

(9.6854) (0.1592) (0.1427)
(0.1242) (0.1018) (0.0756)

$R^2=0.4593$, $D-W=1.981$, 样本范围: 7—187。

ADF 检验统计量值是-5.9565 小于1%与5%,10%的临界值-3.4676, -2.8775, -2.5752。因此 x_t 为 $I(1)$ 变量。

$$\Delta y_t = 136.7892 - 0.0095 y_{t-1} + 0.013 \Delta y_{t-1} - 0.017 \Delta y_{t-2} + 0.0295 \Delta y_{t-3} + 0.095 \Delta y_{t-4} \quad (8)$$

(133.6605) (0.0086) (0.1749)
(0.0748) (0.0747) (0.0751)

$R^2=0.0164$, $D-W=1.9758$, 样本范围: 6—187。

ADF(y)检验统计量值是-1.104759 大于1%与5%,10%的临界值-3.4676, -2.8775, -2.5752。因此不能拒绝单位根零假设, y_t 非 $I(0)$ 变量,而为 $I(1)$ 变量。

从下述回归方程也可看出 y_t 非 $I(0)$ 变量,而

为 $I(1)$ 变量:

$$\Delta^2 y_t = -11.0153 - 0.9753 \Delta y_{t-1} - 0.007 \Delta^2 y_{t-1} - 0.0277 \Delta^2 y_{t-2} + 0.0005 \Delta^2 y_{t-3} + 0.0928 \Delta^2 y_{t-4}$$

$R^2=0.5037$, $D-W=1.9795$, 样本范围: 7—187。

ADF 检验统计量值是-5.95482 小于1%与5%,10%的临界值-3.4676, -2.8775, -2.5752。因此 y_t 为 $I(1)$ 变量。

我们对 x_t 与 y_t 作 Engle—Granger 协整回归,得到回归结果如下:

$$x_t = 160.5783 + 0.9965 y_t \quad (9)$$

(113.9491) (0.0073)

$R^2=0.99005$, $D-W=0.199065$, serial corr = -0.907331, 样本范围: 1—187。

残差向量回归方程:

$$\Delta u_t = 1.3938 - 0.054 u_{t-1} - 0.3123 \Delta u_{t-1} - 0.105 u_{t-2} + 0.0188 \Delta u_{t-3} + 0.1913 \Delta u_{t-4} \quad (10)$$

$R^2=0.16$, $D-W=1.97153$, 样本范围: 6—187。

方程(13)的扩展 Dickey—Fuller 检验统计量值为:ADF(x, y) = -1.594128 由此可知:ADF(x, y) 值大于1%与5%,10%的临界值-3.4676, -2.8775, -2.5752 故不能拒绝单位根零假设,因此 x 与 y 之间存在协整关系。

从下述回归方程也可看出 u_t 非 $I(0)$ 变量,而为 $I(1)$ 变量:

$$\Delta^2 u_t = 2.3541 - 1.4111 \Delta u_{t-1} + 0.0656 \Delta^2 u_{t-1} \quad (11)$$

(4.6029) (0.228) (0.2052)

$$-0.0693 \Delta^2 u_{t-2} - 0.0992 \Delta^2 u_{t-3} + 0.0465 \Delta^2 u_{t-4} \quad (12)$$

(0.1693) (0.1257) (0.0746)

$R^2=0.678$, $D-W=2.015$, 样本范围: 7—187。

ADF 检验统计量值是-6.1876 小于1%与5%,10%的临界值-3.4676, -2.8775, -2.5752。因此 u_t 为 $I(1)$ 变量。也即 x 与 y 之间存在协整关系。也即中国期货市场是有效的。

5 结论

综上所述可知,中国期货市场与国际期货市场存在较强的关联度,上海期货交易所铜期货收盘价与未平仓手数之间存在协整关系。又进一步发现了上海期交所铜期货价格与现货价格之间存

在协整关系,实证了期货价格与现货价格之间的收敛关系,证实了上海期货市场是有效的。

从以上分析也可看到,铜的期价和现价的协整性分析度相对较低。原因可能是铜市中散户比较少,参与套期保值的国有有色金属生产和流通企业比例较高,这对减少价格波动起到了明显的作用。铜是国际性有色金属大品种,参与经营的我国有上海期交所,国外除了LME、还有纽约商品交易所(COMEX)等,价格竞争在世界范围内展开,所以对价格波动具有一定的收敛作用。铜的拟合优度不高,这就涉及到了商品期货市场和现货市场上存在的一些共同的、有待解决的问题,比如:信息透明度不够;大的金融机构参与幕后操纵交易;经纪业不良竞争;期货立法滞后;现货市场上流动性不足等。因此,尽快采取措施,完善期货交易,才能最大地发挥期货市场的作用。

参 考 文 献

1 Dickey AD, Fuller WA. Likelihood ratio statistics for auto regressive time series with unit root. *Econometrica*, 1981, 49

2 Engle RF, Granger CWJ. Cointegration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 1987, 55, 251~276, p85

3 Granger CWJ. Modelling nonlinear relationships between extended memory. *Econometrica*, 1995, 63(2), 265~2796

4 W. H. Green; *Econometric Analysis* [M], 2nd ed, New York: Macmillan, 1993

5 Roberts, Pindyck and Daniel L, Rubinfeld; *Econometric Models and Economic Forecasts* [M] (fourth edition)

6 Gerge. E. Pbox Gwily M. Jenkins Gregory C. Reinsel; *TIME SERIES ANALYSIS: FORECASTING AND CONTROL* (Third Edition)

7 A. C. Harvey. *the Economic Analysis of time Series*. Wiley. New York. 1981

8 Box. G. E. P. and G. M. Jenkins "Time Series Analysis: Forecasting and control". Rev. ed San Francisco. Holden-Day, 1976

9 赵进文. cointegration analysis of commodity futures prices in DaLian, China and Chicago. *Journal of Emerging Markets*. spring 2002

10 赵进文.《经济计量诊断学》.天津人民出版社,2000,3

11 王振龙主编,顾岚主审.《时间序列分析》.中国统计出版社,2000,2

12 严太华,刘里扬.我国商品期货价格与现货价格协整关系的实证研究.《预测》.1999,3

CONTEGRATION ANALYSIS OF COMMODITY FUTURES PRICES IN SANGHAI, CHINA AND LONDON, UK

Gao Hui

(Dongbei University of Finance & Economics)

ABSTRACT

In this article, we analysis the degree of association of Chinese commodity futures markets, with which we take the Sanghai Futures Exchange and the London Metal Exchange in United Kingdom as examples. We analysis the conintegration relation between the Close Price and Open Interest of copper futures in the Sanghai Futures Exchange. Furthermore, we find that there is a conintegration relation between the copper futures price and the copper spot price of Sanghai in China. Thereby, these findings have demonstrated the relation of convergence between the futures price and the spot price. In hence, these findings have also testified availability of Sanghai futures markets.

Keywords: Futures; Conintegration; Degree of association; Convergence; Unit root; DF test; ADF test

(责任编辑:李双臻)