

# 股指期货期现价格关系实证分析

刘敬伟<sup>1</sup>, 蒲勇健<sup>2</sup>

(1. 重庆工商职业学院, 重庆 400052; 2. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044)

**摘要:**文章利用协整检验、Granger 因果检验等计量方法,对沪深 300 股指期货上市一年来的交易数据进行分析。结果表明:股指期货与沪深 300 指数之间存在协整关系,沪深 300 指数是股指期货价格的 Granger 原因,且滞后期为 1 期。

**关键词:**股指期货;协整检验;Granger 因果检验

中图分类号:F830.9

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2012)04-0023-04

股指期货是以股票价格指数为标的物的金融期货品种,是迄今为止所有期货产品中增长速度最快、成交最活跃的品种。2006年9月8日,中国金融期货交易所在上海挂牌成立,标志着随着中国资本市场改革的不断深化,发展股指期货的环境和条件基本成熟,为了对股指期货交易系统和数据进行测试,中国金融期货交易所于2006年10月30日开展了以沪深300指数为标的物的股指期货仿真交易活动。2010年4月16日,股指期货在该交易所正式上市交易,这是中国上市交易的第一个金融期货产品,对于中国资本市场发展的影响和意义无疑是重大的。对于期货期现关系的研究是一个十分活跃的领域,由于国内金融期货上市较晚,国内学者多集中在商品期货的期现关系研究方面,比如,赵茜、王书平研究了上海燃料油期货的期现关系,发现燃料油的期货价格与现货价格存在协整关系,该期货品种具有良好的价格发现功能<sup>[1]</sup>。类似的研究还有华金秋<sup>[2]</sup>,仲伟俊、戴杨<sup>[3]</sup>,王冉<sup>[4]</sup>,逯宇峰<sup>[5]</sup>等。国外对于金融期货价格关系的研究比较多,主要是因为国外金融期货上市较早且市场比较成熟,经典的研究主要有 Kawaller & Koch<sup>[6]</sup>, Mario G. Reyes<sup>[7]</sup>, Hyun - Jung Ryoo & Graham Smith<sup>[8]</sup>, Chien - Liang Chiu, Shu - Mei Chiang & Feng Kao<sup>[9]</sup>等。笔者尝试通过对中国股指期货上市一年来的交易数据进行分析,并通过分析其标的指数即沪深300指数之间的关系,对股指期货推出后期货市场与股票市场的相互影响以及对股指期货价格发现功能的研究作初步探讨。

## 一、分析方法

笔者使用时间序列分析方法对股指期货交易数据与沪深300指数进行分析。

在处理时间序列数据之前需要对其进行平稳性检验,笔者所指的平稳的含义为弱平稳亦即二阶平稳。平稳性检验的方法通常为单位根检验,常见的单位根检验有 Dickey - Fuller 检验(DF 检验)、Augmented Dickey - Fuller 检验(ADF 检验)以及 Phillips - Perron 检验(PP 检验)等。笔者采用 ADF 检验法,该检验法的基本原理是通过 d 次差分使非平稳序列转化为平稳序列,具体的方法是估计如下回归方程:

收稿日期:2011-04-18

作者简介:刘敬伟(1970-),男,河南舞阳人,重庆工商职业学院教师,博士,主要从事经济与金融计量研究;蒲勇健(1961-),男,重庆人,重庆大学教授,博士研究生导师,主要从事数理金融及博弈论应用研究。

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中: $t$ 为时间趋势项, $m$ 为最优滞后项, $\varepsilon_t$ 白噪声误差项。该检验的零假设  $H_0: \delta = 0$ ; 备择假设  $H_1: \delta \neq 0$ 。如果  $\delta$  的 ADF 值超过了临界值,则拒绝零假设,此时时间序列平稳,否则就是非平稳。

根据协整理论,当两个时间序列变量呈协整关系时,两者之间建立的回归模型在统计学意义上才是可靠的,否则可能出现伪回归,从而导致错误结论。而变量间是否表现为协整关系,需要进行协整检验,协整检验的主要方法有 EG 两步法和 Johansen 最大似然法。笔者选用 EG 两步法检验两组数据是否存在协整关系。假设  $X_t$  和  $Y_t$  为两组时间序列数据,EG 两步法的检验步骤为:第一步,估计回归方程:  $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t$ ; 第二步,对回归残差  $u_t$  做平稳性检验,若  $u_t$  是平稳的,则说明变量  $X$  和  $Y$  之间存在协整关系。

如果两组时间序列之间存在协整关系,则可以进一步分析两者之间是否存在 Granger 因果关系。Granger 因果关系是一种统计意义上的因果关系,严格说应为引导关系。为了检验  $X$  是  $Y$  的 Granger 原因,需建立如下 Granger 检验模型<sup>[10]</sup>:

$$\text{无约束回归方程: } Y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-j} + u_{1t}$$

$$\text{有约束回归方程: } Y_t = \sum_{i=1}^m \delta_i Y_{t-i} + u_{2t}$$

其中, $u_{1t}, u_{2t}$ 为白噪声误差项, $\alpha, \beta, \delta$ 为回归系数, $m$ 和 $k$ 分别为 $Y_t$ 和 $X_t$ 的滞后阶数。记无约束回归和有约束回归的残差平方和分别为  $RSS_1$  和  $RSS_2$ ,  $F$  检验统计量为:

$$F = \frac{(RSS_2 - RSS_1)/m}{RSS_1/(n - m - k - 1)} \sim F(m, n - m - k - 1)$$

如果  $F$  值超过一定显著性水平下的临界值,则认为  $X$  是  $Y$  的 Granger 原因,或者说  $X$  对  $Y$  具有滞后引导关系。同理,可以对  $Y$  是  $X$  的 Granger 原因进行检验。

笔者使用 Eviews5.0 软件来进行平稳性检验、协整检验以及 Granger 因果检验<sup>[11]</sup>。

## 二、数据说明

由于期货合约具有到期日,笔者采用国外学者产生连续股指期货价格序列的常用方法,即选取最近期期货合约为代表,在最近期期货合约最后交易日的下一个交易日选择下一个最近期期货合约,由此形成连续的期货价格。选取时间从 2010 年 4 月 16 日股指期货上市交易之日起至 2011 年 3 月 16 日止,共 221 个交易日的收盘价作为样本,数据全部来自文华财经期货行情分析软件。对应的现货

指数选取同一时期沪深 300 指数的收盘价作为样本,数据取自通达信证券行情分析软件。为了避免异方差对分析的影响,笔者对所有的价格数据取其自然对数。

## 三、实证分析

### (一) 图形分析

首先从图形上直观地观察股指期货价格(用 IF 表示)与沪深 300 指数(用 CSI300 表示)之间的走势关系(图 1)。可以看出,两者具有极其相似的波动趋势,也可以直观地感受到两个序列不是平稳序列。两个序列的对数一阶差分序列分别记为  $dln(IF)$  和  $dln(CSI300)$ ,其序列图见图 2 和图 3,从图中可以看出,两个差分序列是平稳的。

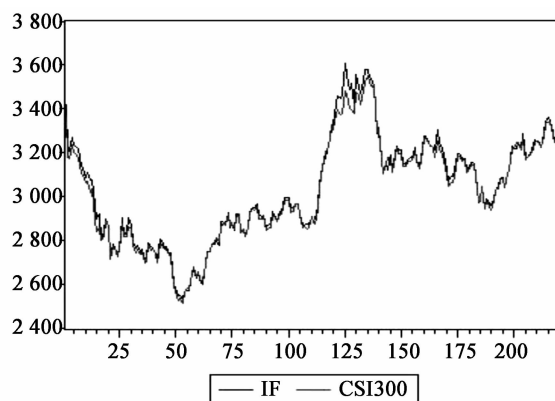


图1 股指期货价格与沪深300指数走势图  
(2010/4/16 - 2011/3/16)

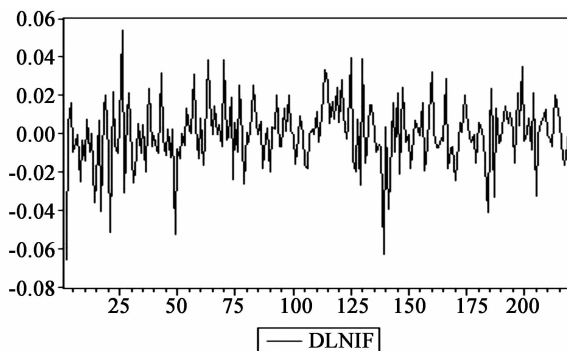


图2 股指期货交易价格的对数差分序列图

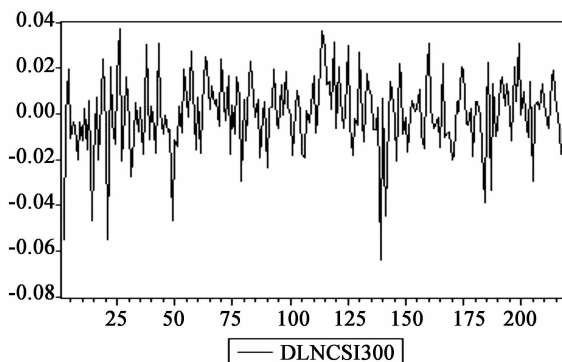


图3 沪深300指数的对数差分序列图

(二) 平稳性检验<sup>[12]</sup>

首先对时间序列变量 ln(IF) 和 ln(CSI300) 应用单位根检验, 设定的检验方程包括截距项和趋势项, 检验结果见表 1。由表 1 可知: 在 1% 和 5% 的

显著性水平下, 由于 ADF 值的绝对值小于 ADF 临界值的绝对值, 说明这两个序列是不平稳的, 但在 10% 的显著性水平下, 这两个序列是平稳的, 但平稳性较弱。

表 1 对股指期货价格与沪深 300 指数对数序列的单位根检验

变量	ADF 值	ADF 临界值		
		1% 的显著性水平	5% 的显著性水平	10% 的显著性水平
ln(IF)	-3.214 890	-4.003 16	-3.430 383	-3.138 772
ln(CSI300)	-3.212 090	-4.003 16	-3.430 383	-3.138 772

其次, 对变量的一阶差分做单位根检验, 检验结果如表 2 所示。由表 2 可知: 由于 ADF 值的绝对值

大于 ADF 临界值的绝对值, 说明这两个变量的差分序列是平稳的。

表 2 对股指期货价格与沪深 300 指数对数的一阶差分序列的单位根检验

变量	ADF 值	ADF 临界值		
		1% 的显著性水平	5% 的显著性水平	10% 的显著性水平
dln(IF)	-16.054 44	-4.000 511	-3.430 477	-3.138 828
dln(CSI300)	-15.003 97	-4.000 511	-3.430 477	-3.138 828

(三) 协整检验

通过上面的平稳性检验可知, 序列 ln(IF) 和 ln(CSI300) 是不平稳的 (在 1% 和 5% 的显著性水平上), 但其一阶差分序列是平稳的, 即它们是一阶单整序列, 符合时间序列协整检验的前提条件。笔者采用 EG 两步法对这两个序列进行协整检验, 所谓 EG 两步法是指首先对同阶平稳的变量 (这里是 ln(IF) 和 ln(CSI300) 两个序列) 作 OLS 回归, 其次对回归后的残差作 ADF 检验, 如果残差不存在单位根, 则说明回归变量之间存在长期的协整关系。

$$\ln(IF) = -0.204 4 + 1.026 1 \times \ln(CSI300)$$

$$t = (-4.488 4) (180.542 7)$$

$$R^2 = 0.99 33 \quad d = 0.736 4$$

从回归结果看, 该回归方程斜率系数是统计上显著的。

第二步, 对回归残差做平稳性检验, 检验结果如表 3 所示。从检验结果看, 由于 ADF 值的绝对值大于 ADF 临界值的绝对值, 因而回归残差是平稳的, 也就是说序列 ln(IF) 和 ln(CSI300) 之间存在协整关系, 即长期的稳定关系, 进而理论上存在 Granger 意义上的因果关系。

第一步, 得到如下回归方程:

表 3 回归残差的 ADF 检验

变量	ADF 值	ADF 临界值		
		1% 的显著性水平	5% 的显著性水平	10% 的显著性水平
$u_t$	-4.707 453	-4.000 511	-3.430 477	-3.138 828

(四) Granger 因果检验

由于 Granger 检验的结果对于模型中引入的滞后

期的个数非常敏感, 为了考察这种敏感性, 笔者使用 Eviews5.0 软件, 分别选择不同的滞后期进行检验。

表 4 ln(IF) 和 ln(CSI300) 之间的 Granger 因果关系检验

原假设	滞后期	观测值	F 统计量	P 值
ln(CSI300) 不是 ln(IF) 的 Granger 原因	1	220	4.756 96	0.030 25
ln(IF) 不是 ln(CSI300) 的 Granger 原因	1	220	0.061 95	0.803 68
ln(CSI300) 不是 ln(IF) 的 Granger 原因	2	219	1.679 37	0.188 94
ln(IF) 不是 ln(CSI300) 的 Granger 原因	2	219	1.095 00	0.336 41
ln(CSI300) 不是 ln(IF) 的 Granger 原因	3	218	1.401 96	0.243 24
ln(IF) 不是 ln(CSI300) 的 Granger 原因	3	218	1.084 56	0.356 58
ln(CSI300) 不是 ln(IF) 的 Granger 原因	4	217	1.592 77	0.177 47
ln(IF) 不是 ln(CSI300) 的 Granger 原因	4	217	0.884 10	0.474 32
ln(CSI300) 不是 ln(IF) 的 Granger 原因	5	216	1.573 45	0.169 01
ln(IF) 不是 ln(CSI300) 的 Granger 原因	5	216	0.894 08	0.485 99

检验结果表明, 在 1 期滞后时, 可以拒绝原假

设: “ln(CSI300) 不是 ln(IF) 的 Granger 原因”, 但不

能拒绝原假设:“ $\ln(IF)$ 不是 $\ln(CSI300)$ 的Granger原因”。也就是说,在1期滞后时沪深300指数是股指期货价格的Granger原因。但在2期滞后之后,均不能拒绝原假设:“ $\ln(CSI300)$ 不是 $\ln(IF)$ 的Granger原因”和“ $\ln(IF)$ 不是 $\ln(CSI300)$ 的Granger原因”。也就是说股指期货价格与沪深300指数之间不存在相互影响的关系,两者之间是独立的。

#### 四、结论

笔者运用时间序列分析方法对股指期货2010年4月16日上市交易至2011年3月16日期间的股指期货交易价格与沪深300指数之间的关系进行了研究。通过协整分析和Granger因果关系检验,从实证角度揭示了两者之间存在长期的稳定关系,并且在一定的滞后期,存在着从沪深300指数到股指期货价格的单向Granger因果关系,即沪深300指数是股指期货价格变化的原因。

#### 参考文献:

- [1] 赵茜,王书平.上海燃料油期货市场价格发现功能的实证研究[J].运筹与管理,2007(2):98-101,153.
- [2] 华金秋.金属铜期货与现货价格关系研究[J].深圳大学学报,2007(3):317-321.
- [3] 仲伟俊,戴杨.我国大豆期货与现货市场之间的波动溢出效应研究[J].东南大学学报:哲学社会科学版,2007(3):23-27.
- [4] 王冉,何凌云,安毅,等.DCE大豆与豆粕期货价格互动关系的实证[J].统计与决策,2009(20):107-109.
- [5] 逯宇铎,王百超.豆油与棕榈油期货价格动态关系研究[J].价格理论与实践,2010(8):64-65.
- [6] KAWALLER, KOCH P D, KOCH W K. The temporal relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index [J]. The Journal of Finance, 1987(5):1309-1329.
- [7] REYES M G. Index futures trading and stock price volatility [J]. Journal of Economics and Finance, 1996, 20(3):81-88.
- [8] RYOO H J, GRAHAM S. The impact of stock index futures on the Korean stock market [J]. Applied Financial Economics, 2004, 14:243-251.
- [9] CHIU C L, CHIANG S M, KAO F. The relationship between the S&P 500 Spot and Futures Indices [J]. Applied Financial Economics, 2006, 16:405-412.
- [10] BOX G P E, JENKINS G M. Time series analysis: Forecasting and control [M]. 3<sup>rd</sup> Edition. UK: Pearson Education Ltd, 1994.
- [11] 张晓峒. 计量经济学软件Eviews使用指南[M]. 第2版. 天津:南开大学出版社,2006.
- [12] 王扬. 股指期货价格发现作用的实证研究[D]. 北京:对外经济贸易大学,2007.

## An Empirical Analysis on Price Relationship of Stock Index Futures and Spot

LIU Jingwei<sup>1</sup>, PU Yongjian<sup>2</sup>

(1. Chongqing Technology and Business Institute, Chongqing 400052, P. R. China;

2. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China)

**Abstract:** Using cointegration test and Granger causality test, this paper analyzes the trading data of CSI300 index futures. Results show that there is cointegration relationship between stock index futures and CSI300. Furthermore, CSI300 is Granger cause of the stock index futures price.

**Key words:** stock index futures; cointegration test; Granger causality test

(责任编辑 傅旭东)