

股指期货价格非线性均值回复特性实证研究

叶峰, 张弢, 唐国兴
(复旦大学管理学院, 上海 200433)

摘要:用 ESTAR 模型对香港恒生指数期货 933、9312、943 合约及 S&P 500 指数期货 933、9312、943 合约价格进行了实证研究,发现恒生指数期货 933、9312 合约实际价格呈现非线性均值回复,而其他各合约实际价格呈现线性均值回复. 结论:由于股票现货没有卖空机制使套利成本较大,抑制了套利行为,导致期货合约实际价格呈现非线性. 在股票现货没有卖空机制的市场条件下,单向套利的机会要比成熟的市场更多.

关键词:股指期货; 非线性均值回复; ESTAR 模型

中图分类号: F731.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2003)05-0040-06

0 引言

金融期货自 1972 年芝加哥商品交易所 (CME) 推出第一手货币期货合约以来已有 30 年的历史. 股指期货出现得更晚,是由美国密苏里州堪萨斯农产品交易所 1982 年 2 月推出,由于它以全新的概念开拓了新的投资领域和机会,提供了避险保值的新方法,因此日益受到各国金融界和广大投资者的青睐. 我国于 1992 年 12 月曾推出国债期货. 1993 年,海南证券交易中心推出了六个交易标的物的深圳股指期货交易,但由于“327”国债期货事件,金融期货全面退出市场. 2001 年 11 月 23 日,上海期货交易所正式向中国证监会提出股指期货和石油期货的上市申请,从目前看,股指期货上市已为期不远了.

然而,在我国股票现货市场中不允许进行以融资融券为特征的信用交易,推出股指期货后它的实际价格会如何波动,是与理论价格接近还是有可能与理论价格偏离很大.

首先讨论一个现实的案例^[1]:1987 年 10 月 19 日美国的股灾. 当天, S&P 500 指数一天内下跌了 57.88 点,而 12 月到期的 S&P 500 期货下跌了

80.75 点. 这主要是因为处理卖出股票的订单有较长的延迟,使得指数套利的风险太大. 第二天,即 1987 年 10 月 20 日,纽约股票交易所对程序化交易运作的方式采取了临时性的限制措施,结果使得股票指数与股票指数期货之间的传统关系不能继续下去. 曾在某时刻,12 月份的指数期货合约价格比 S&P 500 指数低 18%! 分析上述案例,得到的一个结论是:只有套利者的存在和套利行为才使股票指数与股票指数期货存在着传统联系. 如果套利成本太大会抑制套利行为,使股指与其期货之间的关系并不是那么密切. 在我国不允许融资和融券的情况下,股指期货被低估时,套利者不能自由地卖空现货,买进股指期货进行指数套利,股指期货价格持续性地被低估,股指期货的套期保值功能与价值发现功能有所削弱^[2].

对股指期货价格的实证研究即验证传统的期货价格公式是否成立. 传统的价格公式:

$$F_t = S_t e^{(r-D)(T-t)} \quad (1)$$

其中: F_t t 时刻的股指期货价格; S_t t 时刻的股票指数; $r \in [t, T]$ 时间内无风险连续复利率; $D \in [t, T]$ 时间内股票指数的平均连续复利红利率.

Miller 和 Whaley 1994 年对 S&P 500 指数期货

的基差风险进行研究后认为,基差波动是均值回复的^[3];Lucio Sarno 和 Giorgio Valente 用持有成本模型对 S&P 500 及 FTSE 100 股指期货的长期基差进行实证研究后显示,基差呈现非线性均值回复^[4]。但是,基差风险并未包含资本的时间成本。1991 年,Puttonen 和 Martikainen 指出,在分析股票卖空限制对期指定价影响时,必须对不同的投资者群体所面对的不同交易成本水平分别进行分析;1994 年,Chung、Kang 和 Rhee 的结论是:日本市场空头套利的机会很低,股票卖空限制不会显著影响相关指数期货的定价行为^[5]。Fung 和 Draper 1999 年研究了香港股票市场股票卖空机制的三个不同阶段后得出:对股票卖空的限制放松会减轻期货错误定价的程度,解除股票卖空的约束可以加快期货市场和现货市场之间价格调整的进程^[6];陈晗,张晓刚和鲍建平用持有成本模型对香港 1993 年—1996 年的股指期货的实证研究得到了同样的结果^[5],但是,对套利成本的描述是离散的,实际上市场中的各个投资者所面对的套利成本合成后应该是连续的。

对公式(1)的实证研究本文采用特拉斯弗塔^[7]在 EAR 模型基础上发展的平滑转换自回归模型(smooth transition autoregressive, STAR)。

1 ESTAR 模型及实证研究方法

股指期货价格公式可以表示为

$$\ln F_t = \ln(S_t e^{(r-D)(T-t)}) + x_t \quad (2)$$

如果式(1)在理论上成立,则式(2)中的 x_t 是平稳过程,反映了股指期货实际价格偏离理论价格后呈现均值回复特性。如果没有套利成本,可以认为实际价格偏离理论价格后的均值回复是线性的,即回复是连续的,且速度同一。如果有套利成本,回复可能呈非线性。如果套利成本为 c ,当实际价格与理论价格的对数差在成本带 $[-c, c]$ 内时,不存在套利机会,股指期货实际价格的调整过程将是发散的;如果实际价格与理论价格的对数差超出了套利成本带,实际价格的调整过程是:偏离理论价格程度越大,套利机会越大,回复到理论价格的速度越快;偏离理论价格的程度越小,套利机会越小,回复的速度越慢。图 1 和图 2 分别表示香港恒生指数期货 1993 年 3 月合约和 S&P 500 指

数期货 1993 年 3 月合约实际价格与理论价格之间的差异率 x_t 。

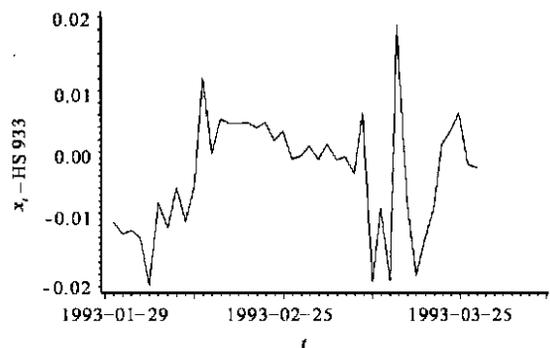


图 1 恒生指数期货 1993 年 3 月合约实际价格与理论价格的差异率

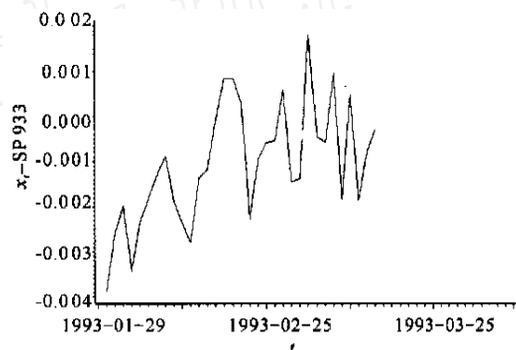


图 2 S&P 500 指数期货 1993 年 3 月合约实际价格与理论价格的差异率

1.1 ESTAR 模型

奥布斯费尔德和泰勒^[8]考虑到商品市场存在着交易成本和不确定性,不存在完全套利,认为价格调整是一个非线性过程,并用门限自回归(threshold autoregressive, TAR)模型描述。TAR 模型有一个突出的特点:当 x_t 超越门限值时,模型发生突变,即在门限两侧, TAR 给予不同的 AR 模型进行描述,而这些 AR 模型的变化是人为限定的,是突变的。但是任何经济状态的变化都是渐变的,特别是股指期货,考虑到不同的套利者,套利的机会成本不同(如交易量大则交易费用相对较低,信用好融资成本就低,套利者的自有资本的机会成本各不相同),实际上套利行为是逐次进行的, TAR 模型在门限附近的突变性难以刻画套利行为的逐次性。

与 TAR 模型相比, STAR 模型充分体现了变化的平稳性,随着 x_t 的变化,模型也发生变化,即对于任何无限细分的 x_t , STAR 都给予不同的 AR 模型进行描述,对于相邻的 x_t , 模型间的变化是渐

变的. 因此, STAR 模型可以更好地描述股指期货实际价格的均值回复特性. STAR 模型有两种形式: 指数 STAR 模型 (exponential STAR, ESTAR) 和逻辑 STAR 模型 (logistic STAR, LSTAR). LSTAR 只能描述单侧的门限自回归, ESTAR 模型可描述双侧门限. 股指期货实际价格高于理论值或低于理论值都可能存在套利机会, 所以 ESTAR 模型更能刻画股指期货价格的特性.

假定 x_t 服从 ESTAR 模型

$$x_t = \mu + \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{t-j} \left[1 - \exp\left\{-\left(\frac{x_{t-d} - \mu}{\sigma}\right)^2\right\}\right] + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中: $\{x_t\}$ 是平稳过程; $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$; (x_{t-d}) —— 转换函数

$$(x_{t-d}) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x_{t-d} - \mu}{\sigma}\right)^2\right] \quad (4)$$

其中: $\sigma > 0$; (x_{t-d}) 是 U 型的; μ 决定了两种状态间的调整速度. 当 $\mu = 0$ 时, ESTAR 模型就是 EAR 模型.

当 $x_{t-d} = \mu$ 时, $(x_{t-d}) = 0$, 称为中间状态 (middle regime), 式(3) 为线性 AR(q) 模型

$$x_t = \mu + \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

当 $x_{t-d} = \pm \infty$ 时, $(x_{t-d}) = 1$, 称为边缘状态 (outer regime), 式(3) 成为另一线性 AR(q) 模型

$$x_t = \mu + \sum_{j=1}^q (\alpha_j + \alpha_j^*) x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

为了便利, 将分析式(3) 变为直接分析式(7)

$$x_t = \mu + x_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \phi_j x_{t-j} + \left\{ \sum_{j=1}^{q-1} \phi_j^* x_{t-j} \right\} \times \left[1 - \exp\left\{-\left(\frac{x_{t-d} - \mu}{\sigma}\right)^2\right\}\right] + \varepsilon_t \quad (7)$$

由于转换函数在 $[0, 1]$ 之间变动, 式(7) 可表示为

$$x_t = \mu + x_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \phi_j x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中: $\mu \in \mathbb{R}$, $\alpha_j + \alpha_j^* \in \mathbb{R}$, $\phi_j \in \mathbb{R}$, $\phi_j + \phi_j^* \in \mathbb{R}$

当 x_{t-d} 与 μ 相差细微, 转换函数趋向于 0, 可以认为 $\alpha_j = \alpha_j + \alpha_j^*$, 而同时 $\phi_j = 0$ 时, x_t 体现出单位根特性; 当 $\alpha_j > 0$, x_t 表现出发散性. 因而, 只要 $\alpha_j < 0$, 式(7) 可描述股指期货在套利成

本带内的波动特性.

当期货价格突破套利成本带, $x_{t-d} - \mu$ 不能近似为 0. $x_{t-d} - \mu$ 越大, 越接近于 $+\infty$, 根据自回归模型特性, 只要 $\alpha_j < 0$ (即式(7) 中 $\alpha_j + \alpha_j^* < 0$), 式(8) 就可以描述期货价格的均值回复特性.

所以, 式(7) 中系数的限制条件是: $\alpha_j < 0$, $\alpha_j + \alpha_j^* < 0$, 而 ϕ_j 反映了均值回复的速度, 因为在其他系数相同的情况下, 对同等的 $(x_{t-d} - \mu)$, ϕ_j 越大, 转换函数 (x_{t-d}) 越接近于 1, 产生越小的 α_j , 由自回归性质, 越小的 α_j 产生越快的回复速度.

1.2 实证研究方法

实证研究分 4 个步骤:

1) 首先验证非线性假设. q 的选取是通过对偏自相关系数的判断得到的. 当 $\mu = 0$ 时, 式(7) 为线性方程, 因此非线性检验等同于检验原假设 $H_0 = 0$. 正如 Panos Mijchael, Robert Nobay, David A Peel 指出的^[9], 当 $\mu = 0$ 时, $\alpha_j, \phi_1^*, \dots, \phi_{q-1}^*$ 可取任意值. 因此, 检验原假设 $\mu = 0$ 不恰当. 在 μ 点对式(4) 进行二阶泰勒展开, 并代入式(3)

$$x_t = \mu + \sum_{j=1}^q (\alpha_j x_{t-j} + \alpha_j^* x_{t-j} x_{t-d} + \frac{1}{2} \alpha_j^* x_{t-j}^2 x_{t-d}^2) + \varepsilon_t \quad (9)$$

以此来检验非线性并确定 d 值. 非线性检验的原假设 $H_0 = \alpha_j = \alpha_j^* = 0, (j = 1, \dots, q)$. 计算 F 统计值及相应的大于该统计值的概率 P , 显著性取为 10%. 由于较小的 P 值对于拒绝线性原假设有利, 所以通过比较不同 d 值下的 P 值大小, 选取对应于最小 P 值的 d 值.

如果 x_t 接受原假设 H_0 , 则可以认为在相应的市场内的股指期货的套利成本很小, 套利成本对阻止套利行为的作用可以忽略不计.

2) 估计式(7). 若拒绝线性假设, 并已确定了 d 值和 q 值, 可以用非线性最小二乘估计法来估计式(7), 的初值可采用 x_t 方差的倒数^[7].

3) 模型选择. 对某一时间序列, 式(7) 的估计可能产生很多结果, 在这些结果中进行选择时本文遵循两条原则: 当 $(x_{t-d}) = 1$ 时, 模型必须是平稳的; 当 (x_{t-d}) 接近 1 时, 模型对某一冲击的

回复速度应随 (x_{t-d}) 的增大而增大。

4) 对残差项 ϵ_t 的检验. 用 Jarque 和 Bere test 的 JB 统计量检验正态性, Ljung-Box test 的 chi-square 统计量检验自相关性及 ARCH test 的 Portmanteau Q 和 LM 统计量检验异方差性并给出 Durbin-Watson 的 DW 统计量^[10].

2 股指期货价格和套期保值效率实证研究结果

2.1 研究对象和相关数据选用

实证股指期货价格和套期保值效率, 选用恒生指数期货 1993 年 3 月合约 (HS 933)、1993 年 12 月合约 (HS 9312)、1994 年 3 月合约 (HS 943), 并用同期的 S&P 500 指数期货 1993 年 3 月合约 (SP 933)、1993 年 12 月合约 (SP 9312)、1994 年 3 月合约 (SP 943) 作为对照组. 原因是: 1) 香港恒生指数期货于 1986 年上市, 上市时股票现货没有卖空机制; 香港联合交易所于 1994 年 1 月推出受监管卖

空试验计划, 可作卖空的证券共有 17 只, 并受到“卖空价规则”限制. 该项计划于 1996 年 3 月获修订, 增加卖空证券, 并取消“卖空价规则”; 1998 年 9 月 7 日再度实施“卖空价规则”. 2) 中国证券市场的发展很大程度上是学习香港证券市场的经验, 包括硬件设施、交易规则及顾问人员等, 并非按照美国的市场经验. 3) 香港投资者的投资心理在很多方面与内地投资者有相似之处. 由于得不到恒生指数与 S&P 500 指数在 1993—1994 年平均红利率 D 的数据, 现假设 $D = 0$. 另外, 实证 S&P 500 股指期货采用的无风险利率是与该指数期货各合约到期日相同的美国 T-bill 的收益率; 在实证恒生指数期货时, 由于没有香港债券方面的数据, 而采用香港 30 日和 60 日银行同业拆借利率. 所有上述数据都来自《亚洲华尔街日报》相关各期^[11].

2.2 非线性检验结果

由样本 x_t 的偏自相关系数确定自回归阶数 q , 然后选取 d 值, $d \in [1, q]$, 分别计算检验非线性的 F 统计值和大于该统计值的概率 P , 采用对应于最小的 P 值的 d 值, 结果见表 1.

表 1 非线性检验结果, 不同 d 值下的 p 值

	HS 933	HS 9312	HS 943	SP 933	SP 9312	SP 943
q	4	8	6	5	2	3
$d = 1$	0.433 6	0.495 6	0.681 2	0.446 6	0.141 2	0.323 0
$d = 2$	0.060 3	0.267 6	0.784 7	0.790 5	0.582 1	0.179 8
$d = 3$	0.025 4	0.257 8	0.949 6	0.626 1		0.369 1
$d = 4$	0.086 0	0.300 2	0.443 1	0.807 1		
$d = 5$		0.078 2	0.375 7	0.794 3		
$d = 6$		0.876 0	0.650 7			
$d = 7$		0.306 0				
$d = 8$		0.509 7				

从表 1 可见 HS 933 在 $d = 2, 3, 4$ 以及 HS 9312 在 $d = 5$ 时有小于显著性 10% 的 P 值, 即拒绝线性假设, 其他各合约都接受线性假设. 由于式 (9) 是转换函数 (x_{t-d}) 泰勒二阶展开后代入 ESTAR 模型式 (3) 所得, 由此证明 ESTAR 模型能更好地描述 HS 933 和 HS 9312 的非线性过程.

2.3 各股指期货合约模型

模型制作方法详见文献 [7, 9]. 本文制作的恒生指数和 S&P 500 指数各期货合约实际价格与理论价格偏差的模型如下:

HS 933

$$x_t = -0.69152 x_{t-1} + (-x_{t-1} + 0.69152 x_{t-1}) \times (x_{t-3}) + \epsilon_t \quad (10)$$

其中

$$(x_{t-3}) = 1 - \exp[-6.35751 \times x_{t-3}^2]$$

$$R^2 = 0.5155, \bar{R}^2 = 0.5017$$

HS 9312

$$x_t = -0.8703 x_{t-4} + 0.8193 x_{t-7} + (-x_{t-1} - 0.2844 x_{t-2} + 0.8703 x_{t-4} - 0.8193 x_{t-7}) \times (x_{t-5}) + \epsilon_t \quad (11)$$

其中

详见香港联合交易所网站, 网址: www.hkex.com.hk.

$$\begin{aligned} (x_{t-5}) &= 1 - \exp \left[- \frac{359.13532}{(1.62)} \times \right. \\ &\quad \left. \left(x_{t-5} - (-0.00146) \right)^2 \right] \\ R^2 &= 0.5983, \quad \bar{R}^2 = 0.5465 \end{aligned}$$

HS 943

$$\begin{aligned} x_t &= - \frac{0.0074}{(-3.484)} - \frac{2.7003}{(-4.577)} x_{t-1} + \frac{1.2573}{(2.477)} x_{t-1} + \\ &\quad \frac{0.8932}{(2.337)} x_{t-2} + \frac{0.5753}{(2.037)} x_{t-3} + \\ &\quad \frac{0.4364}{(2.066)} x_{t-4} + \frac{0.3284}{(2.441)} x_{t-5} + \epsilon_t \quad (12) \\ R^2 &= 0.7539, \quad \bar{R}^2 = 0.6972 \end{aligned}$$

SP 933

$$\begin{aligned} x_t &= - \frac{0.00048}{(-1.958)} - \frac{0.7257}{(-3.95)} x_{t-1} - \\ &\quad \frac{0.3680}{(-2.374)} x_{t-4} + \epsilon_t \quad (13) \\ R^2 &= 0.5323, \quad \bar{R}^2 = 0.4933 \end{aligned}$$

SP 9312

$$\begin{aligned} x_t &= - \frac{0.000795}{(-2.143)} - \frac{0.5371}{(-3.364)} x_{t-1} + \epsilon_t \quad (14) \\ R^2 &= 0.2739, \quad \bar{R}^2 = 0.2497 \end{aligned}$$

SP 943

$$\begin{aligned} x_t &= - \frac{0.0010}{(-2.546)} - \frac{0.5507}{(-3.247)} x_{t-1} + \epsilon_t \quad (15) \\ R^2 &= 0.2735, \quad \bar{R}^2 = 0.2476 \end{aligned}$$

从 HS 933、HS 9312 的模型式(10)和(11)可知,如果 x_{t-d} 与中心线的偏差微小时(中间态), x_t 呈现单位根特性,即发散性;当 x_{t-d} 与中心线的偏差变大就逐渐呈现出均值回复性;当 x_{t-d} 与中心线偏差趋于无穷大时(边缘态),均值回复最为强烈,转换函数与 x_{t-d} 的关系由图 3、图 4 所示。

HS 943、SP 933、SP 9312 和 SP 943 都是线性平稳过程,即显示出均值回复性。在这四个模型中(式(12)~(15)),套利成本的影响可忽略不计。

2.4 模型残差项的检验

模型残差项的检验对模型参数估计的稳定

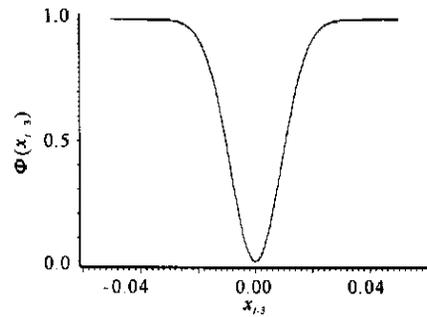


图 3 HS 933 的转换函数 $\phi(x_{t-3})$ 与 x_{t-3} 的关系

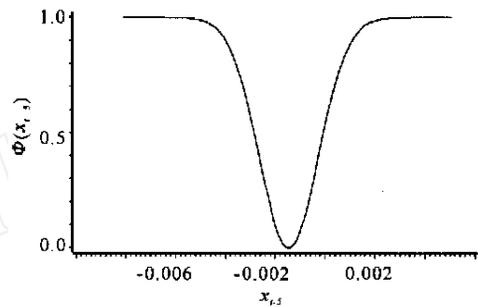


图 4 HS 9312 的转换函数 $\phi(x_{t-5})$ 与 x_{t-5} 的关系图

性和模型制作的好坏来说很重要。本文同时采用多个检验量对残差的自相关性、正态性和异方差性进行检验,包括 JB 统计量、LB 统计量、Portmanteau-Q 统计量和 LM 统计量,并给出 DW 值,结果列于表 2 及表 3 中。

表 2 模型残差项的自相关性及正态性检验

	DW	JB	LB chi square(6)
HS 933	1.884 5	9.579 *	9.54
HS 9312	2.035 2	3.063 4	2.07
HS 943	1.784 3	0.193 6	1.09
SP 933	2.064 1	2.011 1	2.16
SP 9312	2.314 6	0.009 0	4.98
SP 943	1.950 2	2.333 8	1.94

(注: * 表示统计值在 5% 水平下显著。)

表 3 模型残差项的异方差性检验

q	Q						LM					
	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5	6
HS 933	0.02	1.12	4.05	4.16	4.25	4.25	0.009 8	1.09	4.04	4.13	4.18	4.46
HS 9312	0.24	0.28	0.35	0.67	0.68	1.82	0.25	0.27	0.43	0.60	0.67	1.45
HS 943	0.19	1.8	3.84	3.9	4	4.85	0.32	1.82	2.51	2.72	2.72	3.2
SP 933	1.09	1.61	2.16	4.24	4.9	5.05	0.81	1.27	1.75	2.65	3.33	3.35
SP 9312	0.006	2.06	2.91	3.33	3.82	3.99	0.006	1.25	4.22	5.82	6.42	6.88
SP 943	2.05	2.06	4.89	5.23	5.94	6.13	1.04	1.77	5.39	5.52	5.57	6.91

表2及表3的数据显示只有HS 933模型残差的JB统计量在5%水平下显著,这表示残差项分布非正态。

3 结论

根据以上的实证研究,可以得出下述结论:

(1)正是由于没有股票现货卖空机制导致套利成本很高,使股指期货实际价格与理论价格之间的偏差呈现出非线性。当实际价格与理论价格的偏差微小时,偏差呈现单位根特性;当偏差变大

时呈现出渐变的均值回复特性。如果股票现货有卖空机制,股指期货的实际价格与理论价格之间的偏差呈现出线性,套利成本可以忽略不计。

(2)由于市场中各套利者套利的机会成本不同,因而套利行为是逐次发生的,所以用ESTAR模型要比用TAR模型更好地刻画没有股票现货卖空机制下,股指期货价格渐变的均值回复特性。

(3)现阶段在我国证券市场中没有以融资融券为特征的信用交易的条件下推出股指期货,股指期货的实际价格同样会呈现出非线性。但是,作为真正的套利者,在这样的市场条件下,获得单向套利的机会远比成熟市场的更多也更具有魅力。

参考文献:

- [1] Hull J C. 期权、期货和衍生证券[M]. 北京: 华夏出版社, 1997. 68
- [2] 周永辉, 陈燕. 开展股票指数期货交易的若干思考[J]. 上海金融, 2001, (2): 33—34
- [3] Miller M H, Muthuswamy J, Whaley R E. Mean reversion of Standard & Poor's 500 index basis changes: Arbitrage-induced or statistical illusion?[J]. Journal of Finance, 1994, 49: 479—513
- [4] Sarno L, Valente G. The cost of carry model and regime shift in stock index future markets: An empirical investigation[J]. The Journal of Future Markets, 20 (7): 603—624
- [5] 陈晗, 张晓刚, 鲍建平. 股票指数期货: 理论、经验与市场运作构想[M]. 上海: 上海远东出版社, 2001. 437—453
- [6] Fung J K W, Draper P. Mispricing of index futures contracts and short sales constraints[J]. The Journal of Future Markets, 1999, 19 (6): 695—715
- [7] Teräsvirta T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive model[J]. Journal of the American Statistical Association, 1994, 89(425): 208—217
- [8] Obstfeld M, Taylor A M. Nonlinear Aspects of Goods Market Arbitrage and Adjustment: Heckcher's Commodity Points Revisited [R]. NBER W6053, 1997
- [9] Michael P, Nobay A R, Peel A D. Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: An empirical investigation [J]. Journal of Political Economy, 1997, 105(4): 862—879
- [10] SAS Institute Inc. SAS/ETS User's Guide[M]. 1993, Version 6: 143, 225—226
- [11] The Asian Wall Street Journal[J], Jan. 1993—Mar. 1994
- [12] 刘仲元. 股指期货研究的道路别走偏了[J]. 中国证券期货, 2000, (1): 56—59
- [13] 钱小安. 金融期货的理论和实践[M]. 北京: 商务印书馆, 1997. 142

Empirical study of nonlinear mean-reversion characteristic of stock-index futures

YE Feng, ZHANG Tao, TANG Guo-xing

Fudan University, Shanghai 200433, China

Abstract: This paper apply ESTAR model on the empirical study of the Hong Kong Hengsheng stock-index 933, 9312, 943 and S&P 500 stock-index 933, 9312, 943, and the study result is that the price of Hong Kong Hengsheng stock-index 933, 9312 appear the nonlinear characteristic, but others appear the linear characteristic. Accordingly, we can get such conclusion: the absence of stock short system makes the arbitrage cost bigger and restrains the development of the arbitrage. Under such market, the price of the stock-index appears the nonlinear characteristics. However, the chance of unilateral arbitrage under such market is more than that in the developed market.

Key words: stock-index futures; nonlinear deviation; ESTAR model