

·证券与投资·

# 上海金属期货市场的非线性波动特征研究

马超群<sup>1</sup>, 刘超<sup>1</sup>, 李红权<sup>2</sup>

(1. 湖南大学 工商管理学院, 湖南 长沙 410082; 2. 湖南师范大学 商学院, 湖南 长沙 410081)\*

**摘要:**期货市场是一个典型的非线性动力系统,通过对上海期货交易所(SHFE)的铜、铝期货合约进行非线性波动特征检验,采用基于GED(广义误差分布)的GARCH族模型考察期货收益率的ARCH效应、杠杆效应,并用R/S分析法检验期货收益率和波动率的长期记忆性,得到的实证结果表明:铜、铝期货价格波动有明显的集丛性,铜期货收益率波动没有“杠杆效应”,而对铝期货来说,“利好”对条件方差的冲击大于“利空”的冲击。R/S分析结果显示:铜、铝期货收益率均呈现长期记忆性,铜期货有一个约43个日历月的非周期循环,而铝期货并没有明显的非周期循环。更重要的是,实证结果表明期货收益波动率有明显的长期记忆性,因此,在对期货市场波动率建模时应充分考虑这一点。

**关键词:**金属期货市场;ARCH效应;杠杆效应;长期记忆性

**中图分类号:**F830.59

**文献标识码:**A

**文章编号:**1003-7217(2009)01-0036-05

## 一、引言

近年来随着国际政治、经济形势的变化,商品期货价格变化呈现出新的特点。商品价格不仅受到全球流动性以及美元走势的影响,而且与全球经济增长、政治事件、罢工等密切相关,加之基金大规模介入商品市场,影响期货价格的不确定性因素逐渐增多,期货价格也因此出现了剧烈的波动,并有市场风险逐步加剧的趋势。在这种背景下,研究期货市场的波动特征不仅对于商品生产商和消费者进行风险管理,而且对完善期货市场功能、有效监管期货市场都有重要意义。

对成熟金融市场的波动性的研究结果表明,资产的价格收益率的波动存在集丛性、持续性,其分布表现为尖峰厚尾的特征,特别有的金融序列表现出波动的非对称性<sup>[1]</sup>。另外,在金融资产收益率的研究中,越来越多的实证结果表明,价格变化不是一个独立同分布过程,收益率存在显著的序列自相关与偏自相关结构,并且表现出非周期循环的特征。这些特征预示着金融时间序列可能存在非线性动力系统<sup>[2]</sup>。由于期货市场参与者众多,目标各异,投资者对信息反应的方式,以及信息在投资者之间的传导都是以非线性方式进行的,所以更符合非线性

动力系统的特征。投资者对信息的非线性反应方式造就了整个期货市场宏观层面上的复杂性,这种复杂性使得传统金融分析中的常用方法如趋势分析、均衡分析等失灵,也为新的方法如GARCH族模型、R/S分析方法进入期货市场提供了可能。

目前,GARCH族模型已经被广泛地应用于描述股票价格、利率、汇率等金融时间序列的波动特征<sup>[3]</sup>,而对期货市场的研究还较少。姬广坡、杨俊虹<sup>[4]</sup>(2004)发现中国期货市场的铜、大豆、小麦期货存在显著ARCH效应和杠杆效应,GARCH族模型可以很好地描述其波动特征。关于期货市场的长期记忆性研究,Helms<sup>[5]</sup>(1984)较早地利用R/S分析检测了大豆期货长记忆效应存在的可能性,结果发现Hurst指数的值介于0.5~1.0之间,表明可能有长记忆效应的存在。Anning Wei等<sup>[6]</sup>(1998)以在CBOT和纽约市场上交易的6种期货1974年1月~1995年6月的18个价格序列为样本,结果证实,所有价格序列都表现为非线性波动的特征,且R/S分析结果证实了长记忆效应存在的可能性,但修正R/S和AFIMA模型的进一步研究只证实了糖期货长记忆效应的存在。E·Panas<sup>[7]</sup>(2001)把长期记忆性和混沌引入LME六种金属期货的价格行为研究中,分别采用R/S、修正的R/S方法以及

\* 收稿日期: 2008-06-12;修回日期: 2008-11-28

基金项目: 国家杰出青年科学基金(70825006)、国家自然科学基金(70471030)、湖南省教育厅资助科研项目(06B063)

作者简介: 马超群(1963-),男,湖南岳阳人,湖南大学工商管理学院教授、博士生导师、湖南省“芙蓉学者计划”特聘教授,研究方向:

金融工程与风险管理。

ARFIMA 模型检验了价格序列的长期记忆性, 结果显示铝和铜期货价格存在长期记忆, 镍和铅期货价格存在短期记忆, 锌的价格具有反持续性。国内方面, 楼迎军<sup>[8]</sup>(2005)对我国农产品期货价格行为进行了研究, 包括期货价格的暴涨暴跌行为、期货价格的波动特征及期货价格的长期记忆性, 结论显示我国期货市场具有长期记忆性, 期货价格不是随机游走过程, 而是一个有偏的随机游走过程。李铨等<sup>[9]</sup>(2005)以上海期货交易所铜期货价格的日、周、月收盘价为样本进行 R/S 分析发现, Hurst 指数均大于 0.5, 且样本数据时间频率越高, Hurst 指数越小, 反映了期货价格有更多的噪声, 日价格更不稳定, 比周和月价格有更多的变化。同时发现, 沪铜期货存在着一个大约 510 天的非周期循环长度, 进一步证明期货市场价格波动的非随机性。唐衍伟等<sup>[10]</sup>(2006)利用修正的 R/S 分析方法, 采集了近 6 年的市场交易数据, 对我国农产品期货市场的分形特征和长记忆性进行了实证研究, 结果表明大连大豆期货收益率序列呈现非线性特性。曾银球<sup>[11]</sup>(2007)检验了美国原油期货(NYMEX)市场样本数据的长期记忆性, 并得出如下结论: 石油期货收益率序列的长记忆性不明显, 而波动率的替代指标绝对收益率序列呈现较强的长期记忆性。

以往研究存在种种不足。首先是在 GARCH 族建模过程中没有考虑金融时间序列的非正态性及非对称性, 从而影响估计参数的置信水平。在已建立的模型中, 其随机扰动项也许仍存在 ARCH 效应。以往针对期货市场长记忆性的研究集中在对收益率序列的检验, 很少有对波动率序列的研究。然而, 波动率的长期记忆性不仅会导致期货市场上的波动持久性特征, 而且将对期货期权等衍生品定价产生重要的影响<sup>[12]</sup>。另外, R/S 分析法对样本的时间跨度的要求比较长, 国外的样本数据一般在 20 年以上, 而以往的研究忽略了这一点。

## 二、模型与方法

1. GARCH 族模型。Engle<sup>[13]</sup>(1982)在对英国通货膨胀率的波动率研究中提出了自回归条件异方差(ARCH)模型, Bollerslev<sup>[14]</sup>(1986)在此基础上提出了广义自回归条件异方差(GARCH)模型, 标准的 GARCH(1, 1)形式为:

$$y_t = x_t \gamma + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

其中,  $\epsilon_t$  是扰动项, 由于  $\sigma_t^2$  是以前一期的信息

为基础的预测方差, 所以它被称为条件方差, 由三部分组成: 均值  $\omega$ 、用均值方程的残差平方的滞后来度量从前期得到的波动性的信息  $\epsilon_{t-1}^2$  (ARCH 项) 以及上一期的预测方差  $\sigma_{t-1}^2$  (GARCH 项)。Nelson (1991)发现对称的条件方差函数并不能准确地描述资产收益率的波动, 于是提出了 EGARCH 模型。方差方程如下:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \alpha \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (3)$$

其中  $\alpha$  的大小反映波动的程度,  $\beta$  越接近 1, 波动的持续性和集丛性越强。对于 EGARCH 模型, 利好和利坏消息对条件方差的影响是不一样的。当  $\gamma=0$  时, 条件方差对冲击的反应是对称的。当  $\gamma < 0$  时, 条件方差对冲击的反应是非对称的, 负的冲击对波动的影响大于正的冲击。这种由正反信息冲击产生的价格波动的不对称性称为“杠杆效应”。

在建立 GARCH 族模型时,  $\epsilon_t$  的条件分布是一个重要假设。目前, 在一般的期货市场研究中都假设  $\epsilon_t$  为正态分布, 但 Mandelbrot (1963)发现许多金融变量的分布有尖峰厚尾特征<sup>[15]</sup>, 陈守东(2002)、陈学华(2003)对股市的研究表明广义误差分布 (Generalized Error Distribution, 简记 GED) 能够很好地刻画上证指数收益率序列的尖峰厚尾性和杠杆效应, 能比正态分布假定下的模型能更好地反映出股市收益的波动特性。所以, 在建立 GARCH 族模型时将充分考虑  $\epsilon_t$  的分布特征。广义误差分布的密度函数为:

$$f(u_t) = \frac{v \times \exp\left[-\frac{1}{2} \left| \frac{v}{\lambda} \right|^v\right]}{\lambda \times 2^{v+1/v} \Gamma(1/v)} \quad (4)$$

其中  $\Gamma(\cdot)$  是  $\Gamma$  函数,  $\lambda$  为一常数,  $\lambda = \left\{ \frac{2^{-2/v} \Gamma(2/v)}{\Gamma(3/v)} \right\}^{\frac{1}{2}}$ 。  $v$  是一个正的参数, 它决定尾部的厚度。

2. R/S 分析方法。R/S 分析最早由英国水利学家赫斯特提出。Hurst 发现通常假定为随机的河水流流量序列在长达几年的时间尺度上存在某种稳定的相关行为, 并提出了一个新的统计量 H 来识别这一系统性的非随机特征, 即赫斯特指数<sup>[16]</sup>。Mandelbrot 等证明这一统计量优于传统的判别相关性的方法, 如自相关函数、方差比等<sup>[17]</sup>。

R/S 分析的主要思想是分析重标度的累积均值离差的标度行为。定义长度为 N 的收益序列, 并将它分割为长度为 n 的 A 个连续子区间, 将每一子区

间标为  $I_a(a=1, \dots, A)$ , 于是  $I_a$  中每一点可以表示为  $R_{k,a}(k=1, \dots, n; a=1, \dots, A)$  对每一长度为  $n$  的子区间  $I_a$ , 计算其均值为:

$$e_a = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n R_{k,a}$$

(5)

对单个子区间计算其累积均值离差:

$$x_{k,a} = \sum_{i=1}^k (R_{i,a} - e_a), \quad k = 1, 2, \dots, n$$

(6)

定义单个子区间的极差(Range)为:  $R_{I_a} = \text{Max}_k(X_{k,a}) - \text{Min}_k(X_{k,a}), k = 1, 2, \dots, n$ , 随后计算每一子区间的标准差  $S_{I_a}$ :

$$S_{I_a} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (R_{k,a} - e_a)^2}$$

(7)

因此, 对分划长度  $n$ , 可以计算  $A$  个子区间平均的重标度极差:

$$(R/S)_n = \frac{1}{A} \sum_{a=1}^A \left( \frac{R_{I_a}}{S_{I_a}} \right)$$

(8)

对不同的分划长度(即不同的时间尺度) $n$  重复以上计算过程, 可以得到多个平均重标度极差值。Mandelbrot 证明  $\log(R/S)$  与  $\log(n)$  存在线性关系:

$$\text{Log}(R/S)_n = \alpha + H^* \text{Log}(n)$$

(9)

因此, 对  $n$  和  $R/S$  进行双对数回归, 其斜率即赫斯特指数  $H$ 。当  $H=0.5$  时, 意味着序列在各个尺度上都是相互独立的,  $H=1$  表明序列完全正相关, 这是确定性系统的特征; 若  $0.5 < H < 1$ , 意味序列在自相似的各个时间尺度上都具有相关的特征, 这是分形市场的一个关键特征, 同样也是敏感依赖于初始条件的非线性动力学系统的特征; 当  $0 < H < 0.5$  时, 序列在各尺度上均呈现反持续性。

为获得序列的平均循环周期, 赫斯特提出  $V_n$  统计量, 即  $V_n = (R/S)_n / \sqrt{n}$ , 其中  $n$  为观测的天数。对于具有状态持续性的过程来说,  $R/S$  以大于时间的平方根标度( $H > 0.5$ ),  $V_n$  关于  $\log(n)$  向上倾斜。当  $V_n$  的图形形状发生改变时就产生突变, 长期记忆过程消失。图形的拐点处即为序列的非周期循环的长度。

三、实证结果与分析

(一) 研究设计及基本统计分析

本文采用的样本数据是上海期货交易所 3 月铜期货和铝期货合约的日线、周线和月线数据。铜期货合约的数据区间为 1993 年 4 月 2 日 ~ 2006 年 9 月 29 日, 铝期货合约的数据区间为 1994 年 10 月 13 日 ~

2006 年 9 月 29 日。数据来源为上海期货交易所网站。  
定义的对数收益率:  $r_t = \log(p_t/p_{t-1})$ , 其中  $r_t$  是  $t$  时期的对数收益率,  $p_t$  是  $t$  时期期货的收盘价。表 1 是铜、铝期货合约日收益率的基本统计特征。

表 1 铜、铝期货合约日收益率的统计特征

	均值	标准差	偏度(S)	峰度(K)	统计量(J-B)	H <sup>0</sup> : 正态分布
铜期货	0.001	0.013	-0.187	5.426	409.089	拒绝
铝期货	0.000	0.008	-0.080	8.587	2121.055	拒绝

从表 1 可以看出, SHFE 期铜、期铝合约的收益率序列存在明显的“尖峰厚尾”现象, J-B 统计量明显拒绝了收益率正态分布的假设。这说明随机游走与有效市场假说不能描述金属期货市场的运行规律。

(二) 铜、铝期货的 ARCH 效应与杠杆效应

首先对铜、铝期货收益率序列进行单位根检验, ADF 检验和 PP 检验的结果显示各序列的统计量都小于显著性水平为 1% 的临界值, 因而拒绝具有单位根的原假设, 各序列都是平稳的。

按简单适用的原则, 经过分析选择 AR(1), ARMA(1, 1) 模型分别作为铜、铝期货的均值方程。统计量表明模型较好地拟合了收益率的条件均值, 解释变量在 1% 的水平下显著。分别对条件方差的进行 ARCH LM 检验, 在滞后 3 阶时均得到  $P=0$ , 说明其残差序列存在明显的 ARCH 效应, 同时发现均值方程的残差明显拒绝了正态分布的假设。

下面利用 GARCH 族模型进行建模, 结果见表 2。

表 2 铜、铝期货收益率的 GARCH 族模型估计结果

系数	SHFE3 月铜期货		SHFE3 月铝期货	
	GARCH(1, 1)	EGARCH(1, 1)	GARCH(1, 1)	EGARCH(1, 1)
$\omega$	0.000**	-0.205***	0.000***	-0.369***
$\alpha$	0.067***	0.139***	0.134***	0.266***
$\beta$	0.927***	0.988***	0.873***	0.982***
$\gamma$		0.016		0.041**
$\nu$	1.343***	1.334***	1.068***	1.069***

注: \*\*、\* 分别表示在 1%、5% 置信水平下显著。

从表 2 可以看出, 铜铝期货价格的 GARCH(1, 1) 模型中,  $\beta$  值都接近 1 且非常显著, 这说明我国金属期货收益率波动的 ARCH 效应很明显, 有明显的波动聚集行为。表中的  $\nu$  的估计值都小于 2, 且全部拒绝收益率为正态分布的原假设, 所以 GED 分布拟合数据效果良好。

在铜期货的 EGARCH(1, 1) 模型中,  $\gamma$  为 0 的原

假设不能被拒绝,说明铜期货收益率没有所谓的“杠杆效应”。但铝期货的  $\gamma$  明显不为 0, 正面消息对条件方差的对数带来的冲击为 0.308, 大于等量的负面消息带来的波动 0.224。铝期货市场上的杠杆效应还说明了我国铝期货市场发展还不完善, 投资者的投资行为极易受到各种消息的影响, 对利好消息反应过度, 从而引起期货价格的剧烈震荡, 这从侧面反映了我国铝期货市场的有效性不如铜期货市场。

(三) 铜、铝期货收益率、波动率的长期记忆性

本文运用 MATLAB 程序分别计算铜、铝期货合约的收益率、波动率序列在不同频率(日、周、月)下的  $H$  指数。关于波动率的度量, 选择最常用的两个指标:  $|r_t - \bar{r}|$  和  $|r_t - \bar{r}|^2$ , 其中  $r_t$  是  $t$  时期的对数收益率,  $\bar{r}$  为样本区间内平均收益率。限于篇幅下面只列出日数据的 R/S 分析的输出结果, 表 3 是铜、铝期货的收益率序列的  $H$  值的计算结果。

表 3 铜、铝期货的收益率与波动率序列的 H 值

频率		$r_t$		$ r_t - \bar{r} $		$ r_t - \bar{r} ^2$	
		回归区间	H 值	回归区间	H 值	回归区间	H 值
铜	日	[10, 861]	0.645	[10, 1579]	0.756	[10, 1579]	0.728
	周	[10, 184]	0.703	[10, 332]	0.621	[10, 332]	0.610
	月	[10, 43]	0.803	[10, 80]	0.606	[10, 80]	0.620
铝	日	[10, 1355]	0.606	[10, 1355]	0.875	[10, 1355]	0.806
	周	[10, 270]	0.628	[10, 270]	0.785	[10, 270]	0.731
	月	[10, 71]	0.657	[10, 71]	0.688	[10, 71]	0.684

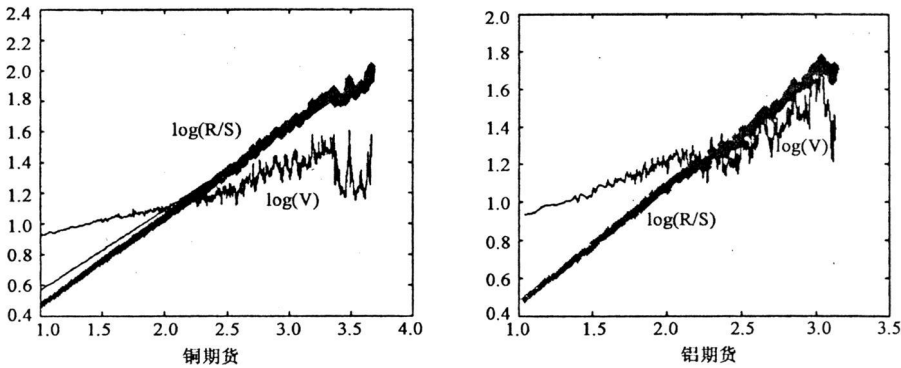


图 1 铜、铝期货收益率的 R/S 分析

由表 3 图 1 分析可得: (1) 铜期货的收益率序列在不同的分辨率上有明显的转折点, 这具体体现在  $V$  统计量的变化规律以及表 3 转折点前后数据回归中  $H$  值存在明显差别。铜期货的收益率存在明显的周期性, 平均循环长度大约是 43 个日历月, 而铝期货的收益率序列在不同的分辨率上都没有明显的转折点。 (2) 铜、铝期货的收益率序列在不同的频率下的  $H$  指数明显不等于 0.5, 这佐证了金属期货价格具有分形结构与持久性, 其行为特征明显不同于纯粹的随机游走, 是一种有偏的随机游走。 (3) 铜、铝期货收益波动普遍存在显著的长期记忆。用两种方法度量的波动率在不同的频率下,  $H$  指数明显大于 0.5, 说明期货收益波动存在显著的长期记忆性。这说明在运用各种波动模型刻画期货市场演变时, 应把收益波动的长期记忆效应纳入模型之中。从表

3 还可看出, 日收益波动比周收益波动的长期记忆效应更显著。

为了进一步论证上述结论, 采用彼得斯的方法, 通过随机打乱铜、铝期货的周收益率、波动率的时间序列来进行检验。经打乱计算  $H$  值分别为: 0.509、0.511、0.518、0.520、0.516、0.512, 均接近于 0.50 的理论值, 说明随机打乱序列破坏了原序列的结构, 将其转变为一个独立的序列。这也证明了原时间序列存在持久性, 收益率、波动率序列均具有长记忆性。

四、结 论

本文对 SHFE 铜、铝期货收益率的非线性波动特征进行了实证研究, 结论如下: (1) 铜、铝期货收益率序列存在明显的“尖峰厚尾”现象, 其波动有明显的丛从性。 (2) 铜期货收益率没有所谓的“杠杆效应”, 但

铝期货的明显不为0,表明正面消息带来的价格波动大于等量的负面消息带来的价格波动。这从一个侧面反映了我国铝期货市场的有效性不如铜期货市场。(3)R/S分析结果显示铜、铝期货的H指数均明显大于0.5,期货市场收益率序列存在状态持续性,服从有偏的随机游走。铜期货价格有一个约43个日历月的非周期循环,而铝期货并没有明显的非周期循环。(4)期货收益波动存在显著的长期记忆性,这说明在运用各种波动模型刻画期货市场演变时,应把收益波动的长期记忆效应纳入模型之中。

以上实证结果表明,上海金属期货的收益率时间序列具有显著的非线性动力学特征,市场价格对信息的反应存在非对称性、滞后性等非线性行为。对监管者而言,当市场具有长期记忆时,出台相关政策时既要考虑市场的短期相关关系,又要考虑长期的、滞后的影响。此外,由于波动的非线性和有偏的随机游走特性的存在,一些政策可能会由于在不恰当时候出台反而会加剧市场的波动,甚至酿成危机。对于期货投资者特别是机构投资者而言,波动率长记忆效应的存在说明在一定的非周期循环的期间内,期货价格的波动趋势在一定程度上是可以预测的。

#### 参考文献:

- [1] Nelson, D. B. . Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach[J]. *Econometric*, 1991, 59(2): 347—370.

- [2] Chaoqun, Ma, Hongquan, Li, Lin, Zou, *et al.* Long-term memory in emerging markets: evidence from the Chinese stock market [J]. *International Journal of Information Technology & Decision Making*, 2006, 5(3): 495—501.
- [3] 郭晓亭. 中国证券投资基金市场波动特征实证研究[J]. *中国管理科学*, 2006, 14(1): 15—20.
- [4] 姬广坡, 杨俊虹. 中国期货市场自回归条件异方差效应实证分析[J]. *经济评论*, 2004, (5): 100—103.
- [5] Helms, B. P., F. R. Kaen, R. E. Rosenman. Memory in commodity futures contracts[J]. *The Journal of Futures Markets*, 1984, 10: 559—567.
- [6] Anning Wei, Raymond M. Lenthold. Long Agricultural Futures Prices: ARCH, Long Memory, or Chaos Processes [R]. OFOR Working Paper Number, 1998, 98—03.
- [7] Panas, E. Long memory and chaotic models of prices on the London Metal Exchange[J]. *Resources Policy*, 2001, 27: 235—246.
- [8] 楼迎军. 我国期货价格行为与市场稳定机制研究[D]. 浙江大学博士论文, 2005, 23—36.
- [9] 李锐, 齐中英, 牛洪源. 沪铜期货价格时间序列R/S分析[J]. *管理科学*, 2005, 18(3): 87—92.
- [10] 唐衍伟, 陈刚, 张晨宏. 中国农产品期货市场价格波动的长程相关性研究[J]. *系统工程*, 2005, 23(12): 79—84.
- [11] 曾银球. 石油期货价格的收益率及波动率的长记忆性研究[J]. *中山大学研究生学刊(社会科学版)*, 2007, (2): 51—54.
- [12] 李红权, 马超群. 股市收益率与波动性长期记忆效应的实证研究[J]. *财经研究*, 2005, 31(8): 29—37.
- [13] Engle, R. F. . Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation[J]. *Econometric*, 1982, 50: 987—1008.
- [14] Bollerslev, T. . Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity[J]. *Journal of Econometrics*, 1996, 31: 307—327.
- [15] Mandelbrot, B. B. The variation of certain speculative prices[J]. *Journal of Business*, 1963, 36: 394—419.
- [16] Peters E. *Fractal market analysis: Applying chaos theory to investment and economics*[M]. John Wiley & sons, Inc. New York: 1994: 51—59.
- [17] Mandelbrot, B. Statistical methodology for non-periodic cycles: from the covariance to R/S analysis[J]. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1972, (1): 259—290.

## Study on Nonlinear Fluctuation Characteristics in Shanghai Metal Futures Market

MA Chao-qun<sup>1</sup>, LIU Chao<sup>1</sup>, LI Hong-quan<sup>2</sup>

(1. College of Business Administration, Hunan University, Changsha, Hunan 410082, China;

2. Business School, Hunan Normal University, Changsha, Hunan 410081, China)

**Abstract:** Futures market is a typical nonlinear dynamics system. This paper examines the nonlinear fluctuant characteristics of copper and aluminum futures in Shanghai Futures Exchange (SHFE). We investigate the ARCH effect, leverage effect using GARCH series models based on GED (Generalized Error Distribution) and examines the long memory effect of futures returns and volatility using R/S analysis method. Results indicate that the fluctuation of the two futures prices is with strong clustering. there is no leverage effect in copper futures market, But good news have a more strong effect on conditional variance than bad news in aluminum futures market. The R/S analysis indicates that the Chinese metal futures market shows long term memory effects for the futures returns. It is also found that there is a non-periodic circulation and the length is about 43 months in copper futures. But there is no obvious non-periodic circulation in aluminum futures prices. What's more, we find overwhelming evidence of long memory effect for the volatility of futures returns. This finding suggests the new methods of modeling volatility in futures' markets.

**Key words:** Metal Futures Market; ARCH Effect; Leverage Effect; Long Memory Effect