

# 中国石油与联通 A、H 和 N 股的长期记忆性评估\*

黄飞雪 金建东

**[摘要]**针对上海、香港、纽约的中国联通、中国石油股票市场日收益率以及波动序列是否具有长期记忆性的问题,提出分别运用非参数统计法(R/S,V/S)和半参数估计法(GPH,tapered GPH)进行评估。通过选择2000年6月23日至2009年7月24日的中国联通、中国石油的日收益率及其波动性为研究对象,结果发现:它们在中国上海和香港市场的日收益率序列具有长期记忆性,而在纽约市场的不具有长期记忆性;它们的日收益率波动序列在中国上海、香港、纽约都具有长期记忆性。具有长期记忆特征表明了股票系统非线性结构与市场的非有效性,即中国的股票市场效率是有待于提高的。建议尽快完善A股的做空机制。

**关键词:** 长期记忆性 做空机制 重标极差(R/S)

**JEL 分类号:** C52 G14

## 一、引言

对于长期记忆性的研究,最早是由水文专家 Hurst(1951)发现了的长期记忆性(long-term memory),并提出了经典的 R/S 分析方法(rescaled range analysis,重标极差法)。Mandelbrot(1960)将 R/S 分析应用到分形几何学中,并命名主要参数为 Hurst 指数,以此揭示股市的局部随机性和整体确定性的特征。Geweke、Porter-Hudak(1983)在分数差分过程的基础上创建了诊断序列长期记忆特性的 GPH 检验;Lo(1991)考虑到时间序列可能存在的短期自相关性,对经典 R/S 统计量进行了修正,创建了修正 R/S 分析(modified R/S analysis),修正 R/S 统计量有明确的分布,易于作显著性检测。Peters(1994)提出分形市场假说代替有效市场假说,并采用 R/S 分析作为主要工具,用实证方法系统分析了美国股市道琼斯工业平均指数和标准普尔指数。Giraltis (2003)对 KPSS(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin)统计量进行中心化处理,提出了检验序列长记忆性(rescaled variance,重标方差)分析,并从理论和蒙特卡罗仿真实验对比研究了修正 R/S、KPSS 和 V/S 分析,发现在序列长记忆性的检验上 V/S 分析更为稳健有效。Sibbertson(2003)通过比较研究发现,如果长记忆性的时间序列具有长期缓慢衰减和结构突变的情况下,标准 GPH 估计量会出现比较大的误差,并提出了 Tapered GPH。后来随着长记忆性研究的发展,不断有新的方法被提出。如将小波分析(徐梅、张世英,2005)、参数估计法(张晓莉、严广乐,2007)、DAF(Oh, G., Kim, S. and Eom, C.,2008)、FIGARCH(Wu, P.T., Shieh, S.J.,2007)方法、ARFIMA-FIGARCH(McAleer, M. and Medeiros, M.C.,2008)、ARFIMA-HYGARCH(Kasman, A., Kasman, S. and Torun, E.,2009)引入到金融数据长记忆性的研究中。现阶段国内外学者大多从自相关系数、谱密度两个角度来定义长期记忆性,本文尝试从非参数统计法和半参数估计法两方面研究长期记忆性。

### (一) 基于非参数统计分析方法

#### 1. 基于经典 R/S 的分析研究

\* 黄飞雪,大连理工大学经济系,副教授,经济学博士;金建东,大连理工大学经济系,硕士研究生。本研究得到国家自然科学基金(70903011)、教育部人文社会科学研究项目基金(09YJC790025)、大连理工大学软件+X 研究基金(DUT842301)等项目资助。

Greene and Fielitz (1977)最早将经典 R/S 分析方法引入资本市场,研究了美国普通股票的行为特征,发现股票的收益序列存在长期依赖并且收益分布是非正态分布。Peters (1994)研究了 1973 年 1 月至 1989 年 12 月的美元与日元、英镑、欧元及新加坡元的日汇率数据,发现汇率市场的 R/S 分析产生出赫斯特统计特征。前三个汇率都有近似 0.60 的赫斯特指数,表现出高水平的持久性;而美元对新加坡元的赫斯特指数为 0.5,是真正的随机序列。戴国强、徐龙炳(1999)选择了 1984 年至 1998 年 15 种主要货币对美元每日汇率进行研究,结果表明汇率波动具有状态持久性、关联性、周期性和非线性,并且汇率波动具有稳态特征。史永东(2000)采用上证综合指数和深证综合指数,其中上证综合指数是从 1990 年 12 月 19 日(首日交易)到 1999 年 3 月 26 日的周收盘价共 422 个样本,深证综合指数是从 1995 年 12 月 22 日到 1999 年 6 月 11 日的周收盘价共 172 个样本,来分析中国的股票市场,结果显示我国的股票收益遵循有偏的随机游走,价格不能对信息做出及时充分的反应,收益序列呈现出持久性,今天的股票价格影响未来的价格。庄新田、庄新路和田莹(2003)运用经典 R/S 分析方法对上海股票市场上证综合指数 1990 年 12 月 19 日至 2001 年 12 月 31 日每日收盘指数及深圳股票市场深圳成分指数 1991 年 04 月 03 日至 2001 年 12 月 31 日每日收盘指数进行研究,得出沪深股市收益率均不服从正态分布,Hurst 指数大于 0.5,在跨时间尺度的股价指数之间存在着相关性,市场具有分形结构特征的结果。

虽然经典 R/S 分析在测度时间序列的分布特征时,无论分布是正态的还是非正态的,R/S 的稳健性都不受影响并且可应用于非周期循环的推断。但当时间尺度过小或与观测样本数目存在极大相关时,经典 R/S 存在估计误差与重标极差对短期记忆效应敏感的不足,为此 Lo 等人正是针对经典 R/S 重标极差对短期记忆效应敏感的缺点,提出了修正 R/S 方法。

## 2. 基于修正 R/S 的分析研究

Lo 在经典 R/S 方法的基础上对 V 统计量做了修正,创建了判断序列长期记忆性的修正 R/S 方法,并运用该方法分析了美国股市,发现日收益率和月收益率序列都不存在显著的长期记忆性。陈梦根(2003)运用修正 R/S 方法对上证综指和深证综指进行了研究,结果表明并不存在显著的长期相关性。Assaf(2006)运用修正 R/S 方法对 1997 年 4 月 1 日至 2002 年 4 月 26 日的埃及、约旦、摩洛哥及土耳其股票市场的日收益率序列进行研究,结果表明:埃及股票指数表现出长期记忆性,而其它三种股票指数未表现出长期记忆性。Serletis 和 Rosenberg(2007)运用修正 R/S 方法对 1971 年 2 月 5 日至 2006 年 12 月 1 日的道琼斯工业平均指数、标准普尔 500 指数及纳斯达克指数的日收益数据进行研究,发现美国股票市场日收益率不存在长期记忆性。Batten、Ellis 和 Fethertson (2008)运用修正 R/S 方法考察 1970 年 1 月 1 日至 2004 年 3 月 17 日的道琼斯工业平均指数及其子样本,发现均接受不存在长期记忆性的零假设。

修正的 R/S,不仅具有经典 R/S 的优点,还消除了短期负相关性的影响,能够更有效地检验出序列的长期相关性;而且所建立的统计量具有明显的统计分布形式,使得检验更加稳健。但修正的 R/S 方法,一方面所作的显著性检验倾向于拒绝没有长期记忆性的零假设,而事实上可能是长期相关的,另一方面在选择滞后阶数方面,现在学术界选择方法较模糊,结论说服力不太强。

## 3. 重标方差(rescaled variance, V/S)分析法

Giraitis 等(2003)对 KPSS(Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin)统计量进行中心化处理,提出了检验序列长期记忆性的 V/S 分析,并从理论和蒙特卡罗(Monte Carlo)仿真角度对比研究了修正 R/S、KPSS 和 V/S 统计量,发现在序列长记忆性的检验上 V/S 分析更为稳健有效。何兴强、李仲飞(2006)研究了上证 A、B 股的样本,表明上证 A、B 股的收益总体样本都不存在显著的长期记忆,B 股市场的长期记忆效应相对更显著;A、B 股市场的收益分别发生了两次和四次显著的方差漂移突变;A 股收益在每一阶段都不存在显著的长期记忆,B 股收益在某些阶段却存在显著的长

期记忆;对随机抽取的10只个股的考察,发现只有1只股票的收益序列存在显著的长期记忆,B股收益的长期记忆效应相对比A股显著。余俊等(2007)运用修正R/S分析和V/S分析两种方法对世界上28个国家(地区)的股票指数的日、周收益率序列和日、周收益率波动序列进行了完整的长记忆性研究。结果表明:对于收益序列,以美国为代表的大多数发达国家股市一般不存在长记忆性,而中国等发展中国家大多存在显著的长记忆性,尤其中国股市的长记忆性最强;对于收益波动序列,所有国家(地区)都具有长记忆性,并强于收益序列。余俊、方爱丽等(2008)运用修正R/S分析和V/S分析研究了世界上31个国家或地区的股票指数的长记忆性,结果表明,欧美的发达国家美国、英国等不存在长记忆性;亚洲四小龙中国香港、中国台湾、新加坡和韩国以及日本,大洋洲的澳大利亚、新西兰等也不存在长记忆性;而一些新兴国家如中国、印度、印尼、埃及等存在显著的长记忆性。V/S方法采用方差代替极差,在研究长期记忆的诊断上比R/S更具稳健性。但由于V/S是一种比较新的方法,还有待于在实践中进一步检验。

## (二)半参数估计法

### 1. GPH

Geweke和Porter-Hudak(GPH,1983)提出的一种半参数分析方法来检验长期记忆性,即GPH估计方法。Cheung(1983)采用GPH研究了外汇市场的汇率,并发现了外汇市场的长期记忆性的证据。Berg和Lyhagen(1998)利用GPH检验,对瑞士股市1919至1995年的月度收益,1980至1990年中期的日收益率和周收益率数据的研究,发现月度收益存在显著的长记忆性。施红俊、马玉林和陈伟忠(2004)利用GPH检验对沪深A股指数及上证180和深证成指部分样本股分别进行了长记忆性检验,得出:对于收益率序列,沪市的长记忆特征不显著,深市具有一定的长记忆特征;对于收益波动率序列,沪深两市均具有高度显著的长记忆特征。华仁海和陈百助(2004)采用GPH检验与修正R/S分析对中国期货市场铜、铝、大豆、橡胶、小麦这五个品种期货价格收益及波动方差的长记忆性进行了实证研究,研究结果显示,铜和铝的期货价格收益序列不具有长记忆性,但其期货价格收益的波动方差序列具有长记忆性;橡胶和小麦的期货价格收益序列和期货价格收益的波动方差序列均具有长记忆性;而大豆的期货价格收益序列和期货价格收益的波动方差序列均不具有长记忆性。何兴强(2005)运用GPH检验与修正R/S分析对1993年3月1日至2004年9月24日的上证A、B股,1996年1月1日至2004年9月24日的深证A、B股市场价格收盘指数为对象进行研究,得到沪深A、B股的市场日收益率和周收益率序列不存在显著的记忆性。当时间序列存在结构或趋势突变时,GPH可能会产生较大的误差。而tapered GPH分析法正好弥补了这一不足,同时也可以用于判定时间序列是否存在结构突变。

### 2. Tapered GPH

Sibbertson(2003)通过比较研究发现,如果长记忆性的时间序列具有长期缓慢衰减和结构突变的情况下,标准GPH估计量会出现比较大的误差,而引入了Tapered平滑函数,可以消除低频和非平稳数据的影响。Sibbertsen(2004)利用tapered GPH方法,对德国股票市场的波动序列进行了长期记忆性检验,结果发现其波动序列有长期记忆性。罗登跃(2005)运用GPH和tapered GPH方法对沪深股市指数收益率及其波动性进行了长记忆性检验,结果表明沪市收益率序列不存在长记忆性,深市收益率序列存在一定的记忆性等结论。罗登跃、王玉华(2005)运用标准半参数估计法以及tapered半参数估计法对上海证券市场综合指数以及一些分类指数进行了长记忆性检验,并进而建立RFI-FIGARCH模型来刻画股市的长记忆特征。研究结果表明,上海股市指数收益率序列的长记忆特征不显著,但其波动性过程却具有显著的长记忆特征。tapered GPH在长时间序列存在缓慢衰减或结构突变时,其估计量相当稳健;但是当没有趋势存在时,tapered的过程也相应地增加该估计量的方差。

通过回顾以上学者的研究,发现对同一支股票在不同股票市场(地点)挂牌上市的日收益率及波动性进行全面的分析较少,因此本文尝试利用非参数统计法和半参数估计法各自方法的优点,分别采用上述五种方法对中国石油与联通 A、H 和 N 股的长期记忆性进行比较分析,从而检验世界不同股票市场的日收益率及波动序列是否存在长期记忆性。

## 二、研究方法

### (一)正态性检验

收益直方图法是正态性检验的一种直观方法,也就是从直观上考察收益分布直方图与正态分布曲线之间的差别。如果收益直方图与正态分布的密度函数曲线相差较大,就不能认为所研究的股指市场收益序列服从正态分布。对于收益率序列  $\{R_t\} (1 \leq t \leq N)$ , 样本均值为  $\hat{\mu}$ , 样本标准差为  $\hat{\sigma}$ , 则样本偏度和样本峰度分别为:

$$\hat{S} = \frac{1}{\hat{\sigma}^3} \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (R_t - \hat{\mu})^3 \quad (1)$$

$$\hat{K} = \frac{1}{\hat{\sigma}^4} \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (R_t - \hat{\mu})^4 \quad (2)$$

若  $\{R_t\} (1 \leq t \leq N)$  来自正态总体, 则  $\hat{S}/\sqrt{6/N}$  和  $(\hat{K}-3)/\sqrt{24/N}$  都近似服从标准正态分布。若检验出序列的样本偏度与样本峰度偏离均值的大小远大于 3 倍标准差, 则说明收益序列的分布远远偏离正态分布, 而显著偏离正态分布是非线性存在的一个重要特点。

JB 统计量为:

$$JB = N[\hat{S}^2 + (\hat{K}-3)^2/4]/6 \quad (3)$$

在  $H_0: R_t \sim N(0, \sigma^2)$  下,  $\hat{S}=0, \hat{K}=3, JB \sim \chi^2(2)$ 。JB 检验是对样本偏度和样本峰度的联合检验。

### (二)经典 R/S 分析方法

Hurst(1951)提出了一种称作为赫斯特指数(Hurst Exponent)的统计量,对长期记忆性进行测量,并运用 R/S 分析(Rescaled Range Analysis,即重新标度极差分析法)来分析分形时间序列。为了克服时间序列的异方差问题,本文采用对数收益率,如方程(4)所示。

$$S_t = \log(P_t/P_{t-1}) = \log P_t - \log P_{t-1} \quad (4)$$

其中  $S_t$  为  $t$  时间的对数收益率,  $P_t$  为  $t$  时的价格(因为对 R/S 分析而言,对数收益率要比更广泛使用的价格百分比更为适用)。

R/S 分析方法的一般形式为(Hurst, 1951):

$$(R/S)_n = Cn^H \quad (5)$$

其中  $R$  表示重新标度的极差,  $S$  表示标准差,  $n$  表示时间增量区间长度,  $C$  为常数,  $H$  即赫斯特指数,具体计算方法步骤为(Peters, 1994)

设时间序列  $\{N_i\}, i=1, 2, 3 \dots N$ 。

(1) 均分时间序列为  $n$  的相邻的  $A$  个子序列, 因而  $A * n = N$ 。在  $I_a, a=1, 2, 3 \dots A$  子序列  $I_a$  中, 每个元素记为  $N_{k,a}, k=1, 2, 3 \dots n$

$$(2) \text{ 计算每个长度为 } n \text{ 的子序列 } I_a \text{ 的均值 } e_a = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n N_{k,a} \quad (6)$$

(3) 计算每个子序列  $I_a$  中的元素对于均值的累计离差  $X_{k,a}$ :

$$X_{k,a} = \sum_{i=1}^k (N_{i,a} - e_a) \quad K=1, 2, \dots, n \quad (7)$$

(4) 计算  $k=1, 2, \dots, n$  每个子序列  $I_a$  中的极差  $R_a$ ,

$$R_a = \max_{1 \leq k \leq n} (X_{k,a}) - \min_{1 \leq k \leq n} (X_{k,a}) \quad (8)$$

(5) 计算每个子序列  $I_a$  中的样本标准差  $S_a: S_a = [\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (N_{k,a} - e_a)^2]^{0.5}$  (9)

(6) 计算每个子序列  $I_a$  中的重标极差, 记为  $(R/S)_a$ :

$$(R/S)_a = \frac{R_a}{S_a} \quad (10)$$

(7) 对每个子序列, 第(2)步至第(6)步的计算, 得到一个重标极差序列  $(R/S)_a$ , 计算该序列的均值  $(R/S)_n$ ,

$$(R/S)_n = \frac{1}{A} \sum_{a=1}^A \frac{R_a}{S_a} \quad (11)$$

(8) 增加  $n$  的值, 重复第(2)步至第(7)步, 直到  $n = \frac{N}{2}$ , 得到一系列  $(n, (R/S)_n)$

(9) 根据方程

$$\log(R/S)_n = \log C + H \times \log n \quad (12)$$

采用最小二乘法对斜率  $H$  进行估计, 得到的结果即为赫斯特指数, 其中  $\log n$  序列为自变量, 相应的  $\log(R/S)_n$  序列为因变量,  $C$  为常数项。赫斯特指数  $H$  用于衡量时间序列的相关性。关联尺度函数:

$$C(t) = 2^{2H} - 1 \quad (13)$$

当  $H=0.5$  时, 时间序列增量之间的相关系数为 0, 说明它们之间不相关;

当  $0 \leq H < 0.5$  时, 时间序列增量之间的相关系数小于 0, 说明它们之间负相关;

当  $0.5 < H < 1$  时, 时间序列增量之间的相关系数大于 0, 说明它们之间正相关。

在绘出  $\log(R/S)$  和  $\log n$  的关系图后, 可以非常容易地观察出在哪个点发生了突变, 进而估计出统计循环长度统计量  $V_n$  可以判断统计循环长度。在 1951 年,  $V_n$  最先被赫斯特用于稳定性检验, 后经 Peters(1989) 改进, 也可以有效地用于循环长度的估算。当存在噪声时, 统计量  $V_n = (R/S)_n / \sqrt{n}$  更为有效。对于独立的随机过程, 统计量  $V_n$  关于  $\log n$  是平坦的。而对于具有状态持续性的过程来说,  $R/S$  以大于时间的平方标度 ( $H > 0.5$ ), 统计量  $V_n$  关于  $\log n$  向上倾斜; 反之, 对于具有反持续性 ( $H < 0.5$ ) 的过程来说, 统计量  $V_n$  关于  $\log n$  向下倾斜。当  $V_n$  图形形状发生改变时, 就产生了突变, 长期记忆消失。

### (三) 修正 R/S 分析方法

Lo(1991) 指出经典 R/S 分析方法的局限, 虽然可以判断出短期和长期的依赖性, 但不能区分它们。所以, 当一个时间序列表现出较强的短期相关性时, 经典的 R/S 分析就会产生偏差, 倾向于得出存在相关性的结论。因此, Lo (1991) 对经典的 R/S 方法进行了修正 (Modified Rescaled Range), 主要是针对(9)式中的  $S_a$ , 用新的样本标准差  $\sigma_a(q)$  替代  $S_a$ 。  $\sigma_a^2(q)$  不仅包括单个观测值的方差和, 还包括直到滞后  $q$  阶的自协方差的加权和, 用  $\gamma_j$  表示样本  $j$  阶自协方差, 可得公式(14):

$$(R/S)_n = \frac{1}{A} \sum_{a=1}^A \frac{R_a}{\sigma_a(q)} \quad (14)$$

其中  $R_a$  同(8)式,

$$\sigma_a^2(q) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (N_{k,a} - e_a)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \times \left[ \sum_{k=j+1}^n (N_{k,a} - e_a)(N_{k-j,a} - e_a) \right] = \sigma_a^2 + 2 \sum_{j=1}^q \omega_j(q) \gamma_j \quad (15)$$

当  $q < n$  时,  $\omega_j(q) = 1 - \frac{k}{q+1}$  (巴特勒特权重数, Bartlet Weights), 其中  $\sigma_a^2$  和  $\gamma_j$  是  $\{N_{k,a}\}$  的样本方差和样本  $j$  阶自协方差。

将公式(14)得到的结果进一步标准化为公式(16)中的  $V_n(q)$ , 其分布形式为

$$V_n(q) = \frac{k}{\sqrt{n}} (R/S)_n \xrightarrow{d} V \quad (16)$$

其中,  $V$  是布朗桥的极差。记  $v$  为分位数,  $F(v)$  为累积概率, 则  $V$  的分布函数形式为

$$F(v) = 1 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} (1 - 4k^2 v^2) e^{-2(kv)^2} \quad (17)$$

Lo(1991)给出了  $V_n(q)$  的常用临界值。此时, 通过检验  $V_n(q)$  的显著性就能反映时间序列是否存在长期相关性。

#### (四) V/S 分析

Kwiatkowski 等(1992)创建了单位根检验的 KPSS 统计量, Lee 和 Schmidt (1996) 把 KPSS 统计量推广到了稳定长期记忆效应的检验, Lee 和 Amsler (1997) 又把 KPSS 统计量推广到了非稳定长期记忆效应的诊断上序列  $\{X_t\}_{t=1}^N$  的 KPSS 统计量为:

$$T_N(q) = \frac{1}{S_{N,q}^2} \sum_{k=1}^N \left( \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_N) \right) \quad (18)$$

其中的  $S_{N,q}^2$  等于(15)中的  $\sigma_a^2(q)$ 。

Giraitis 等(2003)对上述 KPSS 统计量  $T_N$  进行“中心化”处理, 提出了 V/S 统计

$$M_N(q) = \frac{1}{S_{N,q} N^2} \left[ \sum_{k=1}^N \left( \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}) \right)^2 - \frac{1}{N} \left( \sum_{k=1}^N \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_N) \right)^2 \right] \quad (19)$$

Giraitis 等(2003)的研究表明, 和  $T_N$  统计量相比, 经过“中心化”的 V/S 统计量  $M_N$  对序列的方差漂移有更强的敏感性, 在序列长期记忆的诊断上比修正 R/S 和 KPSS 统计量更为稳健有效。根据 Giraitis 等(2003)的研究, 在短期记忆零假设条件下, V/S 统计量  $M_N$  的渐进分布为

$$F_{V/S}(X) = 1 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^k e^{-2k^2 \pi^2 X} \quad (20)$$

理论均值和方差分别为 1/12 和 1/360。根据 V/S 统计量的渐进分布(20), 我们可以计算不同显著水平下的临界值。

#### (五) 标准 GPH(半参数估计法)

Geweke 和 Porter-Hudak(1983)提出了一种半参数方法来检验时间序列的长期记忆性。他们提出通过检验式(21)来估计参数  $d$ , 其中  $L$  是滞后算子,  $N_i$  为时间序列,  $\varepsilon_i$  为白噪声序列。

$$(1-L)^d N_i = \varepsilon_i \quad (21)$$

记  $T$  为观察值的个数,  $\{N_i\}$  在频数  $\xi$  处的周期图可表示为  $I(\xi)$ ,

$$I(\xi) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T e^{i\xi t} (N_t - \bar{N}) \right|^2 \quad (22)$$

$\{N_i\}$  的谱密度可以表示为  $I_n(\xi)$ ,

$$I_n(\xi) = |1 - e^{-i\xi}|^{-2d} \quad I_\varepsilon(\xi) = \left| 2\sin\left(\frac{\xi}{2}\right) \right|^{-2d} I_\varepsilon(\xi) \quad (23)$$

对式(14)取对数后再加减  $\ln f_\varepsilon(0)$  项, 就得到了谱回归方程:

$$\ln[I(\xi_\lambda)] = \ln f_\varepsilon(0) - d \ln[4 \sin^2(\frac{\xi_\lambda}{2})] + \ln[\frac{I_\varepsilon(\xi_\lambda)}{f_\varepsilon(0)}] \quad (24)$$

$$\ln[I(\xi_\lambda)] = \ln f_\varepsilon(0) - d \ln[4 \sin^2(\frac{\xi_\lambda}{2})] + \eta_\lambda \quad (25)$$

其中  $\xi_\lambda = \frac{2\pi\lambda}{T}$  ( $\lambda=1, 2, \dots, m$ ,  $m$  为带宽参数) 表示样本的调和坐标 (Harmonic Ordinates),  $\eta_\lambda = \ln$

$\frac{I_\varepsilon(\xi_\lambda)}{f_\varepsilon(0)}$  是均值为 0 方差为  $\pi^2/6$  的独立同分布, 而  $f_\varepsilon(\cdot)$  为 ARFIMA 模型中平稳过程  $\{\varepsilon_t\}$  的谱回归密

度函数,  $T$  为观察值的个数;  $m$  为带宽, 是  $T$  的函数:  $m = g(T) \leq T$ .

当  $\lim_{T \rightarrow \infty} g(T) = \infty$ ,  $\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{g(T)}{T} = 0$  及  $\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{(\ln T)^2}{g(T)} = 0$  时,

$$\ln[I(\xi_\lambda)] = \beta_0 + \beta_1 \ln[\sin^2(\frac{\xi_\lambda}{2})] + \eta_\lambda \quad (26)$$

利用最小二乘法对上式中参数  $\beta_1$  进行回归估计, 估计值  $\hat{\beta}_1$  即是参数  $(-d)$  的渐进无偏估计量。当  $|d| > 1/2$  时, 时间序列  $\{N_t\}$  是非静态的; 当  $0 < d < 1/2$  时, 时间序列  $\{N_t\}$  是静态的, 并具有长期记忆性; 当  $-1/2 < d < 0$  时, 时间序列  $\{N_t\}$  是静态的, 并具有短期记忆性。Künsch (1986) 的研究表明, 参数估计结果在  $m = g(T) = T^{0.500}$  附近时较为理想, 因此实证研究中考察  $m = T^{0.500}$ 、 $T^{0.525}$ 、 $T^{0.550}$ 、 $T^{0.575}$  和  $T^{0.600}$  五种情况。

(六) tapered GPH (tapered 半参数估计法)

当存在缓慢衰减趋势或结构突变时, 上述 GPH 估计量会出现很大的偏差, 这种情况下 tapered GPH 估计量相当稳健。Tapered 后的过程  $\{\omega_t e^{i\xi t}\}$  的周期图定义为:

$$I_\omega(\xi_j) = \frac{1}{T} \left| \sum_{t=1}^T w_t e^{i\xi t} (X_t - \bar{X}) \right|^2 \quad (27)$$

$$2\pi \sum_{t=1}^T w_t^2$$

其中  $w_t = \frac{1}{2} [1 - \cos(\frac{2\pi(t+0.5)}{T})]$ , 此时谱回归为

$$\ln\{I(\xi)\} = \beta_0 + \beta_1 \ln[4 \sin^2(\frac{\xi}{2})] + \eta_j \quad (28)$$

### 三、实验过程与结果分析

(一) 数据来源与预处理

本文选取了中国联通、中国石油在上海 (A 股)、香港 (H 股) 和纽约 (N 股) 上市的日收益率收盘价作为研究对象, 样本期为 2000 年 6 月 23 日至 2009 年 7 月 24 日, 数据来源于锐思与 Wind, 对于由于非正常原因引起的数据缺失, 进行了相应的插补。在实验分析中, 原始数据所构成的时间序列以  $\{P_t\}$  表示。首先, 取自然对数收益的序列:

$$R_t = 100 * \log(P_t / P_{t-1}) \quad (29)$$

表示  $R_t$  为  $t$  时的对数收益;  $P_t$  表示  $t$  时的收盘价。

(二) 正态性检验

表 1 给出了中国联通、中国石油在中国上海、香港和美国纽约的日收益率数据的基本统计量和 JB 检验结果, 日收益率分布的偏度均不等于 0; 两者的峰度均大于 3, 呈尖峰态势; JB 检验统计量估计值远远大于 1%、5% 对应的临界值 (分别为 5.9915 和 9.2103), 因而都拒绝了收益序列服从正态分布的零假设。

表 1 中国联通、中国石油股指日收益率序列的基本统计量和 JB 统计量(上海)

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰值	JB 统计量
中国联通 (上海)	0.024448	0.000000	4.184624	-5.344432	1.117621	0.089328	6.374253	763.0696 (0.000)
中国石油 (上海)	-0.116263	-0.105499	4.124961	-4.110628	1.134932	0.146834	4.580131	44.34244 (0.000)
中国联通 (香港)	-0.0079	0.0000	6.416180	-7.629556	1.328677	-0.075646	5.968239	821.8680 (0.000)
中国石油 (香港)	0.03858	0.0000	7.888691	-7.058107	1.123365	0.160889	8.811573	3221.226 (0.000)
中国联通 (纽约)	-0.00631	0.00000	8.8276	-7.02104	1.440566	0.194284	7.145342	1646.088 (0.000)
中国石油 (纽约)	0.032321	0.02380	6.2602	-6.47217	1.141098	-0.038937	7.894417	2274.335 (0.000)

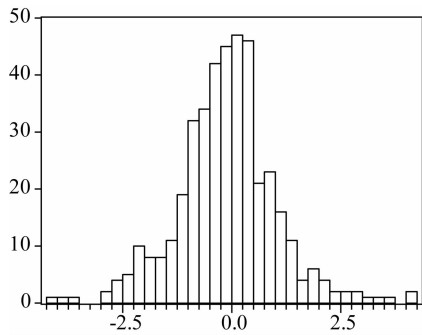


图 1 中国石油收益直方图(上海)

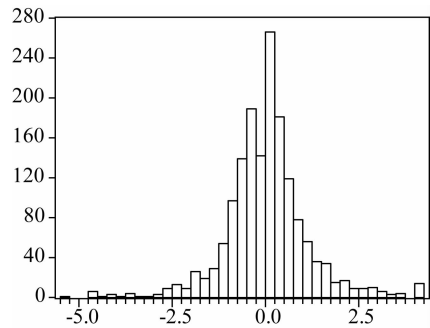


图 2 中国联通收益直方图(上海)

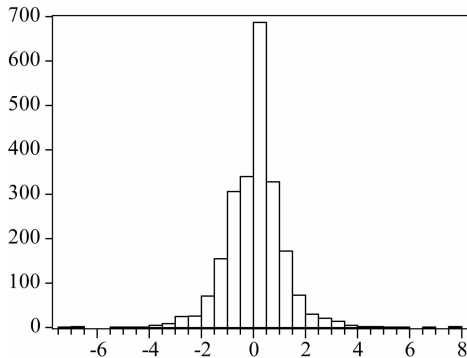


图 3 中国石油收益直方图(香港)

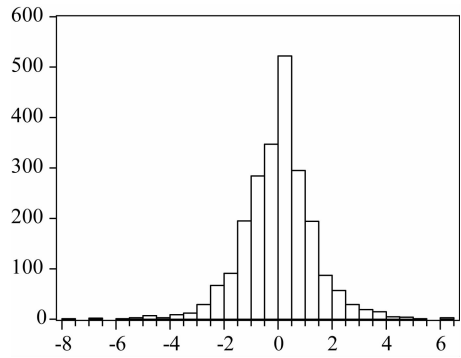


图 4 中国联通收益直方图(香港)

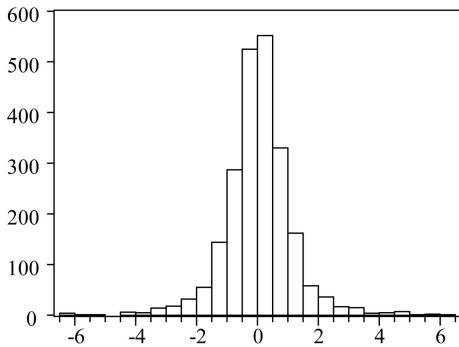


图 5 中国石油收益直方图(纽约)

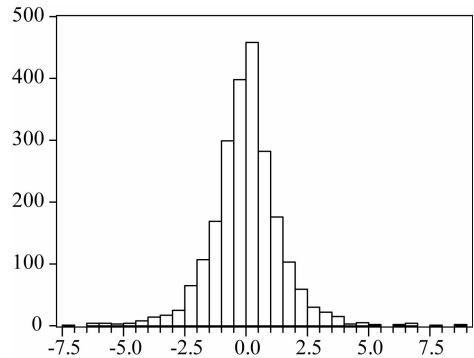


图 6 中国联通收益直方图(纽约)



表 1 和图 1、2、3、4、5、6、分别从数据和图形上说明,用正态分布描述上述股指收益的分布特征存在非常明显的缺陷,上述股指的日收益率序列都具有非线性动态特征。由此表明:

第一、建立在正态分布假定基础上的有效市场理论存在着的缺陷;

第二、建立在非正态分布上的分形市场理论是有其理论基础的。

(三)中国联通、中国石油在中国上海、香港市场和美国纽约市场的日收益率的长期记忆性

1. 经典  $R/S$  分析

运用 Matlab6.5 软件、EViews5.1 软件,将样本数据进行经典  $R/S$  方法分析,可以得到图 7、8、9、10、11、12,表 2,分别是中国联通、中国石油在中国上海、香港市场和美国纽约市场的日收益率统计循环长度,及它们的日收益率的经典  $R/S$  估计结果,其中  $E(R/S)$  的计算采用了 Peters(1989) 的修正方程:

$$y = \left( \frac{n-0.5}{n} \right) * \left( \frac{n*\pi}{2} \right)^{-\frac{1}{2}} * \sum_{r=1}^{n-1} \left( \frac{n-r}{r} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (30)$$

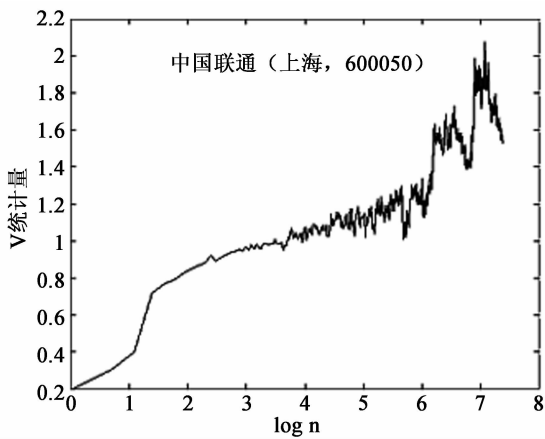


图 7 中国联通的日收益率统计循环图(上海)

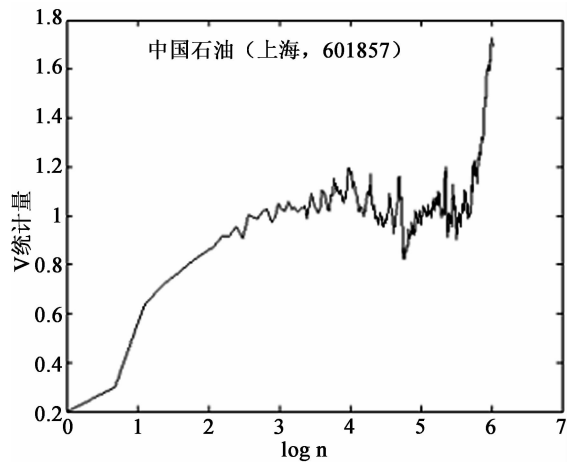


图 8 中国石油的日收益率统计循环图(上海)

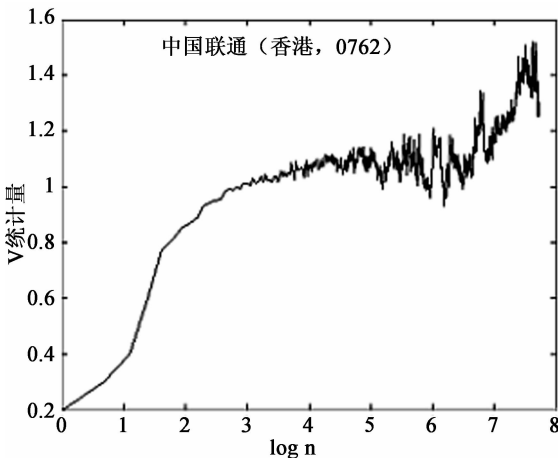


图 9 中国联通的日收益率统计循环图(香港)

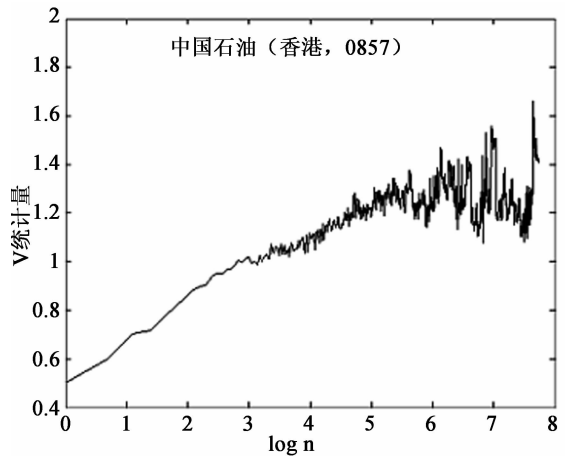


图 10 中国石油的日收益率统计循环图(香港)

由图 7~12 可知,中国联通、中国石油在中国上海、香港的日收益率统计循环图,可以看出曲线在开始时平坦,在以后一点突然发生整体上升的趋势,在这点以后  $V$  统计量相对于  $\log(n)$  增长变化也比较迅速,随机性倾向比较明显,这基本可以判定中国联通、中国石油在中国上海、香港的日

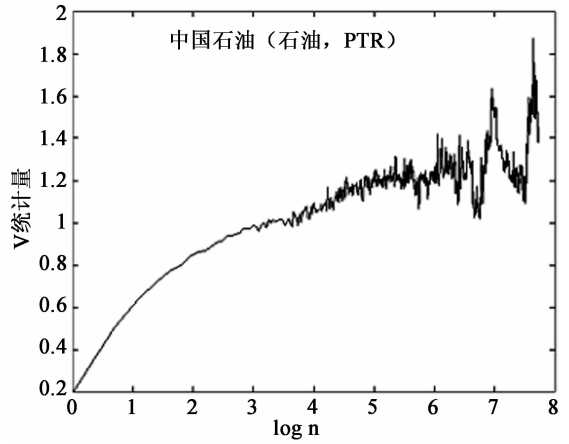
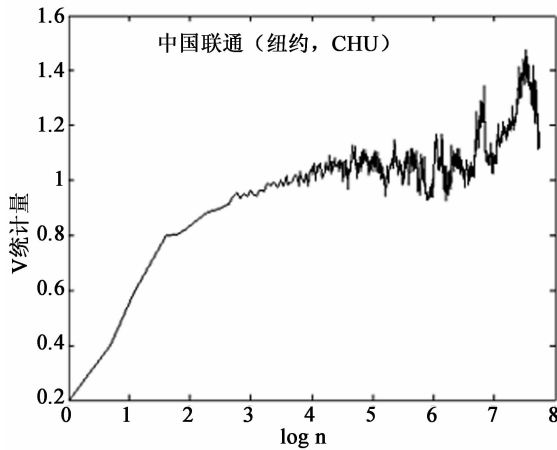


图 11 中国联通的日收益率统计循环图(纽约) 图 12 中国石油的日收益率统计循环图(纽约)

收益率具有长期记忆性。而中国联通、中国石油在纽约的股指这种倾向不明显,基本可以判定是不具有长期记忆性。

表 2 中国联通、中国石油在上海、香港、纽约的股指日收益率的 Hurst 指数结果

汇率种类	回归区间	常数项 (t 检验)	Hurst 指数 (t 检验)	$R^2$ 值	F 值	关联尺度
中国联通 (上海)	$2 \leq n \leq 270$	0.6609 (-18.45)	0.6697 (43.72)	0.980341	79888.27	1.5305
	$270 \leq n \leq 1604$	0.2315 (-12.73)	0.5217 (47.71)			
中国石油 (上海)	$2 \leq n \leq 100$	-0.3717 (-29.23)	0.5925 (47.89)	0.9422	6679.084	1.2736
	$100 \leq n \leq 412$	-0.4581 (-41.70)	0.5130 (36.21)			
中国联通 (香港)	$2 \leq n \leq 330$	-0.4716 (-52.81)	0.5983 (41.30)	0.9837	134595.4	1.2920
	$330 \leq n \leq 2233$	-0.3421 (-23.34)	0.5246 (42.57)			
中国石油 (香港)	$2 \leq n \leq 493$	0.0137 (-34.23)	0.5916 (48.41)	0.974725	87927.59	1.2708
	$493 \leq n \leq 2279$	-0.0431 (-36.41)	0.5012 (45.52)			
中国联通 (纽约)	$1 \leq n \leq 2279$	-0.4464 (-62.41)	0.5385 (56.67)	0.9814	120195.2	1.1096
中国石油 (纽约)	$1 \leq n \leq 2278$	-0.1519 (-41.72)	0.5596 (83.26)	0.9425	37309.57	1.1722

表 2 以数据的形式,说明了中国联通、中国石油在上海、香港的日收益率中统计循环长度约为 270、100、330、493 天。在表 2 中,中国联通(上海):当  $2 \leq n \leq 270$  天时,Hurst 指数为 0.6609 并且通过了 t 检验,而  $n > 270$  天以后 Hurst 指数变为 0.5217 也通过了 t 检验,说明长期记忆性特征大大减

小了,开始的变化对 270 天以后的影响非常小,说明中国联通(上海)的日收益率具有长期记忆性。同理,中国石油(上海)、中国联通(香港)、中国石油(香港)也是具有长期记忆性的。而中国石油(纽约)、中国联通(纽约)的 Hurst 指数分别为 0.5385、0.5596,且图像波动其基本上是随机的,所以基本可以判定是没有长期记忆性的。

## 2. 修正 R/S 分析

Lo(1991)对经典的 R/S 方法进行了修正(Modified Rescaled Range),以消除序列由于存在短期相关性的影响,虽然 Lo 在 1991 年,给出了  $q$  的选取标准,但是考虑到滞后阶数  $q$  的选取还没有公认的最优标准,本文  $q$  分别取 1, 3, 5, 8, 10, 20 进行多个较全面的比较分析,结果如表 3 所示:

表 3 中国联通、石油在上海、香港、纽约的收益序列在  $q$  取不同值下的修正 R/S 分析的值

样本种类	样本数	$q$					
		1	3	5	8	10	20
中国联通(上海)	1604	1.8611*	1.8643*	1.8658*	1.8742*	1.8754*	1.8766*
中国石油(上海)	412	1.7634*	1.7638*	1.7654*	1.7659*	1.7636*	1.7904*
中国联通(香港)	2233	1.7941*	1.7949*	1.7952*	1.7958*	1.7959*	1.7969*
中国石油(香港)	2282	1.7625*	1.7777*	1.7725*	1.7802*	1.7816*	1.7899*
中国联通(纽约)	2279	1.0796	1.0818	1.0933	1.0989	1.1035	1.1044
中国石油(纽约)	2278	1.3144	1.3226	1.3496	1.3578	1.3781	1.3887

注:用\*表示在 5%的置信水平下显著,5%的临界值约为 1.747。

通过对表 3 的分析,发现在修正的 R/S 分析中,当  $q$  分别取 1, 3, 5, 8, 10, 20 时,中国联通、中国石油在中国上海、香港的日收益率的统计量  $V(q)$  的值均大于在 5%的水平下的临界值,这说明在 95%的置信水平区间内, $V(q)$  的值大于  $V$  的临界值是可信的,即中国联通、中国石油在上海、香港的日收益率序列是具有长期记忆性的;而相比而言,中国联通、中国石油在美国纽约的日收益率的  $V(q)$  的值小于  $V$  的临界值在 5%的水平下是显著的,即中国联通、中国石油在纽约的日收益率序列是不具有长期记忆性的。

## 3. V/S 分析的结果

Giraitis 等(2003)对 KPSS 统计量  $T_N$  进行“中心化”处理,提出了 V/S 统计

$$M_N(q) = \frac{1}{S_{N,q} N^2} \left[ \sum_{k=1}^N \left( \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}) \right)^2 - \frac{1}{N} \left( \sum_{k=1}^N \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_N) \right)^2 \right] \quad (31)$$

这是一种新的比修正 R/S 和 KPSS 统计量更为稳健有效的估计方法。

对样本数据进行 V/S 分析,得出了在  $q$  取 1, 3, 5, 8, 10, 20 时, V/S 统计量  $M_N(q)$  的值。

表 4 中国联通、中国石油在上海、香港、纽约的收益序列在  $q$  取不同值下的 V/S 分析  $M_N(q)$  的值

样本种类	样本数	$q$					
		1	3	5	8	10	20
中国联通(上海)	1604	0.1969*	0.1972*	0.1975*	0.1981*	0.1986*	0.1991*
中国石油(上海)	412	1.1369*	1.1374*	1.2558*	1.2567*	1.2571*	1.2576*
中国联通(香港)	2233	0.1966*	0.1974*	0.1981*	0.1995*	0.2009*	0.2175*
中国石油(香港)	2282	0.1979*	0.1982*	0.1984*	0.1995*	0.2005*	0.2085*
中国联通(纽约)	2279	0.1538	0.1540	0.1543	0.1553	0.1567	0.1745
中国石油(纽约)	2278	0.0948	0.0948	0.0949	0.0953	0.0958	0.1002

注:用\*表示在 5%的置信水平下显著,5%的临界值约为 0.1869。

通过对表 4 的分析,发现在  $q$  分别取 1, 3, 5, 8, 10, 20 的情况下,中国联通、中国石油在美国纽约市场的日收益率的  $V/S$  分析中,  $M_N(q)$  值均小于在 5% 水平下的临界值 0.1869, 这就得出在 95% 的置信区间内, 在不同的  $q$  情况下  $M_N(q)$  的值都是不显著的。当它们取均值时,  $M_N(q)$  也小于临界值 0.1869。这有力地说明了中国联通、中国石油在纽约的日收益率序列是不存在长期记忆性。而中国联通(上海)、中国石油(上海)、中国联通(香港)、中国石油(香港)的日收益率的  $V/S$  分析中,  $M_N(q)$  值均大于在 5% 水平下的临界值 0.1869, 这就得出在 95% 的置信区间内, 在不同的  $q$  情况下  $M_N(q)$  的值都是显著的。即中国联通、中国石油在上海、纽约市场的日收益率序列存在长期记忆性。

#### 4. 标准 GPH 与 tapered GPH 检验

利用 GPH 检验方法, 在  $m=T^{0.5}$ 、 $m=T^{0.525}$ 、 $m=T^{0.55}$ 、 $m=T^{0.575}$ 、 $m=T^{0.6}$  五种情况下, 估计中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的日收益率数据序列的分形度  $d$  值, 构造检验显著性的  $t$  统计量, 结果如表 5、6、7、8、9、10 所示。

表 5 中国联通(上海)日收益率的 GPH 检验结果

样本 T	$m=T^{0.5}$	$m=T^{0.525}$	$m=T^{0.55}$	$m=T^{0.575}$	$m=T^{0.6}$
标准 GPH $d_1$	0.1553* (-2.97)	0.2138* (-3.37)	0.1689* (-3.07)	0.1233* (-2.78)	0.1301* (-2.83)
tapered GPH $d_2$	0.1562* (-3.12)	0.2145* (-1.87)	0.1698* (-1.35)	0.1248* (-2.11)	0.1472* (-2.36)

注:用 \* 表示在 5% 的置信水平下显著, 5% 的临界值约为 1.6701。

表 6 中国石化(上海)日收益率的 GPH 检验结果

样本 T	$m=T^{0.5}$	$m=T^{0.525}$	$m=T^{0.55}$	$m=T^{0.575}$	$m=T^{0.6}$
标准 GPH $d_1$	0.1009* (-2.17)	0.1017* (-2.09)	0.1058* (-2.13)	0.1108* (-2.15)	0.1191* (-4.29)
tapered GPH $d_2$	0.1104* (-4.23)	0.1109* (-2.19)	0.1112* (-1.65)	0.1120* (-2.11)	0.1124* (-2.36)

注:用 \* 表示在 5% 的置信水平下显著, 5% 的临界值约为 1.6701。

表 7 中国联通(香港)的日收益率的 GPH 检验结果

样本 T	$m=T^{0.5}$	$m=T^{0.525}$	$m=T^{0.55}$	$m=T^{0.575}$	$m=T^{0.6}$
标准 GPH $d_1$	0.1036* (-1.96)	0.1160* (-2.67)	0.1311* (-2.83)	0.0952* (-2.59)	0.0958* (-2.2)
tapered GPH $d_2$	0.1042* (-2.12)	0.1170* (-2.34)	0.1343* (-2.41)	0.0964* (-3.12)	0.0968* (-3.24)

注:用 \* 表示在 5% 的置信水平下显著, 5% 的临界值约为 1.6701。

表 8 中国石油(香港)的日收益率的 GPH 检验结果

样本 T	$m=T^{0.5}$	$m=T^{0.525}$	$m=T^{0.55}$	$m=T^{0.575}$	$m=T^{0.6}$
标准 GPH $d_1$	0.1266* (-2.35)	0.1179* (-2.74)	0.1140* (-2.46)	0.1242* (-2.28)	0.1212* (-2.53)
tapered GPH $d_2$	0.1264* (-3.98)	0.1182* (-5.84)	0.1142* (-5.34)	0.1243* (-6.51)	0.1240* (-4.61)

注:用 \* 表示在 5% 的置信水平下显著, 5% 的临界值约为 1.6701。

表9 中国联通(纽约)的日收益率的GPH检验结果

样本 T	m=T*0.5	m=T*0.525	m=T*0.55	m=T*0.575	m=T*0.6
标准 GPH $d_1$	0.043* (-2.35)	0.008* (-2.13)	0.029* (-2.28)	0.075* (-2.57)	0.053* (-2.27)
tapered GPH $d_2$	0.045* (-3.72)	0.009* (-3.25)	0.030* (-2.63)	0.073* (-2.75)	0.051* (-3.71)

注:用\*表示在5%的置信水平下显著,5%的临界值约为1.6701。

表10 中国石油(纽约)日收益率的GPH检验结果

样本 T	m=T*0.5	m=T*0.525	m=T*0.55	m=T*0.575	m=T*0.6
标准 GPH $d_1$	0.0635* (-2.60)	0.084* (-2.76)	0.091* (-2.97)	0.091* (-2.82)	0.069* (-2.68)
tapered GPH $d_2$	0.0641* (-5.24)	0.091* (-5.70)	0.093* (-6.42)	0.095* (-5.64)	0.075* (-4.31)

注:用\*表示在5%的置信水平下显著,5%的临界值约为1.6701。

从表5、6、7、8的检验结果可知,对于中国联通、中国石油在上海、香港的日收益率序列,分形度  $d$  值均大于0,且  $t$  检验基本上都显著,并且在小样本  $m=T*0.5$ (一般采用)的情况下非常明显的,进一步说明利用GPH检验分析方法也证明了中国联通、中国石油在上海、香港的日收益率序列确实存在长记忆性。而表9、10对于中国联通、中国石油在纽约的日收益率序列,标准GPH检验中分形度  $d$  值均在0左右相差不多,且  $t$  检验显著,这也说明了中国联通、中国石油在纽约的日收益率序列确实不存在长期记忆性。

#### (四)中国联通、中国石油在上海、香港与纽约市场的波动序列长记忆性

对中国联通、中国石油在上海、香港与纽约的市场波动性的长期记忆性,分别进行  $V/S$  分析。结合在理论与实证中对收益波动性度量的研究,本文选取了三个典型的波动性度量指标:

$$v_1 = |R_t - \bar{R}|, v_2 = (R_t - \bar{R})^2, v_3 = \log |R_t - \bar{R}|$$

然后,分别运用  $V/S$  分析诊断收益波动性的长期记忆性效应。

经修正  $R/S$  分析,中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的收益波动序列普遍存在显著的长期记忆性。经表11分析,对于三种波动度量方法和不同  $q$  值情形,中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的收益波动序列的修正  $R/S$  的统计量都显著大于5%的临界值1.747,这表明中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的日收益率波动存在显著的长期记忆性。

运用  $V/S$  分析,得出中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的收益波动序列普遍存在非常显著的长期记忆性。对表12分析,对于三种波动度量方法和不同  $q$  值情形,各股指市场的  $V/S$  的统计量均非常显著地大于5%的临界值0.1869,这表明中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的日收益率波动确实存在显著的长期记忆性。另外,  $V/S$  分析中,  $q$  值的选取在研究日收益率波动性要比日收益率序列要显著,这也是今后利用  $V/S$ , 研究日收益率的波动性要注意的问题。

## 四、结论与建议

### (一) 结论

本文选取了中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的日收益率收盘价作为研究对象,样本期最长为2000年6月23日至2009年7月24日,分别运用非参数统计法和半参数估计法诊断各股票市场的日收益率以及三种典型度量的收益波动的长期记忆性。结论如下:

表 11 中国联通、中国石油在上海、香港、纽约的日收益率三种典型波动性长期记忆性的 *RS* 分析

	波动性度量指标	<i>q</i>					
		1	3	5	8	10	20
中国联通 (上海)	$v_1$	6.1272*	5.9902*	6.2311*	6.2087*	6.2926*	6.0864*
	$v_2$	4.0214*	3.8966*	4.6077*	4.5462*	4.5068*	4.0441*
	$v_3$	5.9615*	5.9122*	5.9429*	5.9395*	5.9722*	5.8898*
中国石油 (上海)	$v_1$	2.0644*	2.1744*	2.2949*	2.3549*	2.2747*	2.1738*
	$v_2$	1.432	1.9256*	1.8409*	2.1388*	1.9312*	1.781*
	$v_3$	1.8551*	1.827*	1.9793*	1.9832*	1.9135*	1.8379*
中国联通 (香港)	$v_1$	4.9373*	4.8436*	4.9936*	4.9811*	5.1304*	5.2898*
	$v_2$	3.1414*	2.9523*	3.1691*	3.2916*	3.3615*	3.655*
	$v_3$	4.9177*	4.7606*	4.8869*	4.9128*	5.0087*	5.1497*
中国石油 (香港)	$v_1$	6.4139*	6.3886*	6.5374*	6.5085*	6.7683*	7.0846*
	$v_2$	2.9293*	2.9934*	3.5782*	3.5298*	3.7162*	5.0536*
	$v_3$	6.3769*	6.3412*	6.4203*	6.4171*	6.4582*	6.488*
中国联通 (纽约)	$v_1$	5.286*	5.3318*	5.1619	5.3128	5.2897	5.7207
	$v_2$	2.8609*	3.0224*	2.473*	2.7819*	2.7242*	3.9123*
	$v_3$	4.004*	4.1614*	4.1357*	4.1737*	4.0715*	4.1923*
中国石油 (纽约)	$v_1$	5.9756*	5.9768*	5.8761	5.9422	5.9442	6.2478
	$v_2$	3.579*	3.3466*	3.2974	3.1489	3.1584	3.5535
	$v_3$	5.1229*	5.1585*	5.0729*	5.1835	5.1021	5.1665

注：用\*表示在 5%的置信水平下显著，5%的临界值约为 1.747。

表 12 中国联通、中国石油在上海、香港、纽约的日收益率三种典型波动性长期记忆性的 *VS* 分析

	波动性度量指标	<i>q</i>					
		1	3	5	8	10	20
中国联通 (上海)	$v_1$	14.114*	14.129*	14.147*	14.186*	14.236*	15.136*
	$v_2$	9.0236*	9.0253*	9.0282*	9.0419*	9.0623*	9.4156*
	$v_3$	11.463*	11.485*	11.520*	11.565*	11.5958*	12.118*
中国石油 (上海)	$v_1$	1.8307*	2.0239*	2.3310*	3.3293*	5.1984*	2.1048*
	$v_2$	1.3652*	1.7108*	2.4108*	8.0881*	10.9937*	0.8334*
	$v_3$	1.3645*	1.3915*	1.4293*	1.5311*	1.6547*	6.8231*
中国联通 (香港)	$v_1$	4.3170*	4.3326*	4.3547*	4.3969*	4.4439*	4.7537*
	$v_2$	3.5232*	3.5304*	3.5389*	3.5547*	3.5759*	3.7201*
	$v_3$	3.4028*	3.4072*	3.4156*	3.4368*	3.4576*	3.5897*
中国石油 (香港)	$v_1$	8.5893*	8.6050*	8.6368*	8.920*	9.275*	13.69*
	$v_2$	5.1508*	5.1528*	5.1556*	5.2422*	5.3483*	6.3309*
	$v_3$	5.8781*	5.8893*	5.9178*	6.0454*	6.1780*	7.4090*
中国联通 (纽约)	$v_1$	5.1155*	5.1217*	5.1284*	5.1420*	5.1545*	5.3368*
	$v_2$	4.8793*	4.8810*	4.8830*	4.8865*	4.8892*	4.9329*
	$v_3$	1.9256*	1.9279*	1.9306*	1.9375*	1.9454*	2.0324*
中国石油 (纽约)	$v_1$	11.862*	11.871*	11.883*	11.919*	11.945*	12.533*
	$v_2$	10.183*	10.1866*	10.1921*	10.208*	10.222*	10.564*
	$v_3$	4.6115*	4.6173*	4.6237*	4.6384*	4.6490*	4.8011*

注：用\*表示在 5%的置信水平下显著，5%的临界值约为 0.1869。

对中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的日收益率序列进行正态性检验,表明各股指市场的日收益率都不符合正态性分布。

中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的日收益率序列,表现出明显的尖峰和胖尾态势,同时 JB 检验统计量估计值远远大于 1%、5%对应的临界值(分别为 5.9915 和 9.2103)。这一切均表明以上各股票市场市场的日收益率序列可能具有长期记忆性。

2. 利用经典  $R/S$  对以上股票市场日收益率进行分析,得到:中国联通、中国石油在上海、香港、纽约市场的日收益率的 Hurst 指数分别约为 0.6697、0.5925、0.5983、0.5916、0.5385、0.5596。

由此可知只有中国联通、中国石油在纽约市场的 Hurst 指数非常接近 0.5,其它股指的 Hurst 指数均大于 0.5。这表明中国联通、中国石油在纽约市场不具有长期记忆性,在上海、香港均具有长期记忆性。

3. 运用修正  $R/S$ 、 $V/S$  分析,对于  $q$  分别取 1, 3, 5, 8, 10, 20 进行多个较全面的比较分析,得出:

当  $q$  分别取 1, 3, 5, 8, 10, 20, 30 时,中国联通、中国石油在上海、香港的日收益率的统计量  $V(q)$  的值均大于在 5%的水平下的临界值,这说明在 95%的置信水平区间内, $V(q)$  的值大于  $V$  的临界值是可信的,即中国联通、中国石油在上海、香港市场的日收益率序列是具有长期记忆性的。而相比而言,中国联通、中国石油在纽约市场日收益率的  $V(q)$  的值均小于  $V$  的临界值在 5%的水平下是显著的,即中国联通、中国石油在纽约市场的日收益率序列是不具有长期记忆性的。

4. 利用 GPH、tapered GPH 检验方法,在  $m=T^{0.5}$ 、 $m=T^{0.525}$ 、 $m=T^{0.55}$ 、 $m=T^{0.575}$ 、 $m=T^{0.6}$  五种情况下,估计各大股指市场的日收益率数据序列的分形度  $d$  值,构造检验显著性的  $t$  统计量。

中国联通、中国石油在上海、香港市场的日收益率序列,分形度  $d$  值均大于 0,且  $t$  检验基本上都显著,并且在小样本  $m=T^{0.5}$ (一般采用)的情况下非常明显的,进一步说明利用 GPH 检验分析方法也证明了中国联通、中国石油在上海、香港市场的日收益率序列确实存在长记忆性。对于中国联通、中国石油在纽约市场的日收益率序列,标准 GPH 检验中分形度  $d$  值均在 0 左右,且  $t$  检验都非常不显著,这也有力地说明了 S&P500、DJI 股指的日收益率序列确实不存在长期记忆性。

5. 针对以上各股票市场波动性的长期记忆性,进行  $V/S$  分析。结合在理论与实证对收益波动性度量的研究,本文选取了三个典型的波动性度量指标:  $|R_t - \bar{R}|$ 、 $(R_t - \bar{R})^2$  和  $\log |R_t - \bar{R}|$ ,进行长期记忆性诊断。

对表 11、12 分析,对于三种波动度量方法和不同  $q$  值情形,以上各股票市场的  $V/S$  的统计量都显著大于 5%的临界值 0.1869,这表明各股票市场的日收益率波动存在显著的长期记忆性。

## (二) 讨论与建议

长期记忆特征对于系统非线性结构的确定以及市场有效性的研究具有重要的意义,即具有长期记忆性表示开始的事件会对以后较长一段时间的股指变化产生影响,具有长期记忆性的股票市场效率是有待于提高的。

通过以上分析得出的结论来看,美国的纽约市场是最有效率的,而中国的上海股票市场效率最低。这充分说明,向美国这样资本可以在股票市场自由流动发达国家,股票市场的 Hurst 指数一般都在 0.5 左右,经过较长时间的发展,股指市场法律法规比较健全,各种投资组合策略比较发达,效率比较高。而像中国上海、香港市场虽然也是金融发展比较好的市场,其 Hurst 指数一般在 0.6 左右,说明由于股票市场的相关制度不健全、机构投资者一般为中小股民,其风险管理差,不能从其投资组合中获得最佳的风险/回报平衡等等一系列原因,导致股指市场出现非线性特征、市场效率偏低。特别对于新兴加转轨的中国股市,制度建设应放在核心位置,政策制定者应该考虑长期记忆性的问题,建议短期内尽快完善 A 股的做空机制。

## 参考文献

- 陈梦根(2003):《中国股市长期记忆效应的实证研究》,《经济研究》,第3期。
- 戴国强、徐龙炳、陆蓉(1999):《国际汇率波动的非线性探索及其政策意义》,《国际金融研究》,第10期。
- 何兴强(2005):《沪深 A、B 股市场收益的长期记忆——基于修正 R/S 和 GPH 的经验分析》,《中山大学学报(社会科学版)》,第2期。
- 何兴强、李仲飞(2006):《上证股市收益的长期记忆:基于 V/S 的经验分析》,《系统工程理论与实践》,第12期。
- 华仁海、陈百助(2004):《我国期货市场期货价格收益及波动方差的长记忆性研究》,《金融研究》,第2期。
- 罗登跃(2005):《中国股市收益率与波动性长期记忆效应的检验》,《统计与决策》,第10期。
- 罗登跃、王玉华(2005):《上海股市收益率和波动性长记忆特征实证研究》,《金融研究》,第11期。
- 施红俊、马玉林、陈伟忠(2004):《中国股市长记忆性实证研究》,《同济大学学报》,第3期。
- 史永东(2000):《中国股票市场股票收益持久性的经验分析》,《世界经济》,第11期。
- 徐梅、张世英(2005):《基于小波分析的金融波动分析》,《系统工程理论与实践》,第2期。
- 余俊、姜伟、龙琼华(2007):《国际股票市场收益率和波动率的长期记忆性研究》,《财贸研究》,第5期。
- 余俊、方爱丽、熊文海(2008):《国际股票市场收益的长记忆性比较研究》,《中国管理科学》,第4期。
- 张晓莉、严广乐(2007):《中国股票市场长期记忆特征的实证研究》,《系统工程学报》,第2期。
- 庄新田、庄新路、田莹(2003):《Hurst 指数及股市的分形结构》,《东北大学学报》,第9期。
- Assaf, A. (2006): "Dependence and Mean Reversion in Stock Prices: The Case of the MENA Region", *Research in International Business and Finance*, 3, 286-304.
- Battena, J. A., Ellis, C. A. and Fethertson, T. A. (2008): "Sample period Selection and Long-term Dependence: New Evidence from the Dow Jones Index", *Chaos, Solitons & Fractals*, 5, 1126-1140.
- Berg, L. and Lyhagen, J. (1998): "Short and Long-Run Dependence in Swedish Stock Returns", *Applied Financial Economics*, 4, 435-443.
- Cheung, Y.W. (1993): "Long Memory in Foreign-Exchange Rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, 93-101.
- Geweke, J. and Porter-Hudak, S. (1983): "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221-238.
- Giraitis, L., Kokoszkab, P., Leipusc, R. and Teyssiere, G. (2003): "Rescaled Variance and Related Tests for Long Memory in Volatility and Levels", *Journal of Econometrics*, 2, 265-294.
- Greene, M. T. and Fielitz, B. D. (1977): "Long-term Dependence in Common Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 3, 339-349.
- Hurst, H.E. (1951): "Long-term Storage Capacity of Reservoirs", *American Society of Civil Engineers*, 116, 770-799.
- Kasman, A., Kasman, S. and Torun, E. (2009): "Dual Long Memory Property in Returns and Volatility: Evidence from the CEE Countries' Stock Markets", *Emerging Markets Review*, 2, 122-139.
- Künsch, H. (1986): "Discrimination between Monotonic Trends and Long-Range Dependence", *Journal of Applied Probability*, 4, 1025-1030.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lee, D. and Schmidt, P. (1996): "On the Power of the KPSS Test of Stationarity against Fractionally-Integrated Alternatives", *Journal of Econometrics*, 1, 285-302.
- Lee, H. S. and Amsler, C. (1997): "Consistency of the KPSS Unit Root Test against Fractionally Integrated Alternative", *Economics Letters*, 2, 151-160.
- Lo, A. W. (1991): "Long-Term Memory in Stock Market Prices", *Econometrica*, 5, 1279-1313.
- Mandelbrot, B. (1960): "Pareto-levy Law and the Distribution of Income", *International Economic Review*, 2, 79-106.
- McAleer, M. and Medeiros, M. C. (2008): "A Multiple Regime Smooth Transition Heterogeneous Autoregressive Model for Long Memory and Asymmetries", *Journal of Econometrics*, 1, 104-119.
- Oh, G., Kim, S. and Eom, C. (2008): "Long-term Memory and Volatility Clustering in High-frequency Price Changes", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 387, 1247-1254.
- Peters, E. (1994): "Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics", New York: John Wiley & Sons Inc.
- Serletis, A. and Rosenberg, A. A. (2009): "Mean Reversion in the US Stock Market", *Chaos, Solitons and Fractals*, 4, 2007-2015.
- Sibbertsen, P. (2003): "Log-periodogram Estimation of the Memory Parameter of a Long-memory Process under Trend", *Statistic & Probability Letters*, 3, 261-268.
- Sibbertsen P. (2004): "Long Memory in Volatilities of German Stock Returns", *Empirical Economics*, 3, 477-488.
- Wu, P. T. and Shieh, S. J. (2007): "Value-at-Risk Analysis for Long-term Interest Rate Futures: Fat-tail and Long Memory in Return Innovations", *Journal of Empirical Finance*, 2, 248-259.

(责任编辑:罗 滢)