

基于 STFIGARCH 模型的权证定价研究

邹 平, 肖庆宪

(上海理工大学 管理学院, 上海 200093)

摘要: 为了更好地研究权证市场, 基于 FIGARCH 与 STGARCH 模型, 提出一种新的 GARCH 族模型——STFIGARCH 模型. 首先, 对所选取的两支个股收益率序列进行 ARCH 效应检验与长记忆的 R/S 检验, 并建立 FIGARCH 模型与 STFIGARCH 模型进行比较研究, 结果显示波动的长记忆性和非对称性是共存的. 接着, 在波动性分析的基础上, 建立了 FIGARCH 期权定价模型 (FIGARCH-M) 与 STFIGARCH 期权定价模型 (STFIGARCH-M). 研究表明: STFIGARCH-M 定价结果较好; 权证市场在权证发行初期偏向于被高估, 随着行权日越临近, 权证价格也逐步回归模型的理论价格.

关键词: 信息冲击曲线; R/S 检验; DM 检验; STFIGARCH 期权定价模型

中图分类号: F 830

文献标志码: A

Option Pricing Based on STFIGARCH Model

ZOU Ping, XIAO Qin-xian

(Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China)

Abstract: Based on FIGARCH and STGARCH model, a new kind of asymmetric GARCH family model, called STFIGARCH, was introduced to study the warrants market. First of all, the autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH) effect and the long memory rescaled range (R/S) of two stocks' daily return series were tested. A fractionally integrated GARCH (FIGARCH) model and a smooth transition FIGARCH (STFIGARCH) model were established and the estimations by these two models were compared and analysed. The results show that there may co-exist both long memory and smooth transition type nonlinearities. Then, the FIGARCH and STFIGARCH option pricing model were established. The empirical results show that the STFIGARCH option pricing model is better than the FIGARCH option pricing model. However, the warrants market tends to be overestimated in the early warrants duration, and with the date of exercise being closer, the price of the Warrants get closer to the theoretical price of model.

Key words: new impact curve; R/S test; DM test; STFIGARCH option pricing model

收稿日期: 2012-12-03

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(11171221); 上海市一流学科(系统科学)建设资助项目(XTKX2012)

第一作者: 邹 平(1986-), 男, 硕士研究生. 研究方向: 数量经济学. E-mail: hubeizouping@126.com

通讯作者: 肖庆宪(1956-), 男, 教授. 研究方向: 金融工程、数量经济学. E-mail: qxiao@163.com

1 文献综述

1.1 波动理论

人们对利空消息的反应程度常高于对好消息的反应程度,金融时间序列的显著特征之一就是波动对冲击的非对称反应. 负的冲击相比正的冲击,产生更大的波动,即“杠杆效应”. 为了衡量波动的非对称性,有许多模型被提出:如 Nelson^[1] 提出 EGARCH 模型, Glosten 等^[2] 提出 GJR 模型, Engle^[3] 提出 AGARCH 模型等. 但是用信息冲击曲线(Engle 和 Ng^[4])来分析信息冲击对波动的影响,所有这些模型只有两种状态:正的冲击产生低波动和负的冲击产生高波动. Hagerud^[5], Lee 和 Degennaro^[6], Lubrano^[7] 扩展了这类模型,在方差方程中引入平滑转移函数,提出了 STGARCH 模型来衡量波动性. STGARCH 模型在两个状态之间,还允许中间状态的平滑移动. STGARCH 模型的方差方程在本质上是一个 ARMA 过程,不能反映波动的长记忆性.

Dacorogna 等^[8] 和 Ding 等^[9] 的研究发现,收益率的平方序列与收益率的绝对值序列均存在长期自相关,这意味着波动具有长记忆性. Baillie 等^[10] 提出用 FIGARCH 模型来刻画波动的长记忆性,并被广泛应用. 但是 FIGARCH 模型的信息冲击曲线是对称的,不能反映波动的非对称性,与事实不符.

Kilic^[11] 在 FIGARCH 模型中引入平滑转移函数,提出 STFIGARCH 模型来同时刻画波动的长记忆性和非对称性,其在 FIGARCH 模型的条件方差过程中允许非线性动态和非对称性,并引入了平滑转移参数. STFIGARCH 模型实际上就是 FIGARCH 模型和 STGARCH 模型的综合,可以通过伪极大似然估计(QML)来估计参数. 通过模拟仿真发现,当 STFIGARCH 模型是真实模型时,用 FIGARCH 模型进行参数估计会产生较大的偏差和标准差. 对 Canadian Dollar/USA Dollar, Japaneses Yen/USA Dollar, Swiss Francs/USA Dollar 和 British Pound/USA Dollar 这 4 种汇率,以及 S&P 500 和 ISE 100 股指收益率的实证研究发现,STFIGARCH 模型优于 FIGARCH 模型,非对称性和长记忆性是并存的.

1.2 定价理论

Black 等^[12] 和 Merton^[13] 开创性地提出 Black-Scholes 期权定价模型,开启了期权定价研究的大门. Black-Scholes 模型有许多缺陷,它的一个重要假设是波动率为常数. 期权定价模型在波动异方差性

上的拓展,根据其所指定的波动率函数的特点,大致可以分为两类:一类是确定波动率模型,将波动率作为标的股票价格序列的函数,如 Schroder^[14] 使用的方差为常数弹性的 CEV 模型,以及国内学者王植祥等^[15] 研究期权定价所使用的 Lattice 方法等;二是随机波动率模型,通过指定描述瞬时资产波动率动态的外生过程建立期权定价模型,如 Hull 等^[16] 提出了著名的随机波动性 SV 模型. 但是,实际应用中这些模型的困难之处在于波动是不可观察的.

Duan^[17] 对风险中性进行了扩展,提出了局部风险中性关系(LRNVR)在风险中性测度和物理测度之间进行变换,并且由此在 GARCH 模型的框架下构建了欧式期权定价的理论基础. Duan 对 GARCH 期权定价模型进行了大量的实证分析,结果表明 GARCH 期权定价模型纠正了 Black-Scholes 模型的定价偏差. Black-Scholes 模型是 GARCH 期权定价模型的同方差资产收益过程的一个特例.

本文首先用 STFIGARCH 模型对个股波动的长记忆性和非对称性同时进行研究. 然后,在 Duan 期权定价理论框架下,建立了 STFIGARCH 期权定价模型来研究国内权证定价.

2 GARCH 族模型及其期权定价模型

2.1 FIGARCH 及其权证定价模型

GARCH 过程和 IGARCH 过程所描述的指数式递减与永久持续性都太具有限制性,严格地按照某一种模型理论来进行研究都没有多大的现实意义. 不同于短记忆的 GARCH 模型和永久记忆的 IGARCH 模型, Baillie^[10] 用分形差分算子来代替 IGARCH 模型中的一阶滞后算子, FIGARCH 模型的方差方程为

$$\varphi(L)(1-L)^d u_t^2 = w + \beta(L) v_t \quad (1)$$

式中, L 表示延迟算子; u_t 代表随机扰动项; d 表示分数差分算子; w 为常数, $w > 0$; $v_t = u_t^2 - \sigma_t^2$, σ_t^2 表示方差;

$\varphi(L) = 1 - \sum_{i=1}^q \varphi_i L^i$, $\beta(L) = 1 - \sum_{i=1}^p \beta_i L^i$, φ_i 与 β_i 为常系数, q 与 p 为常数. $\varphi(L)$ 和 $\beta(L)$ 的所有特征根都在单位圆外,式(1)可进一步表示为

$$\sigma_t^2 = w/\beta(1) + \left[1 - \frac{\varphi(L)}{\beta(L)}(1-L)^d\right] u_t^2 = w/\beta(1) + \lambda(L) u_t^2 \quad (2)$$

式中, $\lambda(L) = \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \dots, \lambda_1, \lambda_2 \dots$ 为常系数.

当 $0 < d < 0.5$ 时, u_t^2 是平稳的, $\{u_t^2\}$ 是一个单整序列 $I(d)$ 过程, 进一步若 u_t 的四阶矩存在, 则该模型中 u_t^2 的自相关函数(ACF)为

$$\gamma_k = \text{corr}(u_t^2, u_{t-k}^2) = \frac{\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)} \cdot \frac{\Gamma(k+d)}{\Gamma(k+1-d)} \approx \frac{\Gamma(1-d)}{\Gamma(d)} k^{2d-1} \quad (3)$$

其中, $\Gamma(\cdot)$ 表示 Γ 函数, k 表示两个随机扰动值之间的间隔长度.

可以看出波动率序列以双曲率衰减, 呈现模型的长记忆性. FIGARCH 模型的局限性在于, 其信息冲击曲线是以 y 轴为中心对称分布的, 同样大小的正、负冲击产生同样的波动, 没有考虑波动的“杠杆效应”.

根据文献[17], 可利用 LRNVR 转换成 Q 测度下的 FIGARCH(1, d , 1) 期权定价模型为

$$\left. \begin{aligned} \ln \frac{S_t}{S_{t-1}} &= r - \frac{1}{2} h_t + \xi_t \\ \xi_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ (1 - \beta L) h_t &= w + (1 - \beta L - \varphi(L) \cdot \\ &\quad (1 - L)^d) (\xi_t - \lambda \sqrt{h_t})^2 \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

式中, S_t 表示 t 时期的股票价格; r 表示无风险利率; h_t 表示方差; Ω_{t-1} 表示 $t-1$ 期的信息集合; ξ_t 表示 Q 测度下服从正态分布的随机变量, 且 $E(\xi_t) = 0$; λ 表示单位风险溢价; β 为常系数; $\varphi(L) = 1 - \varphi L$, φ 为常系数.

根据该模型, 标的价格为

$$S_T = S_t \exp \left(r(T-t) - \frac{1}{2} \sum_{i=t+1}^T h_i + \sum_{i=t+1}^T \xi_i \right) \quad (5)$$

式中, T 表示看涨期权的到期时间.

对应的看涨期权价格为

$$C_{\text{FIGA}} = e^{-r(T-t)} E^Q[\max(S_T - X, 0) | \Omega_t] \quad (6)$$

式中, X 表示看涨期权的执行价格, $E^Q(\cdot)$ 表示 Q 测度下的均值.

式(4)中, GARCH 期权定价模型的解析解是不存在的, 对该期权价格可以用蒙特卡罗模拟的方法进行计算, 得到

$$\hat{C}_{\text{FIGA}} = e^{-r(T-t)} \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \max(S_T - X, 0) \quad (7)$$

式中, $\hat{C}_{\text{FIGA}}$ 表示式(6)中 C_{FIGA} 的估计值, M 表示蒙特卡罗模拟的次数.

2.2 STGARCH(1, d , 1)模型

STGARCH 模型是 EGARCH 模型、GJR 模型与

AGARCH 模型等非对称模型的扩展, 有多种设定形式. Hagerud^[5]在 ARCH 项中引入平滑转移, 其方差方程为

$$\sigma_t^2 = w + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha u_{t-1}^2 (1 - G(z_{t-s}, \gamma, c)) + \alpha^* u_{t-1}^2 G(z_{t-s}, \gamma, c) \quad (8)$$

式中, β, α, α^* 为系数; $G(z_{t-s}, \gamma, c)$ 代表逻辑转移函数; c 表示门限参数; γ 表示转移参数; z_{t-s} 表示转移变量. $G(z_{t-s}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(z_{t-s} - c))}$,

$\gamma > 0$, z_{t-s} 一般取 u_{t-1} . 易知, $0 \leq G(\cdot) \leq 1$. γ 越大, 转移函数 $G(\cdot)$ 变化越快. 当 $\gamma \rightarrow \infty$ 时, 转移函数在 0 和 1 间突变, 此时 STGARCH 模型变成 TARCH 模型. 可见 TARCH 模型实际上是 STGARCH 模型在 $\gamma \rightarrow \infty$ 时的一个特例.

该模型可以表示成下面的形式, 即

$$\{1 - \beta L - \alpha[1 - G(z_{t-s}, \gamma, c)]L - \alpha^* G(z_{t-s}, \gamma, c)L\} u_t^2 = w + (1 - \beta L) v_t^2 \quad (9)$$

式中, $v_t^2 = u_t^2 - \sigma_t^2$, 因此该 STGARCH 模型实际上是一个短记忆的 ARMA 过程, 仅对波动的非对称性有所考虑, 而忽略了波动的长记忆性.

为了同时考虑波动的非对称性和条件方差本身的非对称性, Anderson 等^[18]在 ARCH 项和 GARCH 项中同时引入平滑转移函数, 如式(10)所示, 即

$$\sigma_t^2 = (w + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha u_{t-1}^2 (1 - G(z_{t-s}, \gamma, c)) + (w^* + \beta^* \sigma_{t-1}^2 + \alpha^* u_{t-1}^2) G(z_{t-s}, \gamma, c)) \quad (10)$$

2.3 STFIGARCH 及其权证定价模型

本文在 FIGARCH(1, d , 1) 的 GARCH 和 ARCH 项同时引入逻辑转移函数, 即

$$\varphi(L)(1 - L)^d u_t^2 = [1 - \beta(1 - G(z_{t-s}, \gamma, c))L - \beta^* G(z_{t-s}, \gamma, c)L] v_t^2 \quad (11)$$

式中, $\varphi(L) = 1 - \varphi L$, φ 为系数; 系数 β 和 β^* 表示波动动态参数; $v_t^2 = u_t^2 - \sigma_t^2$; $0 < d < 1$. 当 $z_{t-s} \rightarrow \infty$, $G(\cdot) \rightarrow 1$, 此时模型变成波动动态参数为 β^* 的 FIGARCH(1, d , 1) 模型. 当 $z_{t-s} \rightarrow -\infty$, $G(\cdot) \rightarrow 0$, 此时模型变成波动动态参数为 β 的 FIGARCH(1, d , 1) 模型. 若 $z_{t-s} \rightarrow c$, 此时模型变成波动动态参数为 $\frac{\beta + \beta^*}{2}$ 的 FIGARCH(1, d , 1) 模型.

式(11)可进一步表示为

$$\sigma_t^2 = w + \beta(1 - G(z_{t-s}, \gamma, c))\sigma_{t-1}^2 + \beta^* G(z_{t-s}, \gamma, c)\sigma_{t-1}^2 + [1 - \beta(1 - G(z_{t-s}, \gamma, c))L - \beta^* G(z_{t-s}, \gamma, c)L - (1 - \varphi L)(1 - L)^d] u_t^2 \quad (12)$$

从而得到 STFIGARCH 模型的 ARCH(∞) 表示, 即

$$\sigma_t^2 = \frac{w}{1 - \beta(1 - G(z_{t-s}, \gamma, c) - \beta^* G(z_{t-s}, \gamma, c))} + \left[1 - \frac{(1 - \varphi L)(1 - L)^d}{1 - \beta(1 - G(z_{t-s}, \gamma, c))L - \beta^* G(z_{t-s}, \gamma, c)L} \right] w_t^2 \quad (13)$$

动态参数 β, β^* 和 $\frac{\beta + \beta^*}{2}$ 分别对应该模型的高端状态、低端状态和中间状态. Conrad 等^[19]得到了该波动过程在某状态下的非负条件. 例如, 在 $G(\infty, \gamma, c) \rightarrow 1$ 状态下, 该波动过程的非负条件为 $w > 0, 0 \leq \varphi \leq (1 - d)/2, \lambda_1^* = d + \varphi - \beta^* \geq 0$. 注意 $0 \leq G(\cdot) \leq 1, \beta(1 - G) + \beta^* G$ 是 β 和 β^* 的复合形式, 因此可以推导出该条件波动过程的非负条件为 $w > 0, 0 \leq \varphi \leq (1 - d)/2, \beta \geq 0, \beta^* \leq d + \varphi$.

根据文献^[17], 在 STFI - GARCH 模型中可利用 LRNV 转换成 Q 测度下期权证定价模型为

$$\left. \begin{aligned} \ln \frac{S_t}{S_{t-1}} &= r - \frac{1}{2} h_t + \xi_t \\ \xi_t | \Omega_{t-1} &\stackrel{Q}{\sim} N(0, h_t) \\ (1 - \varphi L)(1 - L)^d (\xi_t - \lambda \sqrt{h_t})^2 &= \\ [1 - \beta(1 - G(z_{t-s}, \gamma, c))L - \beta^* G(z_{t-s}, \gamma, c)L] [(\xi_t - \lambda \sqrt{h_t})^2 - h_t] \end{aligned} \right\} \quad (14)$$

以后的定价步骤与 FIGARCH 期权定价方法相同, 不再重述.

3 研究方法

3.1 STFIGARCH 模型的估计

Kilic^[11]用伪极大似然估计(QML)方法估计 STFIGARCH 模型的参数. 模型在高斯过程下的对数似然函数为

$$\ln \{L(\theta, y_1, \dots, y_T)\} = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | Y_{t-1}, \theta) = \sum_{t=1}^T l_t = -0.5 T \ln(2\pi) - 0.5 \sum_{t=1}^T \{\ln(\sigma_t^2) + y_t^2 \sigma_t^{-2}\} \quad (15)$$

式中, Y_t 表示观测向量; y_t 表示预测向量; θ 为参数向量; $f(\cdot)$ 是概率密度函数; l_t 表示概率密度函数的对数. 式(15)在参数向量 $\theta = (w, d, \varphi, \beta, \beta^*, \gamma, c)'$ 处取最大值.

采用 Berndt 等^[20]提出的 BHHH 算法估计参数 $\theta = (w, d, \varphi, \beta, \beta^*, \gamma, c, \nu)$, 使拟极大似然估计函数(QMLE)最大, 其中 ν 是参数在 T 分布下的自由度. QMLE 估计量的渐进分布如下

$$N^{1/2}(\hat{\theta} - \theta_0) \rightarrow N(0, A(\theta_0)^{-1} B(\theta_0) A(\theta_0)^{-1}) \quad (16)$$

式中, N 是样本数; θ_0 是参数的真实值; $A(\theta_0)$ 是

Hessian 矩阵; $B(\theta_0)$ 是在 θ_0 处的梯度.

3.2 DM 检验

Diebold 等^[21]提出 DM 检验, 对不同预测模型之间的相对预测能力进行比较. DM 的假设分述如下:

$$H_0: E(g(e_{A,t}) - g(e_{B,t})) = 0$$

$$H_1: E(g(e_{A,t}) - g(e_{B,t})) \neq 0$$

其中, $g(e_{A,t}), g(e_{B,t})$ 分别是模型 A 和模型 B 预测误差的函数. 令 $g = g(e_{A,t}) - g(e_{B,t})$, 则 g 被称为损失函数. 考虑一条样本路径 $\{g\}_{t=1}^T$, 如果该差分序列是协方差平稳和短记忆的, 则可以推导出样本损失差分的渐进分布. 构造 DM 检验统计量为

$$DM = \frac{\bar{g}}{\sqrt{\frac{2\pi \hat{f}_g(0)}{T}}} \rightarrow N(0, 1) \quad (17)$$

式中, $\bar{g}$ 是样本损失差分的均值, 即 $\bar{g} = \sum_{t=1}^T g_t$; 而 $\hat{f}_g(0)$ 表示序列 $\{g\}$ 的零点谱密度.

4 实证分析

4.1 源数据与处理

我国权证市场自 2005 年 8 月宝钢权证开始上市交易, 到 2011 年 8 月最后一支权证四川 CWB1 合约期满, 历时 5 年, 期间一度成为世界上交易最为活跃的市场. 对这些宝贵的历史数据进行分析, 有助于深入理解我国的权证定价机制. 由于我国上市权证数量较多, 作为分析方法上的一种探索, 本文仅选取了长电 CWB1 与侨城 HQC1 两支权证, 其基本情况如表 1 所示(见下页). 数据来源于中信证券交易软件. 收益序列采用收盘价格的对数差分乘以 100 求得, 即

$$r_t = 100(\log(p_t) - \log(p_{t-1})) \quad (18)$$

式中, r_t 代表第 t 期的收益率; p_t 代表第 t 期的股票价格指数.

4.2 平稳性检验和 ARCH 效应检验

为了消除非平稳性对实证结果的影响, 采用 ADF 方法对指数收益率序列进行平稳性检验. 由 EViews 软件求得 P 值均为 0, 因此该收益率序列是平稳的, 不存在单位根现象. 从图 1(见下页)可以直观地看出, 收益率的大幅度波动和小幅度波动常常集中在不同的时段, 初步判断该收益率序列存在波动的集聚性特征. 为了确定波动的集聚性, 对收益

表 1 基本信息
Tab.1 Basic information

权证名称	权证类型	发行日	截止日	标的证券	起始日	截止日
长电	欧式认购	2006-05-25	2007-05-17	长江电力	2003-11-18	2007-05-17
侨城	欧式认购	2006-11-24	2007-11-16	华侨城 A	2003-07-25	2007-11-23

率进行滞后 5 阶的 ARCH-LM 检验得到该值大于 $\chi^2_{0.001}(5)$. 在 1% 的置信水平下, 拒绝原假设, 表明收益率存在条件异方差现象, 适合采用 GARCH 模型族.

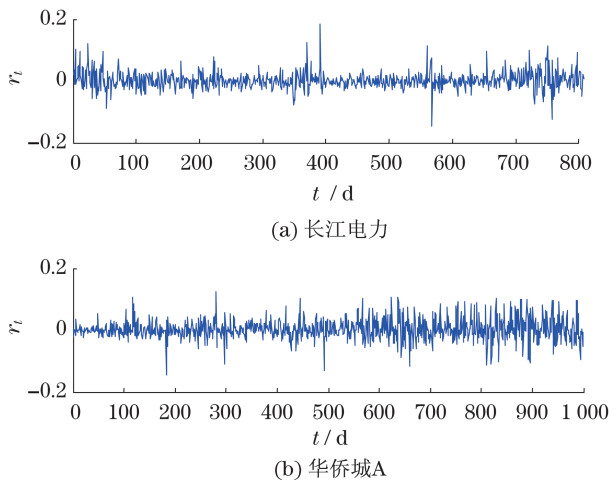


图 1 长江电力与华侨城 A 的收益率序列图
Fig.1 Daily return series of Yangtze power and OCT's

4.3 收益率绝对值的重标极差 (R/S) 统计量分析与 Hurst 指数

由图 2 可知, 利用 R/S 分析法进行检验时, 长江电力的 Hurst 指数为 0.697, 而华侨城 A 的 Hurst 指数为 0.69, 均大于 0.5, 这说明波动的替代指标收益率的绝对值序列表现出较强的长记忆性, 从而可以认为收益的波动率呈现较强的长记忆性. 图中, $\ln N$ 表示时间序列观测数的对数值, A 表示 R/S 统计量的对数值, R 是统计量相关系数.

4.4 参数估计

表 2 列出了 STFIGARCH 期权定价模型 (STFIGARCH-M) 与 FIGARCH 期权定价模型 (FIGARCH-M) 的参数值及其标准差. 由该表可以发现, 无论是 FIGARCH 模型还是 STFIGARCH 模型, 分整参数 d 的取值都在 0.2~5.8 之间, 这说明个股波动具有长期记忆性. 从最大似然值、AIC 准则和 BIC 准则方面看, STFIGARCH 模型均优于 FIGARCH 模型. 与 Kilic^[11] 对 S&P 500 和 ISE 100 的研究结果类似, 长江电力的转移参数 $\gamma = 2.057 5$, 深证股指的转移参数 $\gamma = 1.986 6$, 均不太

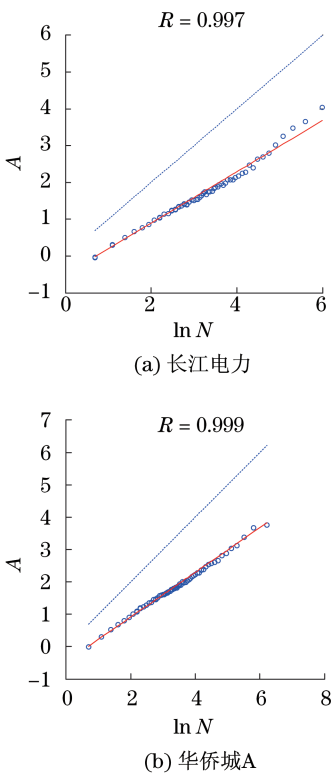


图 2 绝对值序列的 R/S 分析
Fig.2 R/S analysis of absolute value sequence's

大, 这说明个股波动状态变换是较为平滑的. 对于长江电力来说, 由于 $\beta > \beta^*$, 门限参数 $c = 5.817 1$, 当 $u_t > c$ 时代表正的外部冲击 (好消息), 并且造成较大的股票波动, 显示出“反向杠杆效应”. 而对于华侨城 A, $\beta < \beta^*$, 门限参数 $c = 2.361 5$, 当负的外部冲击 $u_t < c$ 时, 造成较大的股票波动, 显示出“杠杆效应”.

4.5 期权定价模型结果比较

模型的推导过程中并没有考虑太多现实中的交易成本问题和市场操纵问题, 而是适用了 B-S 期权定价模型的假设条件. 分别利用前面的两种定价模型对两支权证自上市之日起存续期间的 235 和 220 个价格数据进行预测, 然后与市场价格相比较. 通过均方误差 (MSPE) 和平均绝对值误差 (MAPE) 来检验模型预测波动的精度和能力, 分别为: $W_{MSPE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (h_t - \sigma_t^2)^2$, $W_{MAPE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |h_t - \sigma_t^2|$. 对

表 2 各模型估计结果
Tab.2 Models' estimation results

参数	长江电力		华侨城 A	
	FIGAR(1,1)	STFIGAR(1,1)	FIGAR(1,1)	STFIGAR(1,1)
w	0.000 1 (\)	0.000 2 (\)	0.000 3 (\)	0 (\)
φ	0.152 5 (0.014 14)	0.152 5 (0.306 76)	0.379 3 (0.138 2)	0.327 1 (0.226 72)
d	0.573 1 (0.191 83)	0.573 2 (0.389 39)	0.241 5 (0.051 0)	0.345 7 (0.106 30)
β	0.651 50 (0.150 33)	0.651 6 (0.275 32)	0.497 1 (0.125 3)	0.541 6 (0.311 93)
β^*		0.323 5 (0.067 82)		0.564 (0.534 60)
γ		2.057 5 (0.915 97)		1.986 6 (1.692 31)
c		5.817 1 (1.336 15)		2.361 5 (0.979 64)
λ	-0.026 4 (0.320 8)	0.027 8 (0.167 3)	-0.170 7 (0.285 1)	-0.172 7 (0.194 6)
LL	-1 799.8	-1 752.6	-2 929.1	-2 850.6
AIC	4.472 9	4.365 8	5.874 1	5.724 9
SC	4.501 9	4.418 1	5.898 6	5.769 1

注: LL 为对数似然值, $AIC = -2LL/T + 2(K + 1)/T$, $SC = -2LL/T + [(K + 1)\ln T]/T$, K 为变量个数.

W_{MSPE} 与 W_{MAPE} 进行 DM 检验, 结果见表 3. 可以看出 STFIGARCH-M 的预测误差比 FIGARCH-M 要小, 与实际数据更匹配. 而统计量分别在 5%, 15% 及 12% 的统计性水平上不为零, STFIGARCH-M 要优于 FIGARCH-M 模型, 因此用 STFIGARCH-M 来对我国的个股权证进行定价是适宜的.

表 3 权证预测结果比较

Tab.3 Comparison of option pricing estimation results

权证名称	参数	FIGARCH-M	STFIGARCH-M	DM	P 值
长电	W_{MSPE}	0.837 4	0.577 3	2.56	0.010 5
	W_{MAPE}	0.783 8	0.632 9	2.23	0.025 7
侨城	W_{MSPE}	11.042 9	9.903 1	1.66	0.096 9
	W_{MAPE}	2.682 2	2.527 2	1.43	0.152 7

观察图 3, 无论是 STFIGARCH-M 还是 FIGARCH-M, 权证定价拟合值比权证的实际值要小. 这可能是由于我国权证数量有限, 供应量太小, 创设机制对券商的要求较高, 限制了权证的有效供应量, 以及不存在卖空机制, 投资者无法通过套利操作使权证价格回归合理价位, 影响了模型定价的合

理性. 但是随着行权日越靠近, 股票价格的不确定性越来越小, 权证价格逐步回归到模型的理论价格.

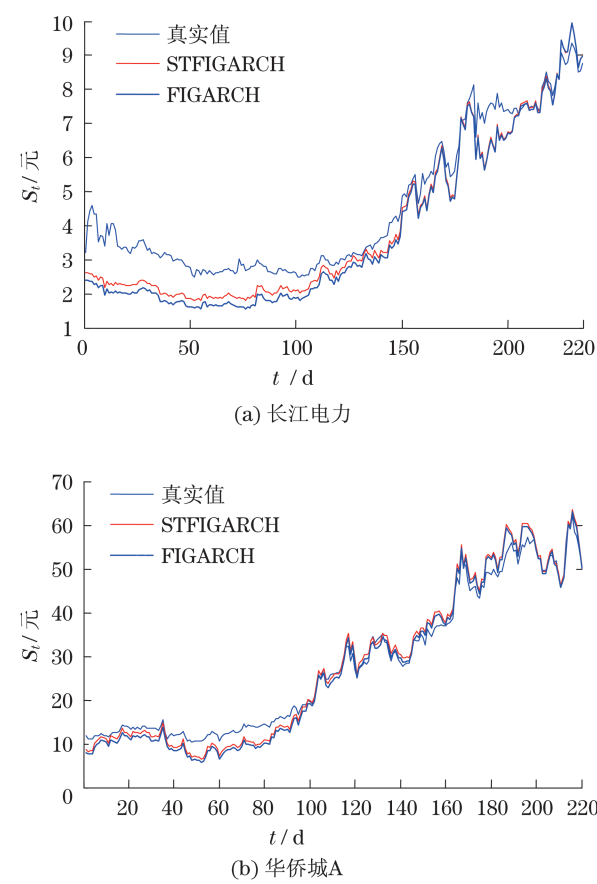


图 3 权证定价模型价格比较
Fig.3 Pricing comparison with option pricing model

5 结 论

本文探索研究我国权证市场的定价机制, 选取了长江电力和华侨城 A 两支个股进行分析. 对收益率序列的 R/S 检验表明两支个股存在显著的长记忆性效应, 这表明基于短记忆的二阶矩建模对波动结构的拟合可能是不充分的. 对个股收益率进行长记忆的 FIGARCH 和 STFIGARCH 建模, 拟合结果显示: STFIGARCH 的对数最大似然值较 FIGARCH 大, 而 BIC 值、 AIC 值较小, 说明 STFIGARCH 拟合得更好, 个股波动的长记忆性和非对称性是共存的. 然后, 利用蒙特卡罗模拟进行 FIGARCH-M 与 STFIGARCH-M 模型的权证定价, 计算出权证的理论价格. 实证结果表明, STFIGARCH 期权定价模型优于 FIGARCH 期权定价模型. 但是, FIGARCH 期权定价模型与 STFIGARCH 期权定价模型的定价结果在权证发行期均小于真实值, 我国权证市场偏向

于被高估.随着行权日越靠近,股票价格的不确定性越来越小,权证价格也逐步回归模型的理论价格.

参考文献:

- [1] Nelson D B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach[J]. *Econometrica*, 1991, 59(2): 347 - 470.
- [2] Glosten L R, Jagannathan R, Runkle D E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks[J]. *The Journal of Finance*, 1993, 48(5): 1779 - 1801.
- [3] Engle R F. Stock volatility and the crash of 87: discussion[J]. *Review of Financial Studies*, 1990, 3(1): 103 - 106.
- [4] Engle R F, Ng V K. Measuring and testing the impact of news on volatility[J]. *The Journal of Finance*, 1993, 48(5): 1749 - 1778.
- [5] Hagerud G E. A new non-linear GARCH model[D]. Stockholm: Stockholm School of Economics, 1997.
- [6] Lee J, Degennaro R P. Smooth transition ARCH models: estimation and testing [J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2000, 15(1): 5 - 20.
- [7] Lubrano M. Smooth transition GARCH models: a Bayesian perspective[J]. *Recherches économiques de Louvain Economic Review*, 2001, 67(3): 257 - 287.
- [8] Dacorogna M M, Müller U A, Nagler R J, et al. A geographical model for the daily and weekly seasonal volatility in the foreign exchange market[J]. *Journal of International Money and Finance*, 1993, 12(4): 413 - 438.
- [9] Ding Z X, Granger C W J, Engle R F. A long memory property of stock market returns and a new model[J]. *Journal of Empirical Finance*, 1993, 1(1): 83 - 106.
- [10] Baillie R T, Bollerslev T, Mikkelsen H O. Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. *Journal of Econometrics*, 1996, 74(1): 3 - 30.
- [11] Kilic R. Long memory and nonlinearity in conditional variances: a smooth transition FIGARCH model[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2011, 18(2): 368 - 378.
- [12] Black F, Scholes M. The pricing of options and corporate liabilities[J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(3): 637 - 654.
- [13] Merton R. Theory of rational option pricing[J]. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 1973, 4(1): 141 - 183.
- [14] Schroder M. Computing the constant elasticity of variance option pricing formula[J]. *The Journal of Finance*, 1989, 44(1): 211 - 219.
- [15] 王植祥, 姚俭, 杨辉, 等. Lattice 方法在期权定价中的应用研究[J]. *上海理工大学学报*, 1998, 20(1): 22 - 25.
- [16] Hull J, White A. The pricing of options on assets with stochastic volatilities [J]. *The Journal of Finance*, 1987, 42(2): 281 - 300.
- [17] Duan J C. The GARCH option pricing model [J]. *Mathematical Finance*, 1995, 5(1): 13 - 32.
- [18] Anderson H M, Nam K, Vahid F. Asymmetric nonlinear smooth transition GARCH models [J]. *Dynamic Modeling and Econometrics in Economics and Finance*, 1999, 1(1): 191 - 207.
- [19] Conrad C, Haag B R. Inequality constraints in the fractionally integrated GARCH model[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2006, 4(3): 413 - 449.
- [20] Berndt E K, Hall B H, Hall R E. Estimation and inference in nonlinear structural models[J]. *Annals of Economic and Social Measurement*, 1974, 3(4): 653 - 665.
- [21] Diebold F X, Mariano R S. Comparing predictive accuracy [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(1): 134 - 144.

(编辑: 丁红艺)