

股票波动率模型与认股权证定价

Stock Volatility Models and the Pricing of Warrants

林海 郑振龙 彭博

(厦门大学经济学院金融系, 厦门大学王亚南经济研究院, 361005)

2005年10月第一稿

内容摘要：本文在对目前常用的众多波动率模型进行实证分析的基础上，本文利用 Hong & Li (2005) 非参数模型设定检验方法，比较各个模型的设定误差，寻找出模型设定误差最小的模型。在掌握标的股票价格波动率特征之后，利用蒙特卡罗模拟技术对对中国股权分置后上市发行的首支公司认股权证——宝钢权证做了系统的定价研究。宝钢权证进行定价。定价结果表明，宝钢权证的市场价格明显被高估，意味着可能存在比较严重的市场投机现象。本文结合我国特殊的制度背景，对此进行了简要的分析并提出相应的政策建议。

关键词：认股权证、跳跃模型、t分布、设定检验

Abstract : This paper used a lot of popular volatility models to study the dynamic behavior of underlying stock and then used Hong & Lee (2005) nonparametric specification test to compare the model specification errors of different models. Based on the result of volatility estimation, we used the Monte-Carlo simulations to price Baogang warrant, Chinese first Warrant after the reform of stock market, and compare the pricing results of different models. The pricing results showed that Baogang Warrant is seriously overpriced. There is a strong manipulation in the market. We studied some possible institutional reasons for such manipulation and proposed some policy suggestions in the end.

Key Words: Warrants Pricing, Jump, t Distribution, Specification Test

1、 引言

股票价格的波动特征是股票衍生产品价格的决定性因素。Black & Scholes (1973) 假设股票价格服从几何布朗运动, 在一个无套利的分析框架下给出了欧式期权价格的定价公式。其重要的假设条件是波动率为一个常数。但是越来越多的实证研究结果表明, 股票收益率存在显著的尖峰肥尾现象, 很难用一般的正态分布进行描述, 而且其波动率存在明显的时变性特征。所以, 放宽波动率恒定条件, 并且研究股票波动率的变动特征, 对股票期权的正确定价具有重要意义, 这也是目前股票期权定价研究的一个重要内容 (Duan, 1995)。

股票价格波动的大量实证研究结果表明, 股票波动主要特征有: (1) 波动率的时变性, 具体而言主要有波动率聚类效应 (volatility clustering) 和杠杆效应 (leverage effect)。针对波动率聚类效应, Engle (1982) 提出的自回归条件异方差 (ARCH) 模型, 假定收益率残差服从一个条件正态分布, 条件期望为零, 条件方差为以前若干期收益率误差平方的函数。Bollerslev (1986) 在ARCH模型中引入无穷期误差项, 得到广义自回归条件异方差 (GARCH) 模型。在此基础上, 考虑到风险溢价随时间变化而变化的因素, Engle, Lilien & Robbins (1987) 提出了ARCH-M模型。考虑到波动率的非对称性, Nelson (1991), Zakoian (1994) 分别提出了EGARCH和TGARCH模型。(2) 股票波动的突然跳跃性。经济的波动, 以及重要政策、消息和公告 (如IPO, 兼并收购等) 的到来, 经常会导致金融资产价格的大幅跳跃 (Ball & Torous (1983), Vlaar & Palm (1993), Das (2002))。这在中国股票市场尤为突出, 因为中国股市的一个显著特点是受政府政策的影响很大。由于投资者在大多数情况下并不能预测重大政策出台的时间以及政策的力度, 政策对股市的影响可由跳跃 (Jump) 因子来描述。(3) 股票收益率分布的非正态性。股票收益率具有明显的尖峰肥尾现象, 和正态分布有着显著的差异, 为此需要引入一些非正态残差分布来描述金融数据的这一特征。在金融时间序列中最常用的非正态残差分布包括t分布和广义误差分布 (GED)。

我国股票市场是一个新兴的股票市场, 衍生产品市场正逐步发展起来, 如公司认股权证已经重新开始上市交易。如何找到标的资产价格波动的规律, 继而对认股权证准确定价, 不仅会对目前市场产生指导意义, 并会对以后国内逐步发展的衍生品定价奠定良好的理论基础。然而, 目前国内学界虽有相当多针对股票市场波动率的研究成果 (岳朝龙 (2001), 俞乔 (1994), 吴其明等 (1998), 王安兴等 (1998), 吴长凤 (1999), 张思奇等 (2000)), 但是通过系统地研究标的资产价格波动率特征, 进而将之考虑进期权定价中的研究目前还很少涉及, 这也正是本文主要的研究动机。

在对权证进行定价的过程中, 理论上需要考虑权证执行时对标的股票产生的股权稀释作用, 进而需要对期权定价过程中的股价及其波动率进行修正。然而, 针对权证定价中股权稀释效应的大量研究表明 (Galai & Schneller (1978), Schulz & Trautman (1989, 1994), Corunhy & Galai (1991)), 稀释效应对实际定价结果影响并不明显; 并且, 无论该权证所能稀释股权的量多大, 只要它不会在接近执行日时仍处于严重虚值状态, 就可以直接运用没有修正的期权定价方法对其进行定价。

本文主要运用各个波动率模型对标的资产的收益率序列进行拟合, 然后比较各模型结果, 最后将模型参数的估计结果运用到认股权证的定价中。我们所考虑的模型随机游走模型、GARCH族模型, 跳跃模型以及t分布模型。为了比较不同模型的设定误差, 我们使用Hong & Li (2005) 非参数模型设定检验。为了对各种波动特征下的认股权证定价, 我们使用蒙特卡罗模拟。最后, 在此定价基础上, 将运算结果与实际市场价格进行比较, 分析导致价格差异的各种原因。

本文共分为六个部分, 第二部分简要介绍我们所考虑到的各种波动模型以及 Hong & Li (2005) 非参数模型设定检验方法; 第三部分利用实际数据估计各个模型的参数并在此

基础上进行非参数模型设定检验,比较各个模型的设定误差;第四部分运用蒙特卡诺模拟对宝钢权证进行定价;第五部分把理论定价与市场价格进行比较,分析实际价格偏离的制度背景,并提出政策建议;第六部分则是一个简短的结论。

2、 波动模型及非参数模型设定检验方法

2.1 股票收益率波动模型

表 1 列出了我们所使用的各种股票收益率波动模型,它包括了目前流行的各种模型,具体包括(1) 随机游走模型,即假设波动率为一个常数;(2) GARCH 族模型,即波动率受到历史信息的影响不断发生变动,包括一般的 GARCH 模型,无限指数移动平均 EWMA 模型,杠杆效应 TGARCH 模型,以及考虑波动率对均值影响的 GARCH-M 模型;(3) 跳跃模型,即股票收益率受到宏观经济等各种突发事件的影响会发生突然的跳跃,包括 GARCH 跳跃模型, TGARCH 跳跃模型以及 GARCH-M 跳跃模型;(4) t 分布模型,即股票收益率服从非正态分布,包括 GARCH-t 分布模型, TGARCH-t 分布模型以及 GARCH-M-t 分布模型。

表 1: 各种股票价格波动模型

模型	$\mu(r_t, \theta)$	$\sigma(r_t, \theta)$
(a) 随机游走模型		
RW	μ	σ
(b) GARCH 模型		
GARCH	μ	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1 \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
EWMA	μ	$\sqrt{h_t}, h_t = \lambda \xi_{t-1}^2 + (1 - \lambda) h_{t-1}$
TGARCH	μ	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + (\alpha_1 + \phi d_{t-1}) \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
EGARCH	μ	$\sqrt{h_t}, \ln h_t^2 = \alpha + \alpha_1 \xi_{t-1} / h_{t-1} + \beta_1 \xi_{t-1} / h_{t-1} + \beta_2 \ln h_{t-1}^2$
GARCH-M	$\mu + \delta \sqrt{h_t}$	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1 \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
(c) 跳跃 (Jump) 模型		
GARCH	$\mu + Jdq, J \sim N(\mathcal{J}, \gamma^2), dq \sim i.i.d.B(q)$	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1 \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
TGARCH	$\mu + Jdq, J \sim N(\mathcal{J}, \gamma^2), dq \sim i.i.d.B(q)$	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + (\alpha_1 + \phi d_{t-1}) \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
GARCH	$\mu + \delta \sqrt{h_t} + Jdq, J \sim N(\mathcal{J}, \gamma^2), dq \sim i.i.d.B(q)$	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1 \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
(d) t 分布模型		

GARCH	μ	$\sqrt{h_t}$, $h_t = \alpha + \alpha_1 \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
TGARCH	μ	$\sqrt{h_t}$, $h_t = \alpha + (\alpha_1 + \varphi d_{t-1}) \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
GARCH-M	$\mu + \delta \sqrt{h_t}$	$\sqrt{h_t}$, $h_t = \alpha + \alpha_1 \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$

注：股票收益率波动的模型设定统一为： $r_t = \mu(r_t, \theta) + \xi_t$ ， θ 表示参数集合， $\xi_t = \sigma(r_t, \theta) z_t$ 。在模

型(a), (b), (c) 中， $z_t \sim i.i.d.N(0,1)$ ；在模型 (d) 中， $z_t \sim t(v)$ ， $t(v) = \frac{\Gamma(\frac{v+1}{2})(1 + \frac{z_t^2}{v})^{-\frac{v+1}{2}}}{\Gamma(\frac{v}{2})\sqrt{v\pi}}$ 。

2.2 非参数模型设定检验方法

Hong & Li (2005) 最近提出用非参数方法来检验时间序列动态模型设定的正确性。这一检验方法适用于各种动态概率分布模型，包括本文所研究的所有波动率模型。由于采用非参数方法，这种检验方法对各种各样的模型设定错误均有很强的检测能力。此外，检验统计量的渐近行为与估计参数的数目和大小无关，因此某一模型包含很多没有解释能力的变量就不可能会当作最好的模型，虽然它的似然值可能最大。Hong & Li (2005) 检验统计量因此可以被视为衡量模型正确性的一个标尺。检验统计量越小，表明该模型就越接近正确设定。

设收益率序列为 $\{r_t\}$ ，用 $P_0(x, t | y, s)$ 表示 r_t 在 s 时刻等于 y ，在 t 时刻等于 x 的转移密度矩阵。模型设定检验认为如果一个模型设定是正确的，则一定存在参数 $\theta_0 \in \theta$ 使得 $\{p(x, t | y, s, \theta_0) = P_0(x, t | y, s)\}$ 几乎处处成立。

对观测序列 $\{r_{\tau\Delta}\}_{\tau=1}^n$ 进行积分变化，定义一个离散的序列 $Z_\tau(\theta)$

$$Z_\tau(\theta) = \int_{-\infty}^{r_{\tau\Delta}} p(x, \tau\Delta | x_{(\tau-1)\Delta}, (\tau-1)\Delta, \theta) dx \quad \tau = 1, \dots, n$$

如果模型设定正确，则一定存在参数 $\theta_0 \in \theta$ 使得 $\{p(x, t | y, s, \theta_0) = P_0(x, t | y, s)\}$ 几乎处处成立，即 $\{Z_\tau = Z_\tau(\theta_0)\}_{\tau=1}^n$ 是 $i.i.d. U(0,1)$ ，这是一个联合假设检验。Hong and Li (2005) 通过比较两个 $U(0,1)$ 变量 $\{Z_\tau, Z_{\tau-j}\}$ 的联合密度函数 $g_j(z_1, z_2)$ 的核估计 $\hat{g}_j(z_1, z_2)$ 与1之间的关系构造了两个统计量。

首先，联合密度函数 $g_j(z_1, z_2)$ 的核估计 $\hat{g}_j(z_1, z_2)$ 为：

$$\hat{g}_j(z_1, z_2) = (n-j)^{-1} \sum_{\tau=j+1}^n K_h(z_1, \hat{Z}_\tau) K_h(z_2, \hat{Z}_{\tau-j})$$

其中，

$$K_h(x, y) = \begin{cases} h^{-1}k\left(\frac{x-y}{h}\right) / \int_{-(x/h)}^1 k(u)du, & x \in [0, h] \\ h^{-1}k\left(\frac{x-y}{h}\right), & x \in [h, 1-h] \\ h^{-1}k\left(\frac{x-y}{h}\right) / \int_{-1}^{(1-x)/h} k(u)du, & x \in [1-h, 1] \end{cases}$$

$k(\bullet)$ 是支撑集为 $[-1, 1]$ 的有界对称概率密度函数，因此 $\int_{-1}^1 k(u)du = 1$, $\int_{-1}^1 uk(u)du = 0$,

$\int_{-1}^1 u^2 k(u)du < \infty$ ，在这里我们选择四次核函数：

$$k(u) = \frac{15}{16}(1-u^2) \sum_{i=1}^n X_i^2 I_{(|u| \leq 1)}$$

其中， $I_{(|u| \leq 1)}$ 是示性函数； $\hat{Z}_\tau = Z_\tau(\hat{\theta})$ ， $\hat{\theta}$ 是 θ_0 的一致估计； $h = \hat{S}_Z n^{-1/6}$ ， \hat{S}_Z 是样本

$\{Z_\tau\}_{\tau=1}^n$ 的标准误。

第一种检验是建立在 $\hat{g}_j(z_1, z_2)$ 和 1 的平方形式上的，令 $\hat{M}_1(j)$ 为：

$$\hat{M}_1(j) = \int_0^1 \int_0^1 [\hat{g}_j(z_1, z_2) - 1]^2 dz_1 dz_2$$

通过 $\hat{M}_1(j)$ 构造统计量 $\hat{Q}(j)$ ：

$$\hat{Q}(j) = [(n-j)h\hat{M}_1(j) - A_h^0] / V_0^{1/2}$$

其中

$$A_h^0 = (h^{-1} - 2) \int_{-1}^1 k^2(u)du + 2 \int_0^{-1} \int_{-1}^b k_b^2(u) du db$$

$$V_0 = 2 \left[\int_{-1}^1 \left[\int_{-1}^1 k(u+v)k(v)dv \right]^2 du \right]^2$$

在模型设定正确的情况下，Hong & Li (2005) 证明 $\hat{Q}(j) \xrightarrow{d} N(0, 1)$ ，在模型设定不正

确的情况下，即 $\{Z_\tau = Z_\tau(\theta_0)\}_{\tau=1}^n$ 不是 *i.i.d* 或者 $U(0, 1)$ ， $\hat{Q}(j) \xrightarrow{p} \infty$

3、实证分析

我们研究的股票衍生产品为宝钢权证，其标的资产是宝钢股份（交易代码 600019）。¹ 为了研究宝钢股份的收益率波动特征，我们使用其从 2002 年 12 月 12 日到 2005 年 6 月 17 日的收益率数据，共 1081 个样本点。对序列进行单位根检验，在 99% 的置信水平上拒绝单位根假设，序列不存在单位根现象，可以直接作为后面分析的对象。

¹需要说明的是，本文对于一支特定认股权证的定价方法可以推广运用到以后即将推出的其他认股权证定价中。

图 1，图 2 分别画出了宝钢股份收益率的历史变动以及直方图，从图中直观地发现收益率的非正态分布和很强的跳跃现象，并且有一定程度的波动率聚类现象。

图 1：宝钢股份日收益率历史变动

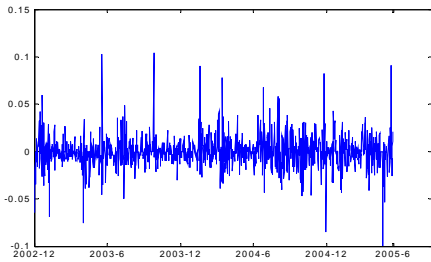
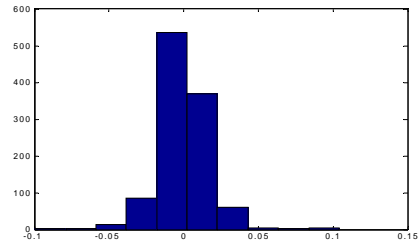


图 2：宝钢股份日收益率直方图



3.1 模型参数估计结果

我们选择极大似然估计 (MLE) 的参数估计方法，在估计的过程中选择的算法为 BHHH，使用运算软件为 GUASS6.0, 参数估计结果如表 2。

模型参数估计结果表明：第一，大部分模型的漂移项均是不显著的，说明股价波动在短期内很难预测；第二，引入 GARCH 效应之后，模型估计的似然函数值有所增加，GARCH 模型的参数也都是显著的，说明该股票的收益率序列的确具有一定程度的波动率聚类效应；第三，GARCH-M 和 TGARCH 模型与 GARCH 模型相比，其似然值并没有明显增加，即这些模型对数据的拟合结果并没有改善，EWMA 模型和 EGARCH 模型的似然值反而减少；第四，在 GARCH 模型中引入跳跃因子之后，模型的似然值迅速提高，其中各模型的跳跃强度几乎一样，且都在 1% 水平上显著，说明跳跃的确存在，且可在一定程度上用来解释收益率序列的尖峰厚尾现象，不同的 GARCH 模型设定对拟合结果没有影响；第五，在 GARCH 模型中引入非正态残差分布之后，模型的似然值迅速上升，说明它同样可以用于刻画收益率的尖峰肥尾现象，与跳跃模型的估计结果一样，不同的 GARCH 模型设定对拟合结果没有影响。

3.2 非参数设定检验结果

上述参数估计结果揭示了宝钢股份股票收益率序列模型的一些重要特征，即存在明显的 GARCH 效应，跳跃效应以及非正态性，但这些模型是否已经足以刻画收益率序列的动态规律，还需要进一步地研究。为此，我们将以上各个模型在拟合中产生的残差进行 Hong & Li (2005) 非参数模型设定检验。检验结果参见表 3。

表 3：各个模型非参数检验的 $\hat{Q}(j)$ 统计量

模型	j=1	j=5	j=10	模型	j=1	j=5	j=10
RW	69.33	65.69	62.09	RW-GARCH-Jump	20.94	20.15	16.56
RW-GARCH	54.98	53.13	46.78	RW-TGARCH-Jump	22.08	20.92	16.98
RW-EWMA	39.45	36.77	35.68	RW-GARCH-M-Jump	21.12	20.67	17.08
RW-TGARCH	54.92	52.94	46.76	RW-GARCH-t	18.63	17.28	15.74
RW-EGARCH	57.40	58.15	48.26	RW-TGARCH-t	20.36	18.83	17.04
RW-GARCH-M	58.84	55.74	49.89	RW-GARCH-M-t	19.94	19.77	18.10

由以上结果可以看出：首先，随机游走模型的 $\hat{Q}(j)$ 统计量很大，说明它存在很大的模型设定误差。其次，在随机游走模型中引入 GARCH 效应以后，模型的 $\hat{Q}(j)$ 值有所降低，模型设定误差有所降低，说明存在收益率聚类现象，GARCH 模型确实能够在一定程度上解释收益率序列一些内在变动规律。其中 EWMA 的 $\hat{Q}(j)$ 比较小，说明和其他 GARCH 模型相比，EWMA 模型的设定误差更小，这与似然值比较结果存在差异。但是所有 GARCH 模型仍然无法通过检验，说明仍然存在模型设定误差。第三，引入跳跃因子后， $\hat{Q}(j)$ 统计量迅速下降，模型设定误差大大减少，说明跳跃是中国股票收益率波动不可缺少的一个重要因子。其中 GARCH 跳跃模型的设定误差小于 TGARCH 跳跃模型以及 GARCH-M 跳跃模型。第四，引入残差的 t 分布之后， $\hat{Q}(j)$ 同样迅速下降，设定误差大大减少，说明收益率序列服从尖峰肥尾的情形非常明显，与跳跃模型类似，GARCH-t 模型的设定误差小于 TGARCH-t 模型和 GARCH-M-t 模型。但是不论是跳跃因子还是残差 t 分布，都无法通过模型设定检验，说明模型仍然存在一定的设定误差。

因此，跳跃模型和残差 t 分布模型都可以有效地描述收益率的尖峰肥尾，降低模型设定误差，其改善程度也大体相同。选择哪一种模型作为宝钢权证合理定价的标准，需要考虑中国股票市场的实际情况。中国股票市场很容易收到政策的影响而发生突然性的变动，这种变动通常都是非连续的，而且具有很强的不可预测性，因而更适合于跳跃模型。基于这个原因，我们以跳跃模型作为宝钢权证合理定价的标准，比较各个模型的定价结果。

4、 宝钢认股权证定价及敏感性分析

4.1 定价方法及结果

由于众多的研究表明 (Galai & Schneller (1978), Schulz & Trautman (1989,1994), Corunhy & Galai (1991)), 权证的稀释效应对定价结果影响不大，所以在本文中我们不考虑宝钢权证执行所带来的稀释效应，直接在原先波动率特征的条件下利用蒙特卡罗模拟方法对宝钢权证进行风险中性定价²。定价的具体方法为：先用蒙特卡罗方法模拟出风险中性世界中一定波动率模型下的股票价格路径，利用期权到期回报公式 $\max(0, S_T - X)$ 计算该路径下的期权回报；重复上述过程一定次数，计算每次路径下的期权回报；最后计算期权回报的平均值并用无风险利率贴现得到该期权的合理价格。计算程序的初始参数设置如下：初始股价 $S_0=4.62$ ，并且考虑扣除承诺红利 0.32 元的贴现值；执行价格 $X=4.5$ ；无风险收益率 $r_f=0.025$ ；定价时间点为其上市当天 (2005 年 8 月 22 日)，执行时间 $T=252$ 天；又考虑到价格支撑承诺，在权衡这个因素后，加入了价格不能低于 4 元的限制，运算次数设置为 50000 次。定价的结果如下表 4、图 3：

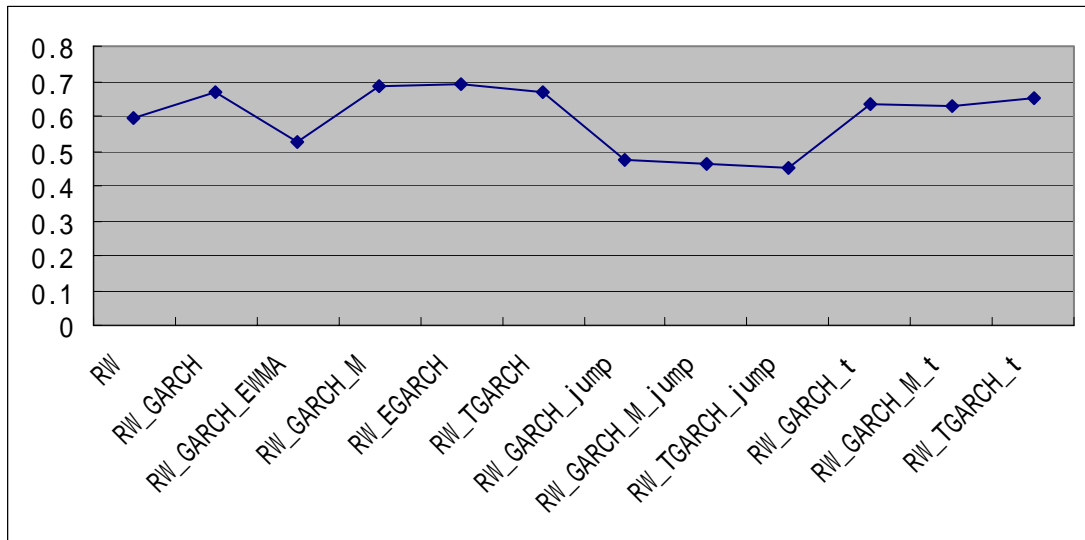
表 4：各个波动率模型的期权定价结果

	模型	期权价格		模型	期权价格
1	RW	0.5950	7	RW_GARCH_jump	0.4725

²需要说明的是，本文对于宝钢权证的定价方法可以推广运用到以后即将推出的其他认股权证定价中。

2	RW_GARCH	0.6683	8	RW_GARCH_M_jump	0.4650
3	RW_GARCH_EWMA	0.5263	9	RW_TGARCH_jump	0.4491
4	RW_GARCH_M	0.6883	10	RW_GARCH_t	0.6323
5	RW_EGARCH	0.6889	11	RW_GARCH_M_t	0.6283
6	RW_TGARCH	0.6675	12	RW_TGARCH_t	0.6525

图 3：各个波动率模型所得出的期权价格
(横轴数字 1 - 14 分别依顺序代表以上模型)



由定价结果可以发现，不同模型的权证定价结果存在比较大的差异，RW 模型的定价结果为 0.5950，GARCH 模型的定价结果大部分都在 0.63-0.68 之间（只有 EWMA 定价结果为 0.5263），跳跃模型的定价结果在 0.44-0.47，而残差 t 分布模型的定价结果均在 0.62 左右。考虑到跳跃因子的模型所定出来的价格比没有考虑跳跃过程的定价低，在某种程度上说明了该股票收益率具有频率很低但幅度大的强烈跳跃，这种突然的跳跃会增加整体样本的波动率，致使那些没有提取出跳跃因子的模型定价偏高。而且，更为重要的是，模型设定误差程度大体相同的跳跃模型和残差 t 分布模型定价结果差异却十分大。这表明，在为一个衍生产品选择合适的波动模型作为定价标准时，我们不仅要关心该模型的设定误差状况，更为重要的是考察分析该市场的实际背景。只有将计量分析所得的结论同实际情况有机联系，才能得出比较可靠的结论。中国股票市场受政策影响突然跳跃的特征，在很大程度上决定了跳跃模型是更合理的选择，因此权证的合理价格也应该以跳跃模型的结果作为标准。

4.2 价格敏感性分析

在上面的定价结果中我们假设无风险利率为 2.5% 以及股票价格的支撑为 4。为了分析这些假设对定价结果的影响，我们需要进行敏感性分析。

首先在无风险利率为 2.5% 的基础上，我们研究其分别上升和下降 0.2% 对定价的影响，结果如表 5 所示：

表 5：权证价格对于无风险利率的敏感性

模型	权证价格 ($r_f=2.3\%$)	权证价格 ($r_f=2.7\%$)	模型	权证价格 ($r_f=2.3\%$)	权证价格 ($r_f=2.7\%$)
RW	0.5965	0.6013	RW_GARCH_jump	0.4671	0.4706

RW_GARCH	0.6638	0.6737	RW_GARCH_M_jump	0.4638	0.4758
RW_GARCH_EWMA	0.5110	0.522	RW_TGARCH_jump	0.4419	0.4272
RW_GARCH_M	0.6774	0.6919	RW_GARCH_t	0.6316	0.6359
RW_EGARCH	0.6814	0.6843	RW_GARCH_M_t	0.6276	0.6279
RW_TGARCH	0.6617	0.6689	RW_TGARCH_t	0.6475	0.6516

以上运算结果表明，无风险利率的调整对定价结果影响不大，说明权证定价结果受无风险利率的影响比较小。

为了考察股票价格支撑对定价结果的影响，我们分别将股票的支撑价格由 4 元上升到 4.1 元和下降到 3.9 元并计算其权证价格，结果如表 6 所示：

表 6：权证价格对于股票价格支撑值的敏感性

模型	权证价格 (S*=3.9)	权证价格 (S*=4.1)	模型	权证价格 (S*=3.9)	权证价格 (S*=4.1)
RW	0.5487	0.6538	RW_GARCH_jump	0.4356	0.5270
RW_GARCH	0.6164	0.7292	RW_GARCH_M_jump	0.4294	0.5211
RW_GARCH_EWMA	0.4806	0.5758	RW_TGARCH_jump	0.4128	0.4929
RW_GARCH_M	0.6294	0.7507	RW_GARCH_t	0.5799	0.7010
RW_EGARCH	0.6313	0.7581	RW_GARCH_M_t	0.5858	0.6942
RW_TGARCH	0.6125	0.7396	RW_TGARCH_t	0.5908	0.7136

从以上结果来看，权证价格对支撑价格变化较为敏感，支撑价格变动 0.1 元便会引起权证价格 0.05 元的变动。理论上，如果对权证标的资产承诺一个特定的支撑价格，则当这个支撑价格距离执行价格越近，其变动而引起的对期权估价的变动会越明显。所以，选择一个合适的支撑价格作为参数对权证的准确定价非常重要。

5、 结果差异分析及政策建议

将我们的定价结果，特别是跳跃模型的定价结果同市场价格比较，可以发现市场价格与理论价格之间存在很大的差异，宝钢权证价格存在明显的高估现象，存在比较严重的市场投机，不利于我国金融衍生产品市场的健康发展。分析产生差异的制度原因对改进和完善我国的资本市场，促进金融衍生品市场的发展具有重要的意义。

首先，虽然采取了和期权一样的方法对宝钢认股权证进行定价，但是它并不是真正的期权产品，是由公司所发行的认股权证，在发行量上是有限的，所以其价格容易因为供求关系而被人为操纵。而真正的期权在发行量上是没有限制的，即只要有需求，便能以某个价格购买到，所以就很难被人为操纵。第二，我国缺乏套利机制发挥作用的条件。在缺乏套利机制的市场中，无法通过对市场价格偏高的期权进行卖空而同时买入标的股票来实现无风险套利，进而也就无法因为市场中大多数人的不断卖空而使期权的市场价格回归到其真实价值上去。

基于以上制度性原因的分析，我们认为，我国应该发展真正的期权市场，通过有实力的中介机构推出真正的期权产品，从而更有效地发展衍生产品市场，或者尽可能的扩大市场规模，提高市场操纵的成本；并且，应尽快在市场上引入卖空机制，创造套利机制发挥作用所需的条件，才能使金融衍生产品的价格回归到其合理价格上。

6、 结论

本文对中国股权分置后上市发行的首支公司认股权证——宝钢权证做了系统的定价研究。对目前常用的众多波动率模型进行实证分析的基础上，本文利用 Hong & Li 非参数模型设定检验方法，比较各个模型的模型设定误差，寻找出模型设定误差最小的模型。在掌握标的股票价格波动率特征之后，利用蒙特卡罗模拟技术对其权证进行定价。通过对宝钢股份股票波动率的分析以及对宝钢权证的定价，我们得出以下基本结论：

(1) 宝钢股票收益率波动存在明显的 GARCH 效应、跳跃效应以及非正态性，不符合 BS 模型的假设，因此不能直接运用 BS 定价公式对宝钢权证定价，而必须考虑标的资产收益率波动的具体特征。

(2) 在 GARCH 模型中引入跳跃因子和残差 t 分布均可以迅速的降低模型设定误差。跳跃因子和残差 t 分布的模型设定误差差别不大。中国股票市场的政策背景更适合与选择跳跃模型作为宝钢权证定价的标准。

(3) 不同的收益率波动模型的权证定价结果存在比较大的差异，说明选择一个合适的定价模型作为标准对判断其合理价值具有重要的意义。而且模型设定误差基本相同的跳跃模型和残差 t 分布模型的定价结果差异却很大，表明，在为一个衍生产品选择合适的波动模型作为定价标准时，必须将计量分析所得的结论同实际情况有机联系，才能得出比较可靠的结论。

(4) 我国的权证价格存在明显的高估，市场存在比较严重的市场投机。其制度原因可能有两个：首先它发行数量有限，容易被操纵；其次我国缺乏市场的卖空机制，没有套利机制发挥作用所需的条件。为此，我们建议市场引入卖空机制，并逐步建立真正的期权市场并迅速扩大金融衍生产品的市场规模，从而更健康良好地发展我国的衍生品市场。

参考文献：

- [1] Ball, C. A. and W. N. Torous, 1983, "A simplified jump process for common stock return", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 18, 53-65
- [2] Black, F. and Scholes, M., 1973, "The pricing of option and corporation liabilities", *Journal of Political Economy*, 81, 637-659.
- [3] Bollerslev T, 1986, "Generalised autoregressive conditional eteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- [4] Crouhy, M. and Galai, D., 1991, "Warrant valuation and equity volatility", In: "Advances in Futures and Options Research", F.J. Fabozzi (ed.), JAI Press Inc., page 203-215.
- [5] Das, S. R., 2002, "The Surprise Element: Jumps in Interest Rates", *Journal of Econometrics*, 106, 27-65.
- [6] Duan, J.C. 1995, The GARCH option pricing model, *Mathematical Finance*, 5, 13-32
- [7] Engle, R F, 1982, "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50, 987-1007.
- [8] Engle, R. F., Lilien, D. M. and R. P. Robins, 1987, "Estimating time-varying premia in the term structure: the ARCH-M model", *Econometrica*, 55, 391-407.
- [9] Galai, D. and Schneller, M.I., 1978, "Pricing of warrants and the value of the firm", *The Journal of Finance*, page 1333-1342.
- [10] Hong, Y. and H. Li., 2005, "Nonparametric Specification Testing for Continuous-Time

Models With Applications to Interest Rate Term Structures”, *Review of Financial Studies*, 18, 37-84.

[11] Nelson, D. B, 1991, "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." *Econometrica*, 59, 347-370.

[12] Schulz, G.U. and Trautmann, S., 1989, "Valuation of warrants - theory and empirical tests for warrants written on German stocks", *Working Paper, University of Stuttgart (Germany)*, October 1989.

[13]Schulz, G.U. and Trautmann, S.,1994, "Robustness of option-like warrant valuation", *Journal of Banking and Finance* , page 841-859.

[14] Vlaar, P. and F. Palm, 1993, "The Message in Weekly Exchange Rates in the European Monetary System: Mean Reversion, Conditional Heteroskedasticity, and Jumps", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 351-60.

[15] Zakoian, J-M, 1994, "Threshold Heteroscedastic Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-955.

[16] 王安兴, 孙琼, 林少宫, 1998, "中国外汇市场波动分析", 《统计研究》, 第1期。

[17] 吴长凤, 1999, "利用回归-GARCH模型对我国沪深股市的分析", 《预测》, 第4期。

[18] 吴其明, 季忠贤, 杨晓荣, 1998, "自回归条件异方差 (ARCH) 模型及应用", 《预测》, 第4期。

[19] 俞乔, 1994, "市场有效、周期异常与股价波动—对上海、深圳股票市场的实证分析", 《经济研究》, 第9期。

[20] 岳朝龙, 2001, "上海股市收益率GARCH模型族的实证研究", 《数量经济技术经济研究》, 第6期。

[21] 张思奇, 马刚, 冉华, 2000, "股票市场风险、收益与市场效率—ARMA-ARCH-M模型", 《世界经济》, 第5期。

表 2：宝钢股份波动模型的参数估计结果

模型	RW	RW GARCH	RW EWMA	RW TGARCH	RW EGARCH	RW GARCH-M	RW GARCH Jump	RW TGARCH Jump	RW GARCH-M Jump	RW GARCH t	RW TGARCH t	RW GARCH-M t
μ	9.50E-05	-1.81E-04	3.45E-04	-2.27E04	3.89E04	-5.07E03**	-6.89E04	-7.95E04**	-1.09E03	-4.76E04	-5.31E04	-2.31E03
σ	0.017***											
α		4.20E-05***		4.24E-05***	-8.90E-06***	4.41E-05***	7.10E-06	6.40E-06	7.10E-06	6.70E-06**	6.60E-06**	6.80E-06**
α_1		0.18***		0.17***	0.21***	0.21***	0.07***	0.05**	0.07***	0.05***	0.05***	0.06***
β_1		0.70***		0.70***	-0.01	0.67***	0.83***	0.84***	0.83***	0.82***	0.82***	0.82***
φ				0.02				0.04			0.02	
β_2					0.89***							
λ			0.074***									
δ						0.32**			0.04			0.20
ϑ							6.40E03	6.50E03	6.70E03			
γ							0.03***	0.03***	0.03***			
c							0.13***	0.13***	0.13***			
ν										3.07***	3.09***	3.06***
Log	2864.77	2903.069	2830.60	2903.14	2898.05	2905.98	3028.58	3029.45	3028.64	3039.89	3040.29	3040.961

注：(1) 因为篇幅所限，没有列出参数估计的统计量，只给出显著性结果；(2) ***表示显著性水平为 1%；**表示显著性水平为 5%。