

学校编号: 10384
学号: 200442101

分类号: _____ 密级: _____
UDC: _____

厦 门 大 学

硕 士 学 位 论 文

中国股票认股权证的定价研究

Research on Warrant Pricing in Chinese Stock Market

彭 博

指导教师姓名: 郑振龙 教授

专业名称: 金融工程

论文提交日期: 2007年3月

论文答辩时间: 2007年 月

学位授予日期: 2007年 月

答辩委员会主席 _____

评 阅 人 _____

2007年3月

厦门大学学位论文原创性声明

兹提交的学位论文，是本人在导师指导下独立完成的研究成果。本人在论文写作中参考的其他个人或集体的研究成果，均在文中以明确方式标明。本人依法享有和承担由此论文而产生的权利和责任。

声明人：

年 月 日

厦门大学学位论文著作权使用声明

本人完全了解厦门大学有关保留、使用学位论文的规定。厦门大学有权保留并向国家主管部门或其指定机构送交论文的纸质版和电子版,有权将学位论文用于非赢利目的的少量复制并允许论文进入学校图书馆被查阅,有权将学位论文的内容编入有关数据库进行检索,有权将学位论文的标题和摘要汇编出版。保密的学位论文在解密后适用本规定。

本学位论文属于

1、保密(),在 年解密后适用本授权书。

2、不保密()

(请在以上相应括号内打“√”)

作者签名: 日期: 年 月 日

导师签名: 日期: 年 月 日

摘要

本文在回顾中国股票认股权证发展历程及分析目前国内认股权证市场机制和价格特征的基础上，通过着重考虑随机波动率的定价模型，对认股权证进行了系统的定价研究。具体来说，本文在用目前常用的众多波动率模型——随机游走模型、GARCH族模型、跳跃模型及残差非正态分布模型对股票收益率数据进行拟合的基础上，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是含跳跃因子的GARCH族模型和残差非正态分布模型。然后，在掌握标的股票价格波动率特征的基础上，利用蒙特卡罗模拟技术对股价路径进行模拟，从而对权证进行合理定价。之后再结合我国特殊的制度背景，做出定价结果分析及敏感性分析，得出含跳跃因子的GARCH模型最适合作为我国权证的定价基准。最后，为了完善权证市场的定价机制，本文提出建立全面套利机制和发展真正期权市场等政策建议。

关键词：权证定价；跳跃模型；设定检验

ABSTRACT

This paper did a systematic research on the price of Chinese Warrant after the reform of stock market. Having analyzed the history and mechanism of Warrant Market in China and special view on the wholly theory of warrant pricing, and focus on the aspect of stochastic process as well, this paper used a lot of popular volatility models, such as Random Walking Model, GARCH Models, Models with Jump factors and non-normal Models to study the dynamic behavior of underlying stocks 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, the writer used the Monte-Carlo simulations to price the warrants and compare the pricing results of different models. The pricing results showed that the Warrants in Chinese market are seriously overpriced nowadays. There is also a strong manipulation in the market. The writer studied some possible institutional reasons for such manipulation and proposed some policy suggestions in the end.

Key words: Warrant Pricing; Jump; Specification Test

目录

第一章 绪论	1
1.1 研究背景和目的	1
1.2 研究对象和方法	2
1.3 文献综述	3
1.3.1 关于期权定价的研究.....	3
1.3.2 关于权证定价的研究.....	5
1.3.3 关于股票波动率特征的研究.....	7
第二章 国内权证市场情况概述	9
2.1 国内权证发展简史	9
2.2 目前国内权证市场的权证类型	11
2.3 国内权证市场价格现状	11
2.4 权证创设机制及其对权证定价的影响	12
第三章 权证定价基本方法概述	16
3.1 权证的基本概念和分类	16
3.2 权证的定价基础	16
3.2.1 基本影响因素.....	16
3.2.2 B-S 期权定价模型简述	18
3.2.3 B-S 模型扩展—交易成本模型	20
3.3 B-S 公式的扩展——随机波动率模型	21
3.4 权证与期权定价主要区别	23
第四章 随机波动率模型及检验方法	24
4.1 股票收益率波动模型	24
4.2 非参数模型设定检验方法	26
第五章 考虑随机波动率的权证定价	28
5.1 具体定价对象说明	28
5.2 权证定价实证分析	28
5.2.1 模型参数估计结果.....	30
5.2.2 非参数设定检验结果.....	37
5.3 定价结果及敏感性分析	39
5.3.1 定价中需要说明的问题.....	39
5.3.2 定价结果及分析.....	40
5.3.3 价格敏感性分析.....	43
5.4 结果差异分析	46
第六章 结论及政策建议	49

6.1 研究结论	49
6.2 政策建议	50
参考文献	错误！未定义书签。
后记.....	54

CONTENTS

Chapter 1 Introduction	1
1.1 Back Ground and Purpose	1
1.2 Objective and Method	2
1.3 Literature Retrospect	3
1.3.1 Theory on Option Pricing	3
1.3.2 Theory on Warrant Pricing.....	5
1.3.3 Theory on Securities Volatility.....	7
Chapter 2 Abstract on Chinese Warrant Market	9
2.1 History of Chinese Warrant Market	9
2.2 Current Types of Warrant in Chinese Market.....	11
2.3 Actuality of Warrant Pricing in Chinese Market.....	11
2.4 Creation of Warrant and its Influence.....	12
Chapter 3 Basic Methods of Warrant Pricing	16
3.1 Conception and Classification of Warrant	16
3.2 Basic Method of Warrant Pricing	16
3.2.1 Basic Factors of Pricing	16
3.2.2 B-S Option Pricing Model	18
3.2.3 Derivation of B-S Model	20
3.3 Stochastic Volatility Medel	21
3.4 Main Difference Between Option and Warrant	23
Chapter 4 Stochastic Model and Test Method.....	24
4.1 Stochastic Model of Yield Volatility.....	24
4.2 Nonparametric Specification Test Method	26
Chapter 5 Pricing with Stochastic Volatility.....	28
5.1 Profile of Pricing on Certain Objective	28
5.2 Empirical Study on Warrant Pricing	28
5.2.1 Outcome of Estimation	30
5.2.2 Outcome of Nonparametric Test	37
5.3 Outcome of Pricing and Sensitivity Study	39
5.3.1 Some Issue of Explain	39
5.3.2 Outcome of Pricing	40
5.3.3 Sensitivity Study	43
5.4 Analyse on Differences.....	46
Chapter 6 Conclusion and Policy Suggestion	49
6.1 Conclusion	49
6.2 Policy Suggestion.....	50

Rreference..... 错误！未定义书签。

Postscript... ..54

第一章 绪论

1.1 研究背景和目的

作为现代金融创新中一种被普遍运用的衍生工具，权证以其融资便利、对冲风险、高杠杆性等优点获得上市公司和投资者的广泛欢迎。同时，通过权证与债券等金融工具的组合，可以创造出更多的、具有不同风险收益特征的金融产品。因此，它理所当然成为新兴市场金融创新的首选品种。在亚太地区，权证也是发展得最为普遍的衍生产品。

根据国际交易所联合会（WFE）的统计资料，在WFE的56个会员交易所中，已经有44家推出了各种权证产品，占会员总体的80%。香港、德国、瑞士、意大利都是近年来发展比较迅速的权证市场，其中，香港和德国是全球最大的两个权证市场，德国的权证品种数量居全球第一，香港的权证的成交量居全球第一。作为全球最活跃的市场，香港衍生权证的发展已有近20年的历史。在长时间的摸索及发展中，香港的权证市场日趋完善。2001年12月，香港联合交易所重新修订权证上市规则，其后权证发行量明显增加，到2004年发行权证数目已达1259只，权证交易成交金额已达到5,245亿港元。

在我国内地资本市场上，权证也正在作为一股新生力量茁壮发展起来。随着2005年股权分置改革的进行，上市公司纷纷推出公司股票认购权证或认沽权证，以作为一种对流通股股东的对价支付方式，从而使得关闭多年的权证市场重新打开。而且，在我国内地证券市场发展股指期货、股票期权等金融产品条件还不成熟的条件下，率先推出权证产品是安全、有效和可行的选择。推出权证产品有利于我国证券市场尽快实现与国际市场的接轨；可以为投资者提供新的投资工具，活跃市场交易；同时有利于券商提升竞争力，参与国际竞争。一直以来，我国证券市场上投资品种单一，没有任何避险工具，投资者只能进行方向性交易追涨杀跌，这些都加剧了市场的整体风险。权证作为现代金融创新中的一种基本工具，其品种十分丰富，同时权证与债券等金融品种组合，又可创新出更多的具有不同收益风险特征的金融产品，有助于投资者进行风险管理。由于权证投资具有杠杆性，波动性更大且成本低性，因此权证为投资者提供了多种投资选择。在设计投

投资组合时，他们可以将权证纳入投资组合中以对冲风险，使投资更加灵活；而且由于权证具有期权性质，可以锁定风险，防止风险的扩大化。

所以，在这个发展金融衍生产品的关键时刻，如何采用合理科学的方法对已经推出的或即将推出的新衍生品种定价，就成为了市场稳健发展的首要任务。对权证准确的定价不仅会对这个新兴的权证市场产生指导性意义，也会对以后国内逐步发展起来的各种衍生产品定价奠定良好的理论基础。

纵观权证上市以来一年多的历程，截至到 2006 年 8 月，一共有 28 支权证上市交易。而由于其采用的 T+0 交易制度，使之在一开始就成为市场上炙手可热的产品。例如，第一支上市交易的宝钢认购权证，从 2005 年 8 月 22 日上市交易到该年 12 月 6 日，短短三个月中，就一共成交了 892.80 亿元。由此也可见一斑。从初衷来看，设立权证主要是为股权分置改革服务，为无法以股份或现金形式支付对价的部分上市公司顺利进行股改提供帮助。在权证的支持下，部分无法支付股权对价的公司，如万科顺利进行了股改；其它部分有控股要求的公司，如宝钢、鞍钢等股改也宣告成功。但从市场本身来看，权证固然促进了股改，同时也带来了市场的爆炒，这是人们始料不及的。有目共睹的是，权证的市场价格长期保持在合理的价格范围之外，同时其波动幅度也相当大。一年多以来，权证市场早已在投资者的心目中与“疯狂”或“非理性”等词语紧密地联系在了一起。

而就是在市场处于如此的非理性状态之时，如何在结合分析国内市场当前实际情况的基础上，科学而合理地对权证进行理论定价，从而对市场行为进行指导，就显示出其紧迫性及重要性。

1.2 研究对象和方法

本文试图在回顾经典的权证定价方法之基础上，结合分析我国认股权证的发展历程及市场机制，从对权证定价影响的决定因素——波动率研究入手，主要利用考虑到随机波动率的模型定价方法来为权证进行定价研究。

就实证研究的具体思路来说，本文在用目前常用的众多波动率模型对标的股票数据进行拟合的基础上，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相对来说最小的模型。然后，在掌握标的股票价格波动率特征的基础上，利用蒙特卡罗模拟技术对权证进行定价。最后，再结合我国特殊的制度背景，做出定价最终结果的分析，并提出相应的完善市场定价机制的政策建议。

目前，虽然已有一些研究将随机波动率模型引入到权证的定价中，但系统地对各种常用的随机波动率模型的拟合效果之间的比较还从未有过。因此，本文试图将各种常用的波动率模型进行全面的比较，获得最适合于中国证券市场特点的随机波动率模型，从而对国内市场的权证定价做一个全面而系统的研究。

1.3 文献综述

1.3.1 关于期权定价的研究

权证定价理论研究是对期权定价理论的延伸。所以，对期权定价理论的掌握，才能为研究权证定价奠定良好的基础。期权定价理论的发展可以分为两个阶段：早期的研究和基于“Black-Scholes模型”（下称B-S模型）（Fischer Black & Myron Scholes（1973））的现代期权定价研究。

早在1900年法国数学家Bachelier在其《投机理论》一文中提出用“公平赌博”（Fair Game Approach）的方法，得出到期日看涨期权的预期价格公式，但他的工作并没有引起金融界的重视。在其后半个或多个世纪里，期权定价理论进展甚微。直到1960年，Sprenkle的看涨期权价格模型、Samuelson的欧式看涨期权模型等对期权定价有了进一步发展，但是这些模型都不完善，其定价方法包含某些无法准确估计的参数，如依赖于特定投资者的风险偏好等。因此影响了其在现实中的具体应用。另一方面，这一阶段中的学者们并没有区分股票期权和认股权证，通常把认股权证的定价等同于看涨期权的定价。

现代期权定价理论的革命始于1973年，Fischer Black and Myron Scholes（1973）发表了“期权定价和公司财务”一文，在一系列严格的假设条件下，在无

套利框架下,推导出B-S模型,成为期权定价理论研究中的开创性成果。但其方法涉及一些与实际环境不相吻合的假设,导致模型价格与实际期权的市场价格时常差距很大,因此该模型价格只能作为参考价格。具体是由以下两个因素所造成的:(1)交易成本与交易的不连续性;(2)股价分布与波动率假设和实际分布不同。

根据B-S模型的这些与实际不符的假设条件,很多学者对其进行了修正与推广,主要可以被分为两类:(1)不完美市场,包括引入交易成本及非连续避险;(2)股价收益的波动率分布过程采用与B-S模型不同的假设。另外,也存在其它一些修正,如针对B-S模型中利率固定的假设,引入随机利率模型等。

针对不完美市场方面:Leland(1985)开创性地提出对B-S模型采用一种修正的波动率,来解决交易成本带来的避险误差问题。其基本思想是:在连续时间的B-S模型框架下,假设在给定的时间间隔进行避险调整,通过在波动率中加入包含交易成本的因素,使得期权价格的增加恰好能抵消交易成本,从而对B-S公式做出修正,使之仍可应用于避险操作。Leland模型虽然比B-S模型有所改进,但其策略并不能精确地避险。Whalley and Wilmott(1997)通过对最优化系统的渐进分析,提出了一个相对容易实行的避险算法。他们提出一个决策规则,在每个时间瞬间监控股价并决定是否进行避险头寸调整,从而解决巨幅累积交易成本的问题。所以,投资者的Delta避险策略是由市场运动决定的,如果Delta与实际持有的资产数量的差大于投资者指定的避险带,则资产组合就需要重新调整到Delta。期权价值还是由期望收益率等于无风险利率决定。

针对股价收益率及波动率分布方面:虽然B-S模型被广泛应用于权证的定价,但对标的股价的实证研究表明,B-S模型并不能很好的刻画股价波动率的波动率微笑(Volatility Smile)、肥尾(Fat Tails)分布、聚类(Clustering Effect)现象、均值回复(Mean Reversion)、杠杆作用(Leverage Effect),及其他经验特征,如隐含波动率期限结构、隔夜与周末效应、分红效应、溢出效应、信息到达效应等。因此,对于经典的B-S模型假定标的资产价格服从几何布朗运动、波动率为常数这些假设,学者们提出了多种修正、推广建模方法。

对于标的资产价格分布的修正,Merton(1976)提出股价路径应是一个跳跃扩散过程,他利用几何布朗运动描述只有系统风险的资产价格运动,同时用Poisson随机过程描述产生非系统风险的偶然的资产价格的跳跃,并且假设跳跃幅度服从

正态分布，通过求解随机方程可得出期权定价公式。另外，McCulloch (1987)，Madan and Seneta (1990) 和 Heston (1993b) 都分别对肥尾的股票收益率分布进行描述，然后利用到期权定价中。

对于标的资产波动率恒定的修正，Cox and Ross (1976b) 提出方差弹性为常数的模型，即CEV模型(The Constant Elasticity of Variance Model)。而基于CEV的改进模型也相继出现，如MacBeth and Merville (1980)，Emmanuel and MacBeth (1982)，和Cox and Rubinstein (1985)。这些模型均得到了很大的关注，因为：首先，这些模型仍然是基于无套利定价框架进行的讨论；其次，模型特征与Black(1976a)的关于波动率与股价之间负相关关系一致，即既反映了杠杆效应又反映了波动率时变的特征；第三，定价仍然与投资者风险偏好无关。

另外，Dumas, Fleming & Whaley (1998)，Bates (2000)等人还基于隐含波动率微笑¹，建立IDV模型(Implied Deterministic Volatility Model)对波动率进行预测，从而为期权定价。

而在随机波动率方面，即假设标的资产波动率服从某个随机过程的研究中，Heston (1993)用均值回归的随机波动率模型(mean-reverting stochastic volatility models)对波动率进行描述，并试图通过获得PDE(Partial Differential Equation)即偏微分方程的解析解，而为期权进行定价；Cao(1992)用ARCH模型对标的资产的波动进行拟合，然后用于外汇期权定价。Myers and Hanson (1993)和Amin and Ng(1993)又分别将之用于商品期权和股票期权的定价中。而在此方面最著名的是Duan(1995)所指出的在均衡条件下，可以利用普通自回归条件异方差模型，即GARCH模型(General Autoregressive Conditionally Heteroskedasti)对标的股票波动率进行描述，从而对期权进行定价。Hull and White(1987)，Scott (1987)，Johnson and Shanno(1987)，Wiggins(1987)，和Heston(1993)相继针对欧洲及美国市场，通过运用随机波动率模型为期权定价进行实证研究。

1.3.2 关于权证定价的研究

¹ 见Jackwerth and Rubinstein (1996)。

1989年以前,许多研究基本都是针对期权进行的定价研究,直到Black (1989)才将修正了的B-S公式(Black and Scholes (1973))运用到权证定价上。而对于权证定价的实证研究在进十年来才开始丰富起来。

权证定价主要是针对权证的对股票的稀释效应所做的研究。“期权定价和公司财务”一文中,Black和Schole把认股权证和股票看涨期权进行了区分。他们首先从最简单的欧式看涨期权入手,得出了欧式看涨期权的B-S公式,然后Black在B-S公式的基础上,基于稀释效应推导出认股权证的定价公式。由于B-S期权公式中的参数都是可以估计的,Black和Schole的认股权证的定价公式具有重要的现实意义。

其后在B-S考虑稀释效应的公式基础之上,Andrew (1973)用另一种方法推导出在稀释效应下认股权证定价的公式。Noreen and Wolfson (1981)检验了经过稀释效应调整后的认股权证的定价公式,他们利用的数据是有效期两年的经理股票期权,最后得出的实证结果:公式得到的结果低估了实际价格。对Noreen和Wolfson的结果,Dan Galai (1989)认为偏差的产生应基于以下两个原因:其一,受股权资本的稀释效应影响,股票收益的标准差被低估了,所以认股权证的价值在计算中被低估;其二,发行认股权证的公司的股票价格会受到稀释效应的影响,对认股权证的定价进行特别的稀释效应调整导致了认股权证的价格在计算中被低估。基于Dan Galai (1989)的分析,Schulz and Trautmann (1989, 1994)在整体考虑公司每股所有者权益价值(而不是股价)及所有者权益波动率(而不是股价波动率)和稀释因子股权稀释的三处修正后,得出的结果与没有考虑稀释因素的B-S公式结果几乎没有差别,于是得出没有必要对B-S公式进行修正的结论,即稀释效应对定价偏差微乎其微。(Galai & Schneller(1978), Schulz & Trautman(1994), Corunhy & Galai(1991)),又相继针对稀释效应进行了模型分析和实证研究,指出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。

上述这些关于权证定价理论的研究,尤其是1973年后基于B-S期权公式的权证的定价理论,在西方的资本市场中得到广泛运用。但由于我国权证市场起步比较

晚,对国内市场上发行过的认股权证定价研究从1995年才开始。国内的一些学者相继对认股权证、可转换债券和配股权证等金融工具的定价理论做了一系列研究,例如周延(1998),唐国正等(1998),王志成、何树红(2002)等,他们分别在各自的文章中把股权分置的因素引入权证的定价模型,并且认为中国独特的股权分置现象会引起较大的稀释效应,从而得到了建立在B-S期权公式基础上的、修正过的定价模型。

1.3.3 关于股票波动率特征的研究

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 and 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)。股票价格波动率的主要特征可以归结为两个方面:(1)波动率聚类效应 (volatility clustering),即收益序列的波动率具有时变性,而且具有一定的相关性,大幅度的波动往往紧跟着较大幅度的波动。(2)波动率的杠杆效应 (leverage effect),即未预期到的坏的消息和好的消息对股票价格的影响不相同,通常未预期到的坏的消息对波动率的影响大于未预期到的好的消息对波动率的影响。

针对波动率聚类现象,Engle (1982) 年提出自回归条件异方差 (ARCH) 模型,假定收益率残差项服从一个条件正态分布,该分布的条件期望为零,条件方差为以前若干期收益率误差平方的函数。Bollerslev (1986)在ARCH模型的方差解释项中巧妙引入无穷期误差项,得到广义的GARCH模型。Engle, Lilien & Robbins (1987) 在ARCH模型中假设风险溢价随时间变化而变化,提出了ARCH-M模型。为了在ARCH模型中考虑波动率变化的非对称性, Glosten, Jagannathan & Runkle (1992), Nelson (1991), Zakoian (1994) 修正了ARCH模型,分别提出

了非对称GJR、EGARCH和TGARCH模型。

这些模型提出之后,国内外不断地有人运用这些模型对不同国家股票市场进行实证检验,检验的结果也大都支持了这些模型。Bodurtha and Mark (1991)用ARCH(3)模型分析了纽约股票收益序列的波动过程,证实了纽约股票收益序列的波动率聚类现象;Glosten, Jagannathan and Runkle(1992)用EGARCH-M模型分析了纽约股票价格收益序列,得出结论认为条件方差的变化可以引起条件期望的变化,波动率存在杠杆效应;岳朝龙(2001)利用GARCH模型族实证分析了上海股市收益率的波动特征,指出上海股市收益率不仅具有条件异方差性,而且具有杠杆效应;陈浪南等(2002)采用GJR-GARCH-M模型,分析了利好消息和利空消息对股票市场的非对称影响;田新时等(2003)在股票收益服从GED的假设条件下采用EGARCH分布拟和上证和深证个股收益序列。另外, French, Schwert & Stambaugh (1987), Schwert (1989), 俞乔 (1994), 吴其明等 (1998), 王安兴等 (1998), 吴长风 (1999), 张思奇等 (2000) 等也分别采用了不同的GARCH族模型对国内外的股票市场进行了一系列的实证研究。

第二章 国内权证市场情况概述

为了更好地为国内市场内所发行的权证进行定价研究，首先必须了解国内权证市场的整个发展历程及其目前发展的市场机制，进而分析以上内容对于国内权证合理定价的一些宏观及微观量上的影响。

2.1 国内权证发展简史

我国证券市场上曾经有过权证交易，1992年6月沪市推出了我国第一个权证：大飞乐股票配股权证。同年10月宝安公司在深市向已有股东发行了全国第一张中长期认股权证：宝安93认股权证。以后沪深两市又陆续推出不少认股权证。但在配股实施过程中，不少国家股和法人股由于种种原因放弃了配股。国资局为了“防止国有资产流失”，于1994年4月和12月，先后颁布了两个通知。明确指出，国有股持有单位不得放弃配股权。在这种情况下便产生了和流通股配股权证一起发行的公股转配权证。初期的公股转配权证是不能独立流通的，在流通前要以收取手续费的方式转让给流通股股东，与流通股配股权证合为一种权证上市交易，所以这种权证又称为混合权证，通过该权证认购的配股可以全部上市流通。1994年10月，中国证监会发布了关于在1995年新规定出台前，国家股东和法人股东配股暂不上市流通的通知。而在该政策下达之前，深交所已有几家上市公司将流通股配股权证和国家股、法人股转配权证混合起来，作为同一权证上市交易，而且其配股也准备于1995年初全部上市流通。但为了贯彻证监会精神，深圳证券登记有限公司制定了《国家股、法人股转配权证分离运作方案》。这样就产生了分离运作权证，即在混合权证到期除牌后流通股权证部分缴款认购配股，国家股（包括法人股）转配权证部分延长时间独立挂牌交易。由于将短期配股权证中的国家股（包括法人股）转配部分交易期限随意延长，结果导致了严重投机行为，部分权证价格竟被炒得远远高于正股价格。如沪市悦达股票于1994年12月26日除权，开盘价格为12.60元，而悦达A1权竟然开出15.50元高位，最高曾超出正股价32%。因此，在证监会发布转配股暂停上市的通知后，深市

与沪市几家上市公司经管理层批准，采用了公私并存配股权证方式。公私并存配股权证是指同一家上市公司在同一次配股中将权证按照流通股股东和非流通股股东比例，分为“私权”与“公权”，即分为 A1 权和 A2 权两种独立的权证。这两种权证同时上市流通，独立交易，同时除牌。除牌后即认购配股，A2 权认购的配股暂时不上市。1996 年 6 月底，深市六只权证又出现了因撤牌和不撤牌谣言而引发的价格暴涨暴跌，这引起了管理层的担心，而最终在深市和沪市都终止了权证交易，之后再也没有新的权证发行。这样，除了 B 股配股权证外，整个权证市场基本消失了。

2005 年 8 月，国内证券市场与权证阔别 9 年后终于又将重开权证交易，随着宝钢股改方案顺利通过，宝钢权证成为了恢复权证交易后第一只亮相的权证。伴着股权分置改革的顺利进行，部分上市公司相继推出含有权证的股改方案。品种各异，如武钢认购及认沽权证、包钢认购及认沽权证、招行认沽权证，等等。截至到 2006 年 9 月，一共有 28 支权证上市交易，其中欧式认购权证 10 支，欧式认沽权证 11 支，美式认沽权证 1 支，百慕大式认购权证 1 支，百慕大式认沽权证 5 支。此轮股权分置改革中发行权证的具体思路是：(1) 认购权证的方式：非流通股股东以希望流通的非流通股为标的，向流通股股东免费发送对应数量的认购权证；行权得到的标的股票上市流通；非流通股股东不得交易其发行的权证。(2) 认沽权证的方式：非流通股股东或其它机构免费向每位流通股股东发送与其持有的流通股数相同的认沽权证；权证行使时，均按照证券给付形式；权证上市后，全部非流通股获得流通权。

纵观我国权证的发展历史，我们可以看到，早期的认股权证是在股权分置特殊时期推出的“畸形”产物，从而导致了权证市场价格的非理性炒作，最终不得不停。而自 2005 年开始的第二次权证上市交易，主要是在股权分置改革期间，为解决非流通股股东向流通股股东的对价支付问题而产生的。它是面向于资本市场全流通的合理而健康的证券衍生工具，虽然对它的研究还处于初始的摸索阶段，而且在初期的市场价格上也存在或多或少的非理性炒作，但是对之进行充分的定价研究，并不断改进交易方法及交易制度，一定能对将来全面而健康地发展衍生产品市场起到至关重要的指导性作用。

2.2 目前国内权证市场的权证类型

截至 2006 年 8 月 30 日，按照执行方式不同，国内权证的类别主要已存在欧式认购权证 10 支，欧式认沽权证 11 支，美式认沽权证 1 支，百慕大认购权证 1 支及百慕大认沽权证 5 支。其中，百慕大类型的权证是在一个规定时间范围内的行使权力的权证，十分类似于美式权证。

按照发行人的不同，权证可以分为公司股本权证和备兑权证。目前，我国市场上交易的权证，大多是在股权分置改革中的股改公司大股东专门为对价支付给流通股股东而推出的。这种权证是标的证券发行人以外的第三方(如大股东、券商等金融机构)发行的权证，属于备兑权证。而公司股本权证则是指标的证券发行人(如原上市公司)发行的权证，目前市场上仅 G 长电认股权证(“长电 CWB1”，代码 580007)属于此类型。这两类权证的最大区别是：备兑权证的发行人有相应的“基础股票”作质押备兑，所以，在执行的时候不会增加标的股票公司的股本，几乎跟上市公司和公司股东权益没什么直接关系。而认股权证在行权后则会增加公司的股本，会摊薄公司的每股收益等，跟公司原有的股东权益有密切的关系。

从权证的到期结算方式来看，截至 2006 年 8 月 30 日，所有的权证都是采用证券给付的结算方式。这也意味着，在到期日临近的时候，认沽权证的执行需要在交割之前持有标的股票，如此一来，会加大到期日附近的标的股票需求，使股票价格上升，又反过来降低当时认沽权证的价值；对于认购权证来说，行权也意味着需要用足够资金购入相应的标的股票，从而增大了认购权证执行的执行成本。

2.3 国内权证市场价格现状

从目前来看，作为国内新兴的证券市场产品，权证的市场定价上表现出了一些有目共睹的突出特征：

第一，权证上市首日涨幅巨大，“炒新”特征明显。比如，宝钢认购权证上

市首日，直接以涨停价1.263元开盘，此后几乎一直被巨大的买盘牢牢封在涨停板上，涨幅高达83.58%；首创认购权证上市当天比参考价上涨113.26%；万华蝶式权证也是上市就涨停。

第二，权证价格波动大，市场风险凸显。以2006年上半年为例，权证市场完全演绎了由平淡到爆炒最后向理性回归的“三步曲”。一季度交易平淡，4月份后成交量明显放大，到6月初达到这波行情的定点，整个市场全线飘红。5月份，权证平均涨幅达40%，涨幅最大的超过20倍。6月中旬后，市场价格又迅速回落。

第三，经常出现认购、认沽权证齐涨齐跌，市场定价非理性。一般而言，标的股票上涨，认购权证上涨，认沽权证下跌。这也是符合看涨看跌期权平价的基本理论。但实际上，市场却出现了与理论完全相悖的现象，如2006年5月，五粮液股票上涨，认购权证与认沽权证同时跟着上涨；茅台认沽权证上涨22.25倍，同期标的股票也上涨24%。市场套利机会明显，却又始终不断出现。

第四，市场价格与理论价格出现严重偏离，普遍存在高估现象。根据申银万国证券公司研究报告披露数字，2005年12月30日认购权证偏离理论价格215%，认沽权证偏离91.5%；2006年3月10日这两个数字分别是60.4%和15.2%。天同证券公司也对权证市场价格和理论价格进行了统计，结果同样显示两者严重偏离，市价被高估。

2.4 权证创设机制及其对权证定价的影响

有目共睹，长久以来国内权证的市场价格与B-S公式估计价格相去甚远。从2005年8月开始，宝钢权证上市交易三个月内，一度出现市场供求严重失衡的情况。最高日换手率达到618.28%，实际成交均价与理论价格的偏离值最高达到5000%，日内价格波动最高达46.95%，平均为11.56%，这说明宝钢权证交易的市场机制存在不少问题，从而使市场价格与理论价格偏离过大。

由于权证初始发行数量上的限制，使得供求关系对其市场价格的影响巨大，而增加了权证炒作的机会空间。于是，市场过度投机导致权证价格大幅偏离其理论价值，价格发现效率较低，因此我国权证市场的定价效率成为市场和监管者关

注的一个焦点问题。为提高权证定价效率，上海证券交易所提出了权证创设机制，并于 2005 年 11 月 28 日起在武钢权证上实施，当日共创设了 1.57 亿份武钢权证。

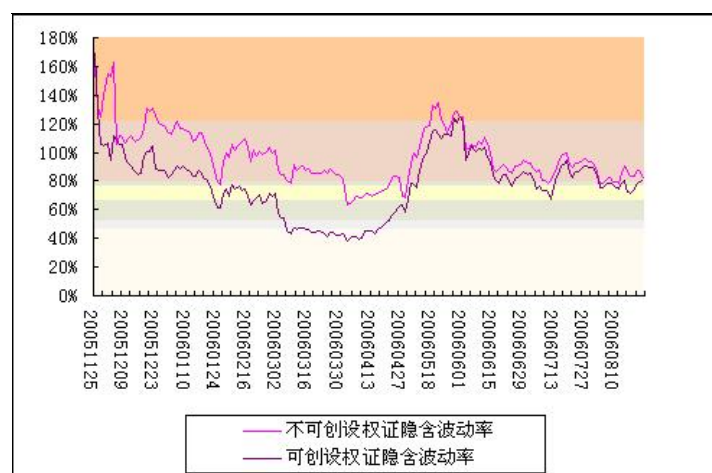
创设机制对权证定价有重要意义，是我国现阶段一项必不可少的制度措施。创设机制兼具套利和卖空机制双重功能，有利于提高权证的定价效率，特别是对抑制极端供需失衡现象有非常重要的作用。引入创设机制的理论根据是：为了使得权证市场内在定价机制有效，当权证价格被严重高估(或低估)时，可以自由地增加(或减少)权证的供给，即市场流通量是动态变化的，从而促使价格向均衡价格回归。截止 2006 年 8 月 23 日，创新类券商对允许创设的 16 只权证中的 15 只进行了创设，共创设 41 亿份，注销 17 亿份。

从比较未创设权证与创设权证的溢价率(指行权总成本与正股价之间的比值)、实际成交价与理论价的偏离度、隐含波动率(指权证目前价格所预示的标的证券未来价格波动情况)、日内超额波动率(指权证日内价格波动超过正股日内价格波动的幅度)等指标，然后比较同一支权证在创设的相应指标，而得出的创设机制对定价效率影响的实证分析结果²表明：(1)无创设组和创设组权证定价效率存在显著差别，除超额波动率外，其余指标创设组均显著优于无创设组。此外，从权证交易价格与理论价格的偏离值情况看，尽管两组均存在严重偏离现象，但无创设组却可能出现非常极端的情况。(2)单支权证创设行为发生后，溢价率和日内价格超额波动率得到了显著改善。尽管创设前后交易价格与理论价格偏离度的差别统计显著性不强，但从其均值看，创设前与理论价格偏离均值远远大于创设后数值，说明在创设行为发生前，出现了较极端的供需不平衡(过度投机)情况。(3)截至 2006 年 8 月，沪市因创设和注销行为导致的权证交易量占有创设或注销行为相关交易日和相关权证交易量的比重平均只有 1%左右，说明创设和注销行为并不活跃。另外一个调查统计报告³指出，截至 2006 年 8 月，无创设组和创设组的隐含波动率已越来越接近，溢价比率也越来越接近。具体如下图 2-1 和图 2-2：

² 见上交所创新实验室研究报告“创设机制与我国权证市场定价效率研究”，上海证券报，2006.09.08。

³ 刘岱“沪深权证市场统计分析报告(2005 年 8 月--2006 年 8 月)”，银河证券研究中心，2006.08.31。

图 2-1:可创设与不可创设权证日隐含波动率对比图



资料来源:刘岱“沪深权证市场统计分析报告(2005年8月—2006年8月)”,银河证券研究中心,2006.08.31。

图 2-2:可创设与不可创设权证溢价比率对比图



资料来源:刘岱“沪深权证市场统计分析报告(2005年8月—2006年8月)”,银河证券研究中心,2006.08.31。

可见,引入了创设机制,对定价效率的影响虽然是积极的,但其力量越来越弱。归结其主要原因如下:(1)在目前国内权证市场上,进行创设的券商均必须进行全额保值,即若要创设某支认购权证,就必须购进相应数量的标的股票,而这样购进的全额标的股票也需要承担股价下降带来的风险,所以创设成本很高,即实现套利的成本高,而使得创设的权证价格仍然偏高。(2)认股权证的创设基础是对正股全额购入,如此一来增加正股的需求,推动其价格上扬,增加了正股的波动可能性,也就使得相应认购权证的理论价格也同时上升,隐含波动率也有

相应内在上升趋势。

所以，根据套期保值原理，进行全额保值并非效率最高的平抑投机的机制，而Delta⁴保值，即创设认股权证只需要购入Delta份的标的股票，并且以现金方式盯市补充或减少保证金数量，就能够在不至于影响正股市场价格的基础上对券商创设权证风险进行更合理的对冲。所谓的Delta值，是指“当股票价格变动一单位，预期权证价格会随之变动的单位量”。它是经B-S模型等期权估值模型经过偏微分计算所产生的数值，而且也是随时变动的。

⁴ 见郑振龙主编的《金融工程》第十章套期保值行为。

第三章 权证定价基本方法概述

3.1 权证的基本概念和分类

权证是在西方近年来兴起的主要金融衍生工具之一，是一种允许持有人有权利但无义务以约定价格在约定时间或时间范围内，购买或者出售约定数量标的资产。其中，持有人有权购买标的资产的权证为认购权证，持有人有权出售标的资产的权证为认沽权证。按发行主体的不同，可将权证划分为股本权证与备兑权证。股本权证是由权证标的资产发行人（一般为上市公司）自行发行，备兑权证则是由权证标的资产发行人以外的第三者所发行，通常为资信卓越的证券公司、投资银行等金融机构。按执行时间的不同，可将权证划分为美式权证与欧式权证。美式权证是指权证持有人在到期日前，可以随时提出执行要求以买进或卖出约定数量的标的资产。欧式权证是指权证持有人只能于到期日当天，才可提出买进或卖出标的资产的执行要求。

3.2 权证的定价基础

3.2.1 基本影响因素

一般来说，权证的价值主要受以下几个因素影响：

(1) 标的股票价格

如果标的股票价格上升，认购权证的收益将上升，认购权证的价值也将上升。标的股票价格越高，认购证的价值亦越高。

认沽权证赋予持有人一种权利，有权在特定时间内（即有效期），用特定价格（即执行价格），售出特定数量的标的股票。如果标的股票价格上升，认沽权证的收益将会下跌，认沽权证的价值越低；标的股票价格越高，认沽权证的价值越低。

认购权证的潜在利润是无限的，认沽权证的潜在利润是有限。标的股票价值

下降至零时, 认沽权证获得最高的利润。

(2) 执行价格

权证最后的价值是执行价格与标的股票价格之差。所以, 较高的执行价格意味着认购权证持有人预期收益较低, 认购权证的价值亦较低, 执行价格越高, 认购权证价值越低。同时, 较高的执行价格意味着认沽权证持有人预期收益较高, 认沽权证价值亦较高, 执行价格越高, 认沽权证价值越高。

(3) 波动率

波动率所表示的是标的股票价格变化幅度的大小。股票价格变化幅度越大, 波动率便越大。权证的价格受合约剩余期限内(即现在至到期日前的剩余期限)标的股票预期波动率的影响。波动率直接影响获得收益的概率, 从而影响权证的价值。无论是认购还是认沽权证, 较大的波动率增加了权证持有人获得高回报的机率, 因此波动率越大, 认购及认沽权证的价值均越高。

根据波动率的表现形态, 可以看到权证交易会出两种不同的波动率。

第一种是历史波动率。这是根据标的股票历史价格的变动计算出来的。历史波动率可显示标的股票在过去的波动及从而推断该标的股票将来的价格变化情况。然而, 由于资产股票价格每天波动性难以预测, 利用历史波动率推断未必能保证准确预测。

第二种是隐含波动率。历史资料未必能完全反映现在市场对权证到期前标的股票价格波动率的情况, 在这种情况下就需要利用隐含波动率来认识权证的价格表现。隐含波动率是把权证的市价代入权证理论价格模型计算出来的波动率。隐含波动率在某种程度上亦能反映出市场上供求力量的变化。发行商或权证的做市商, 一般是根据反映市场供求的隐含波动率来对权证进行定价或报价。历史波动率只可作为波动率的指针, 但一般情况下不会等于隐含波动率。

(4) 剩余期限

如果其他因素不变而标的股票在权证到期前又未派发股息, 则距到期日远的权证有更多的价格变动机会。因此, 剩余期限长的权证比剩余期限短的权证有更高的价值, 而到期时间越短, 权证的价值就越低。

(5) 股息

衡量股息对权证价格的影响, 投资者须考虑除权后标的股票价格的下跌幅

度。例如,两份标的股票相同的欧式权证合约,在其他因素不变的情况下,标的股票在短期的权证期满之后及长期权证期满之前派息。一般而言,股价在除权后将下调。股票价格下跌将会降低认购权证的价值,但增加认沽权证的价值。如果标的股票派发股息,则在除息日有关的认购权证价值会下降,而认沽权证价值将会上升。但需要说明的是,就我国目前来说,行权价格是受分红保护的,因此不存在这个问题。

(6) 无风险利率

无风险利率即资金的机会成本。在权证市场上,当备兑权证发行人发行认购权证时,需调配资金以购买标的股票,以确保当权证持有人行使权证时,发行商能交出相应的标的股票给权证持有人。高利率意味着高的机会成本。无风险利率上升,认购权证的价值将上升,从而反映出这种高机会的成本。

而对于认沽权证,发行人会在权证行使时获得标的股票,认沽权证持有人需调配资金购入标的股票以备届时能交付标的股票,因此无风险利率上升,认沽权证价值下降。

3.2.2 B-S 期权定价模型简述

B-S 期权定价模型建立的基础是无套利定价原理,其基本内涵是:在一定的条件下,期权收益可以通过包括标的股票和无风险债券的动态投资策略来完全复制。因为这个策略是在到期时复制期权收益,因此其初始成本必然等于期权价格,不然就会出现套利机会。无套利定价原理不仅产生了期权价格,而且告诉我们,如果一个期权不存在的话,可以通过股票和无风险债券的动态投资策略来复制出来。期权定价公式可以用偏微分方程来刻画,这个偏微分方程的边界条件和初始值由权证合同条款决定。

由于衍生证券价格和标的证券价格都受同一种不确定性(dz)影响,若匹配适当的话,这种不确定性就可以相互抵消。因此 Black 和 Scholes 就建立一个包括一单位衍生证券空头和若干单位标的证券多头的投资组合。若数量适当的话,标的证券多头盈利(或亏损)总是会与衍生证券空头的亏损(或盈利)相抵消,

因此在短时间内该投资组合是无风险的。那么，在无套利机会的情况下，该投资组合在短期内的收益率一定等于无风险利率。

推导 Black-Scholes 微分方程需要用到如下假设：

1. 证券价格遵循几何布朗运动，即预期收益率 μ 和波动率 σ 为常数；
2. 允许卖空标的证券；
3. 没有交易费用和税收，所有证券都是完全可分的；
4. 在衍生证券有效期内标的证券没有现金收益支付；
5. 不存在无风险套利机会；
6. 证券交易是连续的，价格变动也是连续的；
7. 在衍生证券有效期内，无风险利率 r 为常数。

首先，假设证券价格 S 遵循几何布朗运动，因此有：

$$dS = \mu S dt + \sigma S dz$$

然后根据伊藤引理，得出期权价格 f 服从的随机过程：

$$df = \left(\frac{\partial f}{\partial S} \mu S + \frac{\partial f}{\partial t} + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial S^2} \sigma^2 S^2 \right) dt + \frac{\partial f}{\partial S} \sigma S dz$$

然后通过构造无套利组合，得到 B-S 期权定价微分方程：

$$\frac{\partial f}{\partial t} + rS \frac{\partial f}{\partial S} + \frac{1}{2} \sigma^2 S^2 \frac{\partial^2 f}{\partial S^2} = rf$$

再根据欧式看涨期权到期时（ T 时刻）的期望值为：

$$\hat{E}[\max(S_T - X, 0)]$$

欧式看涨期权的价格 c 等于将此期望值按无风险利率进行贴现后的现值，即：

$$c = e^{-r(T-t)} \hat{E}[\max(S_T - X, 0)]$$

经过积分推导，而最后得出 B-S 无红利欧式看涨期权定价公式：

$$c = SN(d_1) - Xe^{-r(T-t)} N(d_2)$$

其中，

$$d_1 = \frac{\ln(S/X) + (r + \sigma^2/2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}$$

$$d_2 = \frac{\ln(S/X) + (r - \sigma^2/2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} = d_1 - \sigma\sqrt{T-t}$$

$N(x)$ 为标准正态分布变量的累计概率分布函数 (即这个变量小于 x 的概率)。

然而, 在现实生活中, B-S 公式的假设有许多不适之处, 主要表现在以下两个方面:

1. 交易成本的假设: B-S 模型假定交易成本为零, 可以连续进行动态的套期保值, 从而保证无风险组合的存在和期权定价的正确性。但事实上交易成本总是客观存在的, 这使得我们无法以我们所希望的频率进行套期保值; 同时, 理论上可行的价格, 考虑了交易成本之后就无法实现预期的收益。我们将在本节下一个部分中介绍一些对这一假设进行修正的模型。

2. 波动率为常数的假设: B-S 模型假定标的资产的波动率是一个已知的常数或者是一个确定的已知函数。这一点在标的资产价格的实证检验中被否定, 期权市场本身反映的隐含波动率也提出了相反的证据。实际上波动率本身就是一个随机变量。为了解决这个问题, 人们从两个角度来对 B-S 模型进行修正: 从期权价格的隐含波动率中获取波动率的信息, 来为期权定价; 从标的资产市场出发获取波动率变化过程的信息, 对 B-S 公式进行修正和扩展, 而这部分也将是本文讨论的重点。

3.2.3 B-S 模型扩展—交易成本模型

交易成本模型最早是由 Leland⁵ 在 1985 年提出的, 他的主要结论是: 可以用一个考虑了交易成本后的波动率 σ 代入 B-S 公式得到期权价格, 这个模型采用的策略和基本结论为后来的交易成本研究奠定了重要的基础, 但是具有一定的局限性。基于此, Hoggard, Whalley 和 Wilmott 三个人于 1992 年提出了一个考虑交

⁵参见 H. E. Leland, "Option pricing and replication with transaction costs", Journal of Finance, 1985, 40:1283-1301.

易成本的期权组合定价模型（简称为 H-W-W 模型）⁶，这个模型也是衍生工具理论中最早的非线性模型之一。Leland 的结论同样可以在 H-W-W 模型中得到解释。其基本思路为：H-W-W 模型仍然采用推导 B-S 微分方程时的无套利均衡的分析思路，采用无收益资产的欧式期权组合为代表来进行分析，但是现在的整个组合价值修正为原来的价值减去交易成本，而这个交易成本的计算则根据事先确定的保值调整策略和交易成本结构进行，由此得到一个新的非线性偏微分方程，即考虑了交易成本之后的期权定价微分方程。

由于本部分不是本文讨论重点，所以内容从略。

3.3 B-S 公式的扩展——随机波动率模型

在现实世界中，波动率显然并非常数，而且无法直接在市场上观测到，人们甚至发现波动率是无法预测的。在很多情况下，像股价这样的因素并不能完全解释波动率的变化。因此，有必要考虑更一般的方法，即将 σ 作为随机变量，为之建立随机波动率模型。

广泛使用的波动率模型是广义自回归条件异方差模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, 简称 GARCH 模型)。

GARCH 模型又可以分为多种，其中最常见的是 GARCH(1, 1) 模型：

$$\sigma_n^2 = \gamma V + \alpha \varepsilon_{n-1}^2 + \beta \sigma_{n-1}^2$$

其中 γ 、 α 和 β 都为常数，且 $\gamma + \alpha + \beta = 1$ ， $\omega = \gamma V$ ， V 为恒定的长期平均股票方差率。 $\varepsilon_n = \mu_n - \bar{\mu}$ ，即 n 时刻收益率对收益率均值的离差，可以看作是关于方差率的最新信息。

可以看出，该模型意味着在 n 时刻的方差率 σ_n^2 是三个因素的加权平均：恒定的长期平均方差率 V 、前一时期的方差率 σ_{n-1}^2 和关于方差率的最新信息 ε_{n-1}^2 。由于 σ_n^2 只建立在最新一期 ε_{n-1}^2 和 σ_{n-1}^2 估计值的基础上，因而被称为 GARCH(1, 1)。更

⁶ 更详细的推导和分析参见 T. Hoggard, A. E. Whalley and P. Wilmott, "Hedging option portfolios in the presence of transaction costs". *Advances in Futures and Options Research*, 1994, 7:21-35.

一般的 GARCH(p, q) 模型则从最近 p 期的 ε^2 和最近 q 期的 σ^2 信息中估计方差率。

采用 $\sigma_n^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{n-1}^2 + \beta\sigma_{n-1}^2$ 的形式，用最大似然估计法估计三个参数 ω 、 α 和 β ，可以进一步得到 γ 和 V 的值，并可计算出特定时刻波动率的大小。对 GARCH(1, 1) 模型重复 σ 的迭代过程，可以得到：

$$\sigma_n^2 = \frac{\omega}{1-\beta} + \alpha \sum_{i=1}^{\infty} \beta^{i-1} \varepsilon_{n-i}^2$$

这说明在任意给定的时刻，方差率又可以看作是一个常数加上所有过去的 ε^2 的加权和。 $n-i$ 时刻的 ε^2 分配的权重为 $\alpha\beta^{i-1}$ ，即随着时间往前推移，分配的权重是以速率 β 指数下降的，越早的数据权重越小。这里的 β 被称为衰减率 (Decay Rate)。比如，如果 $\beta=0.9$ ，那么 ε_{n-2}^2 的重要性就只有 ε_{n-1}^2 的 90%，而 ε_{n-3}^2 的重要性更进一步下降到 ε_{n-1}^2 的 81%。时间距离当前越近的数据，权重越大，这是十分符合实际的。

然后再应用 GARCH(1, 1) 模型预测未来的波动率。通过适当的变换，可以得到：

$$\sigma_{n+k}^2 - V = \alpha(\varepsilon_{n+k-1}^2 - V) + \beta(\sigma_{n+k-1}^2 - V)$$

由于 $E(\varepsilon_{n+k-1}^2) = E(\sigma_{n+k-1}^2)$ ，可得未来波动率的预期值为：

$$E[\sigma_{n+k}^2] = V + (\alpha + \beta)^k (\sigma_n^2 - V)$$

由于我们设定 $\alpha + \beta < 1$ ，随着 k 的增加，以上式子中的最后一项会越来越小，这意味着方差率会呈现出向 V 的均值回归，这和我们前面所讨论的随机波动率模型具有相似的特点，也正是我们在波动率期限结构中曾经讨论过的性质；如果 $\alpha + \beta = 1$ ，说明长期平均方差率不起作用，未来预期波动率等于目前的波动率水平；如果 $\alpha + \beta > 1$ ， V 的权重为负，波动率是均值偏离的而非均值回归的，无法进行最大似然估计，这时需要转向其他的模型来解释和估计波动率。

最后用该模型所预测出来的波动率变化路径来对标的股票股价的变化路径进行模拟，从而对期权进行定价。针对中国市场上权证产品的详细定价方法见本文第五章。

3.4 权证与期权定价主要区别

权证类似于期权，但权证与期权并不是同一种产品。期权是一种在交易所内交易的标准化合约，只要能成交就可产生一份期权合约，因此，理论上其供给量是无限的。期权合约的条款是由交易所制定的，在标的物的选择上比较有限。而权证是由上市公司或券商等金融机构发行的，可以在交易所交易也可以在场外交易，供给量是有限的。

具体来说，权证与期权在定价过程中，主要有以下几点不同之处：

第一，权证相对于期权会更难定价，因为其中可能附有某些特殊条款，例如：公司回购条款，到期时间的延长，公司对执行价格的降低，执行时可用债券抵换等。

第二，权证与期权的价格相比，更易受到交易供求关系的影响，因前者供给量有限。

第三，权证一般期限较长，使得B-S公式中的一些假设与现实偏离更远。使得在定价时，一些假设更为放松，如：红利调整，可提前执行，波动率时变等方面的考虑。

第四，股本权证在执行之时，由于增大了公司股权的量，而对公司股权具有一定的稀释作用。

第五，理论上来说，对股本权证定价时需要以所有者权益价值的波动率为基础，而不是像期权一样以标的股票价格的波动率为基础。

针对以上几点，在对权证的定价中，必须考虑到：权证的特殊条款对定价的影响；供求关系变化对权证价格的影响；而股权稀释问题上，由于稀释效应与公司每股所有者权益价值(而不是股价)及所有者权益波动率(而不是股价波动率)对股本权证影响效应的抵消，则可以不做过多考虑。

第四章 随机波动率模型及检验方法

4.1 股票收益率波动模型

为了系统而详尽地研究各种波动率模型对于权证定价的影响,本文首先需要研究各个波动率模型对股票历史收益率波动的拟合情况和设定误差。表 4-1 列出了本文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,具体包括以下几类:(1)RW 随机游走模型,即假设波动率为一个常数;(2)GARCH 族模型,即考虑到波动率受历史信息的影响不断发生变动。主要包括一般的 GARCH 模型,杠杆效应 TGARCH 模型,以及考虑波动率对均值有所影响的 GARCH-M 模型,和考虑更为复杂杠杆效应的 EGARCH 模型;(3)跳跃模型,即可刻画股票收益率受到宏观经济、政策出台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 4-1: 各种股票价格波动模型⁷

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	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1 \xi_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$
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	$\sqrt{h_t}, \ln h_t^2 = \alpha + \alpha_1 \xi_{t-1} / h_{t-1} + \beta_1 \xi_{t-1} / h_{t-1} + \beta_2 \ln h_{t-1}^2$

⁷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, $z_t \sim t(\nu)$, $t(\nu) = \frac{\Gamma(\frac{\nu+1}{2})(1 + \frac{z_t^2}{\nu})^{-\frac{\nu+1}{2}}}{\Gamma(\frac{\nu}{2})\sqrt{\nu\pi}}$ 。

GARCH-M	$\mu + \delta\sqrt{h_t}$	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1\xi_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1}$
(c) 跳跃 (Jump) 模型		
GARCH	$\mu + Jdq, J \sim N(\vartheta, \gamma^2),$ $dq \sim i.i.d.B(q)$	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1\xi_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1}$
TGARCH	$\mu + Jdq, J \sim N(\vartheta, \gamma^2),$ $dq \sim i.i.d.B(q)$	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + (\alpha_1 + \varphi d_{t-1})\xi_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1}$
GARCH-M	$\mu + \delta\sqrt{h_t} + Jdq, J \sim N(\vartheta, \gamma^2),$ $dq \sim i.i.d.B(q)$	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1\xi_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1}$
(d) t 分布模型		
GARCH	μ	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1\xi_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1}$
TGARCH	μ	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + (\alpha_1 + \varphi d_{t-1})\xi_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1}$
GARCH-M	$\mu + \delta\sqrt{h_t}$	$\sqrt{h_t}, h_t = \alpha + \alpha_1\xi_{t-1}^2 + \beta_1h_{t-1}$

各个模型具体有以下一些具体特征：RW 模型认为股价取决于未来股利的折现值，其变动呈随机游走形态。GARCH 模型主要是描述波动的聚类现象，表现为残差 ξ_t 的条件方差是时变的。该模型满足 $E(\xi_t | I_{t-1}) = 0, E(\xi_t^2 | I_{t-1}) = h_t$ ，其中， I_{t-1} 为 $t-1$ 时刻的信息集， $\alpha_j > 0, j=1, 2 \dots q, \beta_i > 0, i=1, 2 \dots p$ 。考虑到了时间序列条件方差引起的条件期望变化现象的 GARCH-M。TGARCH 模型体现波动率杠杆效应，其中， d_t 是个名义变量， $\xi_t^2 < 0$ 时， $d_t=1; \xi_t^2 > 0$ 时， $d_t=0$ 。EGARCH 模型同样考虑到信息对波动率影响的非对称性，并且利用对数表达形式，不需要限制参数为非负。另外，由于股票价格受政策影响是中国股市的一个显著特征，投资者在大多数情况下并不能准确地预测重大政策出台的时间和力度，所以在模型中可以引入跳跃因子来描述收益率发生跳跃的情形。在 GARCH 模型中的回归方程引入跳跃因子的形式。其中 ξ_t 服从某种形式的 GARCH 模型， $J \sim N(\vartheta, \gamma^2)$ 表示跳跃的幅度，且 $dq \sim i. i. d Bernoulli(q), q = \exp(-c)$ ， q 表示跳跃强度。通常情况下，模型假设残差符合正态分布，但是金融序列的尖峰厚尾现象，会使得基于正

态分布假设的模型产生模型设定误差。所以，本文引入在金融时间序列中最常用的 t 分布作为残差分布假设。

4.2 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 $Z_\tau(\theta)$

$$Z_\tau(\theta) = \int_{-\infty}^{\infty} p(x, \tau\Delta | x_{(\tau-1)\Delta}, (\tau-1)\Delta, \theta) dx \quad \tau = 1, 2, \dots, n$$

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 & 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，

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

$k(\cdot)$ 是支撑集为 $[-1, 1]$ 的有界对称概率密度函数，因此

$\int_{-1}^1 k(u)du = 1$, $\int_{-1}^1 uk(u)du = 0$, $\int_{-1}^1 u^2k(u)du < \infty$ ，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

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

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

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 $U(0, 1)$ ， $\hat{Q}(j) \xrightarrow{p} \infty$

第五章 考虑随机波动率的权证定价

5.1 具体定价对象说明

本文研究的定价对象是国内市场上具体的六支权证产品，它们是：宝钢认购权证、包钢认购权证、包钢认沽权证、长电认购权证、招行认沽权证、海尔认沽权证，即认购、认沽权证各三支，其标的资产分别是宝钢股份（交易代码 600019）、包钢股份（交易代码 600010）、长江电力（交易代码 600900）、招商银行（交易代码 600036）、青岛海尔（交易代码 600690）。⁸

为了研究各标的股票的收益率波动特征，本文对各支股票研究的时间窗口如下：宝钢股份，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；包钢股份，使用其从 2001 年 3 月 9 日到 2006 年 3 月 30 日的收益率数据，共 1199 个样本点；长电股份，使用其从 2003 年 11 月 18 日到 2006 年 5 月 24 日的收益率数据，共 577 个样本点；招行股份，使用其从 2002 年 4 月 9 日到 2006 年 3 月 1 日的收益率数据，共 904 个样本点；海尔股份，使用其从 2002 年 7 月 1 日到 2006 年 5 月 16 日的收益率数据，共 897 个样本点。需要说明的是，对各支股票时间窗口选择之所以不同，主要目的是为了获得尽可能多的数据增大模型拟合的似然函数值，所以本文选用各支股票的时间窗口是从各支股票的上市日到权证上市前日，而由于各支股票认股权证在定价上的相对独立性，时间窗口选择不一致并不会对研究结论产生不良影响。

又因为除息日的价格不能反映正常的每日收益率。因此，本文把除息日前一天的收盘价进行除息处理后再计算除息日当天的日收益率。

对以上序列进行单位根检验，均在 99% 的置信水平上拒绝单位根假设，序列不存在单位根现象，可以直接作为后继实证分析的对象。

5.2 权证定价实证分析

⁸需要说明的是，本文中对于某些特定认股权证的定价方法可以系统地推广运用到市场上已经推出的和即将推出的其他认股权证定价中。

图 5-1 到图 5-10 分别画出了以上五支标的股票日收益率的历史变动以及直方图，从图中可以比较直观地发现，各标的股票收益率都在不同程度上存在着非正态分布和很强的跳跃现象，并且均有一定程度的波动率聚类现象。

图 5-1：宝钢股份日收益率历史变动

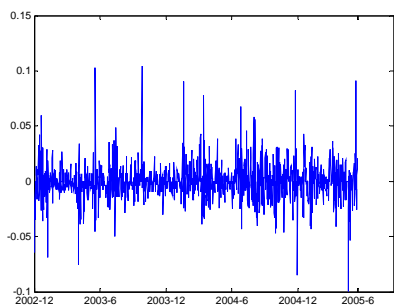


图 5-2：宝钢股份日收益率直方图

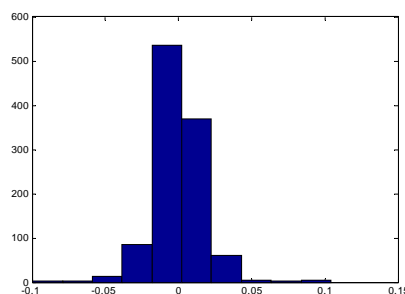


图 5-3：包钢股份日收益率历史变动

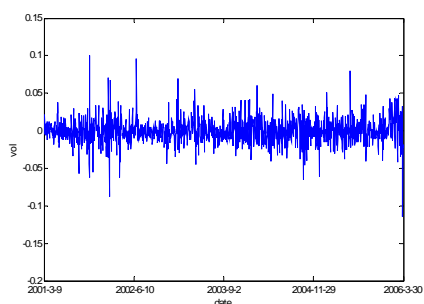


图 5-4：包钢股份日收益率直方图

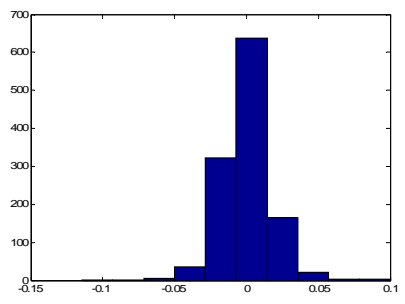


图 5-5：长电股份日收益率历史变动

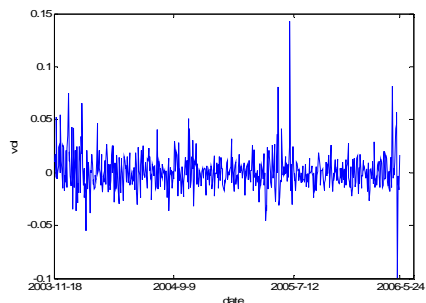


图 5-6：长电股份日收益率直方图

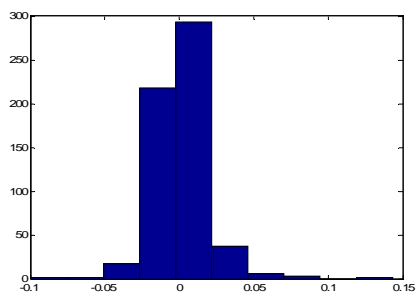


图 5-7：招行股份日收益率历史变动

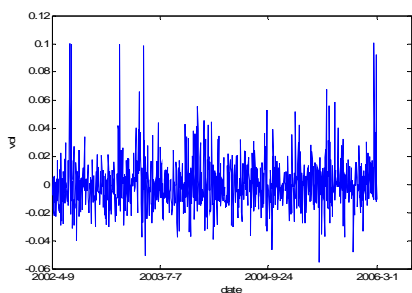


图 5-8：招行股份日收益率直方图

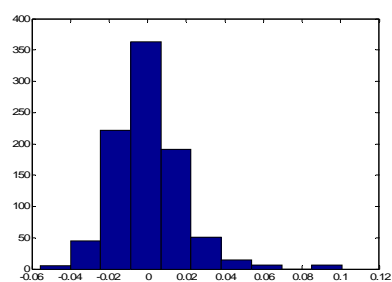


图 5-9：海尔股份日收益率历史变动

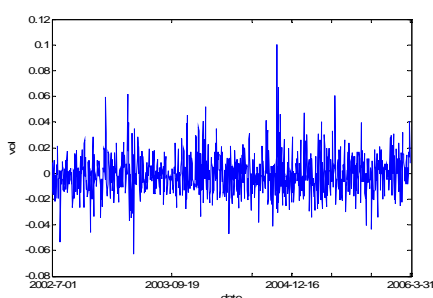
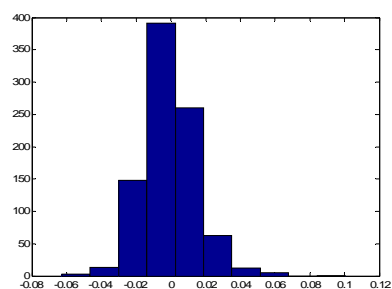


图 5-10：海尔股份日收益率直方图



5.2.1 模型参数估计结果

本文选择极大似然估计 (MLE) 的参数估计方法。在参数估计的过程中，选择的算法为 BHHH。使用运算软件为 GUASS，分别对上述五支股票收益率数据进行模型拟合，参数估计结果如表 5-1 到 5-5。

对上述五支股票的模型参数估计结果都普遍地表明了以下几个方面的特征：

第一，绝大部分模型的漂移项均是不显著的，这说明了股价的波动情况在短期内的确是很难预测的。

第二，在引入 GARCH 效应之后，模型估计的似然函数值均有所增加，所有 GARCH 模型的参数也都是显著的，这说明各支股票的收益率序列都的确具有一定程度的波动率聚类效应。

第三，GARCH-M、TGARCH 和 EGARCH 模型与 GARCH 模型相比，似然值并没有明显地增加，即这些模型对数据的拟合结果并没有多大改善。这说明了波动率的

杠杆效应及波动率对均值的影响在本文研究对象的身上并不突出。

第四，在 GARCH 模型中引入跳跃因子之后，模型的似然值有明显的提高。其中，对相同的标的股票，各模型的跳跃强度几乎一致，且都在 1% 水平上显著，说明了跳跃的确存在，且可在一定程度上用来解释收益率序列的尖峰现象。同时，加入跳跃因子的 GARCH 族内其他的模型设定的拟合结果之间并没有多大区别。

第五，在 GARCH 模型中引入非正态残差分布—t 分布之后，模型的似然值也有不同程度的上升，说明它同样可以用于刻画收益率的尖峰肥尾现象。并且，与跳跃模型的估计结果一样，GARCH 族内不同的模型设定对拟合结果没有明显的影响。

表 5-1: 宝钢股份波动模型的参数估计结果

模型	RW	RW GARCH	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	-2.27E-04	3.89E04	-5.07E-03**	-6.89E-04	-7.95E04**	-1.09E-03	-4.76E-04	-5.31E-04	-2.31E-03
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											
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	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%。

表 5-2: 包钢股份波动模型的参数估计结果

模型	RW	RW GARCH	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	6.70E-05	-2.12E-04	2.14E-04	-2.75E-04	3.15E-03	-9.03E-04	-9.35E-04**	-3.26E-03	-5.01E-04	-5.20E-04	-4.02E-03
σ	0.018***										
α		3.07E-05***	3.07E-05***	-6.41E-06***	3.10E-05***	1.77E-05**	1.76E-05	1.89E-05**	1.79E-05***	1.79E-05***	1.80E-05***
α_1		0.17***	0.17***	0.28***	0.18***	0.095***	0.09**	0.10***	0.09***	0.08***	0.09***
β_1		0.74***	0.74***	4.00E-03	0.74***	0.76***	0.76**	0.75***	0.77***	0.77***	0.76***
φ			1.00E-03				0.01			7.80E-03	
β_2				0.92***							
λ											
δ					0.19			0.2			0.29
ϑ						4.70E-03	4.70E-03	6.60E-03			
γ						0.03***	0.03***	0.03***			
c						0.16***	0.16***	0.16***			
ν									4.85***	4.85***	4.81***
Log	3145.014	3204.543	3204.543	3208.632	3205.562	3248.055	3248.127	3249.11	3255.393	3255.429	3256.892

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%。

表 5-3: 长电股份波动模型的参数估计结果

模型	RW	RW GARCH	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	8.12E-04	5.74E-04	9.96E-04	9.26E-04	2.68E-03	-7.38E-04	-7.35E-04**	-2.47E-03	-4.13E-04	-4.46E-04	-1.32E-03
σ	0.017***										
α		7.07E-05***	7.15E-05***	-4.23E-06***	7.15E-05***	1.45E-05***	1.46E-05**	1.48E-05	1.20E-05**	1.03E-05	1.20E-05**
α_1		0.09***	0.15***	0.01	0.09***	0.09***	0.09**	0.09***	0.06**	0.05	0.06**
β_1		0.67***	0.68***	0.09***	0.69***	0.78***	0.78***	0.78***	0.79***	0.81***	0.79***
φ			-0.16***				-0.002			0.02	
β_2				0.95***							
λ											
δ					-0.13			0.16			0.09
ϑ						0.02	0.02**	0.03***			
γ						0.04***	0.04***	0.04***			
c						0.06***	0.06**	0.06***			
ν									3.60***	3.56***	3.61***
Log	1597.423	1614.261	1619.488	1622.864	1614.328	1700.147	1700.147	1700.685	1701.744	1701.847	1701.823

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%。

表 5-4: 招行股份波动模型的参数估计结果

模型	RW	RW GARCH	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	5.9E-04	3.00E-05	1.47E-04	3.77E-04	-1.02E-02	-1.58E-03 ^{***}	-1.52E-03 ^{***}	-4.90E-03	-8.03E-04	-7.14E-04	-5.79E-03
σ	0.018 ^{***}										
α		3.25E-05 ^{***}	3.17E-05 ^{***}	-6.09E-06 ^{***}	3.28E-05 ^{***}	2.02E-05 ^{**}	2.27E-05 ^{**}	2.18E-05 ^{**}	1.88E-05 ^{**}	2.05E-05 ^{***}	1.97E-05 ^{**}
α_1		0.08 ^{***}	0.10 ^{***}	0.14 ^{***}	0.08 ^{***}	0.03 ^{***}	0.04 ^{**}	0.03 ^{***}	0.03 ^{***}	0.04	0.04 ^{***}
β_1		0.83 ^{***}	0.85 ^{***}	0.07 ^{***}	0.83 ^{***}	0.84 ^{***}	0.85 ^{***}	0.84 ^{***}	0.83 ^{***}	0.84 ^{***}	0.83 ^{***}
φ			-0.09 ^{***}				-0.03			-0.04	
β_2				0.92 ^{***}							
λ											
δ					0.59			0.24			0.38
ϑ						0.02	0.02 ^{***}	0.03 ^{***}			
γ						0.03 ^{***}	0.03 ^{***}	0.03 ^{***}			
c						0.09 ^{***}	0.09 ^{***}	0.09 ^{***}			
ν									4.56 ^{***}	4.61 ^{***}	4.61 ^{***}
Log	2331.122	2357.171	2360.968	2362.884	2359.919	2418.679	2419.321	2419.14	2412.188	2413.309	2412.875

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%。

表 5-5: 海尔股份波动模型的参数估计结果

模型	RW	RW GARCH	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	-4.290E-04	-5.62E-04	-4.79E-04	-4.76E-04	-6.65E-03	-1.39E-03	-1.18E-03**	-4.08E-03	-9.98E-04	-8.53E-04	-2.39E-03
σ	0.016***										
α		2.02E-05	4.62E-05	-1.90E-05***	2.32E-05	1.30E-05	1.57E-05	1.42E-05	1.49E-05	1.71E-05	1.54E-05
α_1		0.03***	0.08	0.08**	0.04***	0.05***	0.06**	0.05***	0.04***	0.05***	0.04***
β_1		0.88***	0.77***	0.14***	0.87***	0.85***	0.85**	0.84***	0.85***	0.85***	0.85***
φ			-0.10				-0.05			-0.05	
β_2				0.07***							
λ											
δ					0.39			0.23			0.11
ϑ						6.80E-03	6.70E-03	9.40E-03			
γ						-0.02***	0.03***	0.03***			
c						0.13***	0.12**	0.12**			
ν									5.83***	5.91***	5.87***
Log	2446.752	2459.287	2461.736	2461.682	2459.664	2493.732	2495.4	2494.261	2490.951	2493.149	2490.996

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%。

5.2.2 非参数设定检验结果

上述参数估计结果揭示了各支股票收益率序列模型中存在的一些普遍特征,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,本文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。检验结果统计量参见表 5-6。

由以上结果可以得出以下的普遍存在的结论: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。第三,GARCH 族各个模型之间的差别并不明显,说明仅仅对 GARCH 模型进行改进是不足以改进模型拟合效果的。第四,引入跳跃因子后,所有股票的 $\hat{Q}(j)$ 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。然而,其中 GARCH 跳跃模型的设定误差与 TGARCH 跳跃模型以及 GARCH-M 跳跃模型的设定误差没有多大区别。第五,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现象,降低模型设定误差,并且两者对拟合的改善程度也大体相同。然而,选择哪一种模型作为各支标的股票所对应权证合理定价的基准,还需要进一步考虑中国股票市场的实际情况。中国股票市场很容易受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各个权证合理定价的标准,比较各个模型的定价结果。

表 5-6: 各股票相对应各个模型非参数检验的 $\hat{Q}(j)$ 统计量

模型	宝钢股份			包钢股份			长电股份			招行股份			海尔股份		
	j=1	j=5	j=10	j=1	j=5	j=10	j=1	j=5	j=10	j=1	j=5	j=10	j=1	j=5	j=10
RW	69.33	65.69	62.09	33.45	33.96	27.39	64.57	79.36	79.64	38.86	34.61	33.66	22.25	25.48	18.56
RW-GARCH	54.98	53.13	46.78	22.34	22.28	19.93	59.12	65.13	71.9	31.11	24.75	25.22	21.01	22.40	19.18
RW-TGARCH	54.92	52.94	46.76	22.35	22.28	19.94	59.90	64.03	69.83	31.72	23.74	24.35	21.24	19.72	19.12
RW-EGARCH	57.40	58.15	48.26	22.64	22.09	19.33	59.16	62.06	72.45	31.21	23.19	25.12	21.96	18.07	18.53
RW-GARCH-M	58.84	55.74	49.89	23.74	22.81	21.23	58.84	65.85	72.15	33.92	27.67	26.84	20.97	21.49	18.84
RW-GARCH-Jump	20.94	20.15	16.56	7.32	5.61	4.30	23.60	27.07	33.72	11.14	5.84	8.13	12.67	13.10	10.27
RW-TGARCH-Jump	22.08	20.92	16.98	7.51	5.69	4.31	23.58	27.05	33.68	11.46	5.75	7.93	12.28	11.19	10.10
RW-GARCH-M-Jump	21.12	20.67	17.08	7.41	5.24	5.11	24.9	25.96	34.14	11.89	5.61	8.44	13.65	13.05	10.73
RW-GARCH-t	18.63	17.28	15.74	5.99	4.31	2.71	24.03	27.01	32.23	12.61	7.77	9.18	14.05	14.13	11.85
RW-TGARCH-t	20.36	18.83	17.04	6.15	4.40	2.73	24.24	26.80	33.25	13.03	7.72	8.93	12.96	11.24	11.07
RW-GARCH-M-t	19.94	19.77	18.10	6.64	4.14	4.16	24.16	26.43	32.67	13.78	7.72	9.95	14.6	14.35	11.92

5.3 定价结果及敏感性分析

5.3.1 定价中需要说明的问题

由于各支股票的背景不同，所以在对其进行蒙特卡罗模拟定价时，需要进行对其各自特殊情况的不同设定。

对于宝钢认购权证，因为其有一个大股东对股票价格的支撑承诺，所以在具体定价时，加入了最低承诺限价的条件的条件，即当模拟股价低于某最低限价时，将此最低限价对其进行替换。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 85 天后扣除承诺红利 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，执行时间 $T=252$ 天；价格支撑承诺 $S^*=4$ ；并考虑股价的日涨跌停限制；运算次数设置为 20000 次。

对于包钢认购权证和认沽权证，因为公司没有红利承诺以及股价承诺，所以在定价时没有设置红利以及各种保底价格。计算程序的初始参数设置如下：对于认购权证，初始股价 $S_0=2.07$ ；执行价格 $X=2$ ；无风险收益率 $R_f=0.025$ 。对于认沽权证，初始股价 $S_0=2.07$ ；执行价格 $X=2.45$ ；无风险收益率 $R_f=0.025$ ；定价时间点为其上市当天，执行时间 $T=252$ 天；并考虑股价的日涨跌停限制；运算次数设置为 20000 次。

对于长电认购权证，是六支权证中唯一一支在交割时候会稀释原有股权的权证，但由于其时间并不长，出现严重虚值的几率几乎为零，所以，本文可以不考虑在其执行对总股本的稀释作用以及对波动率的影响，而直接将之看作期权并利用蒙特卡罗模拟进行数值定价。又由于公司有如下承诺，“在权证行权日，上市流通的认股权证持有人如果不愿意购买股票，持有人有权将持有的权证以 1.80 元/份出售给三峡总公司”，即设置权证的保底价值为 1.8 元，所以计算程序的初始参数设置如下：初始股价 $S_0=7.23$ ，并且考虑 30 天后扣除承诺红利 0.17 元的贴现值；执行价格 $X=5.5$ ；无风险收益率 $R_f=0.025$ ；定价时间点为其上市当天，执行时间 $T=252$ 天；保底价值

支撑承诺 $P^*=1.8$ ；并考虑股价的日涨跌停限制；运算次数设置为 20000 次。

对于招行认沽权证，计算程序的初始参数设置如下：初始股价 $S_0=6.62$ ；执行价格 $X=5.65$ ；无风险收益率 $R_f=0.025$ ；定价时间点为其上市当天，执行时间 $T=378$ 天；并考虑股价的日涨跌停限制；运算次数设置为 20000 次。

对于海尔认沽权证，计算程序的初始参数设置如下：初始股价 $S_0=4.66$ ，并且考虑 30 天后扣除承诺红利 0.1 元的贴现值；执行价格 $X=4.39$ ；无风险收益率 $R_f=0.025$ ；定价时间点为其上市当天，执行时间 $T=252$ 天；并考虑股价的日涨跌停限制；运算次数设置为 20000 次。

5.3.2 定价结果及分析

通过利用 Matlab 编程，进行蒙特卡罗模拟，各支认购权证定价结果如下表 5-7、图形描述如图 5-11，认沽权证定价结果如下表 5-8、图形描述如图 5-12：

表 5-7：各个波动率模型的认购权证定价结果

序号	模型	宝钢认购	包钢认购	长电认购
1	RW	0.5614	0.2805	2.4962
2	RW_GARCH	0.6434	0.3071	2.4792
3	RW_GARCH_M	0.6593	0.3037	2.4915
4	RW_EGARCH	0.6532	0.3122	2.487
5	RW_TGARCH	0.6356	0.2993	2.4659
6	RW_GARCH_jump	0.4405	0.2610	2.3542
7	RW_GARCH_M_jump	0.4410	0.2591	2.3591
8	RW_TGARCH_jump	0.4154	0.2571	2.3902
9	RW_GARCH_t	0.6036	0.2855	2.4535
10	RW_GARCH_M_t	0.6031	0.2932	2.4447
11	RW_TGARCH_t	0.6202	0.2915	2.4898

表 5-8：各个波动率模型的认沽权证定价结果

序号	模型	包钢认沽	招行认沽	海尔认沽
1	RW	0.4389	0.3925	0.3086
2	RW_GARCH	0.4552	0.3929	0.3078
3	RW_GARCH_M	0.4578	0.3991	0.3166
4	RW_EGARCH	0.4672	0.4212	0.3185
5	RW_TGARCH	0.4519	0.3653	0.3116
6	RW_GARCH_jump	0.4121	0.3006	0.2800
7	RW_GARCH_M_jump	0.4111	0.3075	0.2722
8	RW_TGARCH_jump	0.4132	0.3596	0.3262
9	RW_GARCH_t	0.4361	0.3807	0.3244
10	RW_GARCH_M_t	0.4426	0.3868	0.3041
11	RW_TGARCH_t	0.4463	0.3445	0.3133

图 5-11：各个波动率模型所得出的认购权证价格

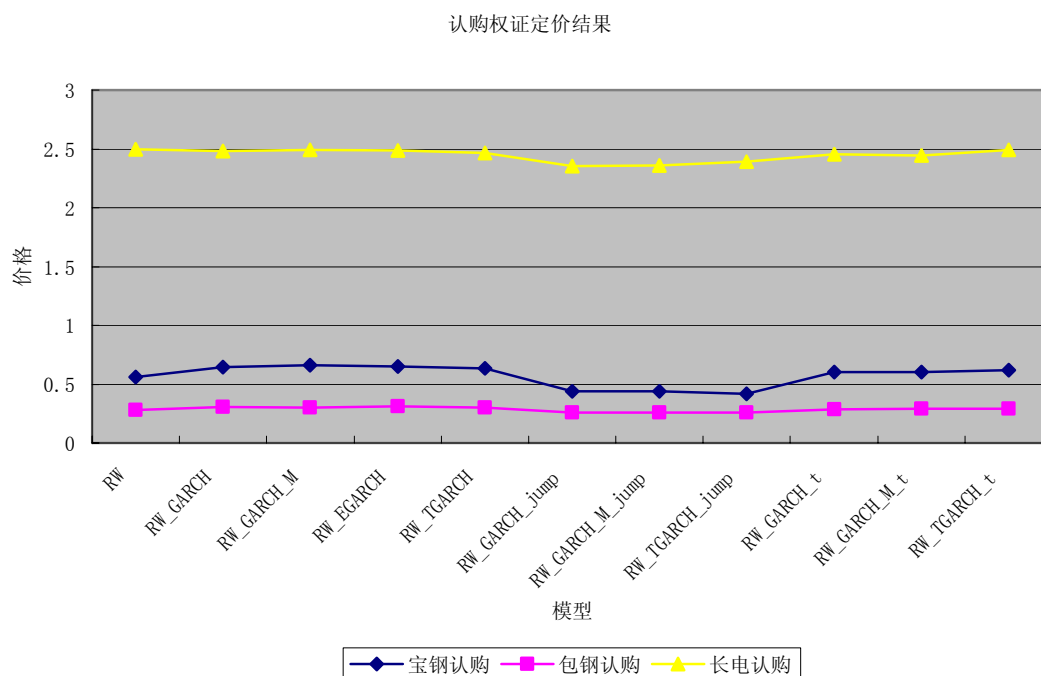
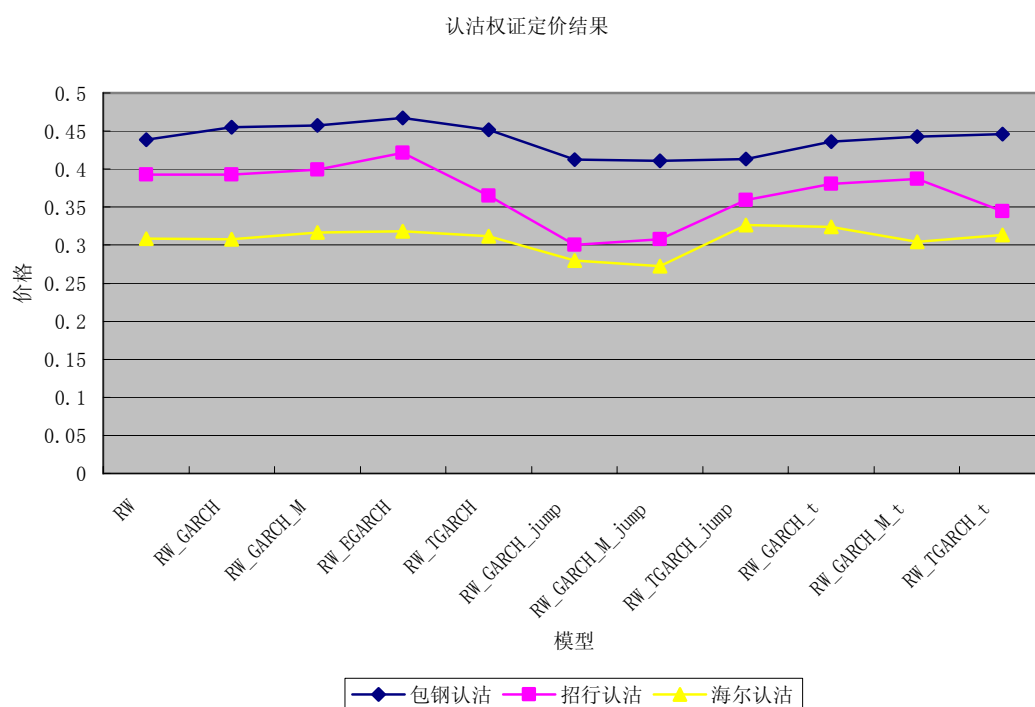


图 5—12：各个波动率模型所得出的认沽权证价格



由定价结果可以发现，不同模型的权证定价结果之间存在比较大的差异。

最为明显的是，考虑了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，而其他模型所定出来的价格之间都没有多么显著的差异。再结合收益率波动图像看，该结果差异在某种程度上说明了标的股票收益率具有频率较低但幅度较大的强烈跳跃，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结果偏高。

进一步来看，另一个更为重要的问题是，对于模型设定误差程度大体相同的跳跃模型和残差 t 分布模型来说，二者的定价结果差异却十分大。这一结果提醒了我们，在为一个衍生产品选择合适的波动率模型作为定价标准时，我们不仅要关心该模型的设定误差大小，更为重要的是要认识到，并不是只要具有相同的设定误差就对定价有相同的准确性。在此情况下，定价又必须同时考察和分析该标的证券所在市场的实际背景。只有将计量分析所得的结论同实际市场情况有机地联系在一起，

才能得出比较可靠的结论。

中国股票市场所特有的受重大政策影响的突然跳跃特征，就在很大程度上决定了跳跃模型是更为合理的选择。因此，从设定误差方面和实际市场背景结合来看，权证的合理价格也应该以跳跃模型的结果作为标准。

5.3.3 价格敏感性分析

为了进一步研究一些特定条件对于定价结果的影响，本文试针对宝钢认股权证的无风险利率和支撑价格、长电认股权证的承诺保底价格的变化，对理论定价进行敏感性分析，其结论也应对其他具有此类条件的权证定价具有普遍的适用性。

针对宝钢权证，在上面的定价中，是假设的无风险利率为 2.5%，以及股票价格的支撑为 4 元。敏感性分析中，首先在无风险利率为 2.5%的基础上，研究其分别上升和下降 0.2%对定价的影响，结果如表 5-9 所示：

表 5-9：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 ($r_f=2.7\%$)
RW	0.5965	0.6013
RW_GARCH	0.6638	0.6737
RW_GARCH_M	0.6774	0.6919
RW_EGARCH	0.6814	0.6843
RW_TGARCH	0.6617	0.6689
RW_GARCH_jump	0.4671	0.4706
RW_GARCH_M_jump	0.4638	0.4758
RW_TGARCH_jump	0.4419	0.4272
RW_GARCH_t	0.6316	0.6359

RW_GARCH_M_t	0.6276	0.6279
RW_TGARCH_t	0.6475	0.6516

以上运算结果表明，无风险利率的调整对原始定价结果影响不大。这也说明权证定价结果受无风险利率的影响比较小。在此需要说明的是，由于对无风险利率敏感性也应对其他权证品种具有普遍适用性，所以本文仅研究将宝钢权证作为利率敏感性研究的具体对象。

为了考察股票价格支撑对定价结果的影响，本文分别将宝钢股票的支撑价格由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5-10所示：

表5-10：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)
RW	0.5487	0.6538
RW_GARCH	0.6164	0.7292
RW_GARCH_M	0.6294	0.7507
RW_EGARCH	0.6313	0.7581
RW_TGARCH	0.6125	0.7396
RW_GARCH_jump	0.4356	0.5270
RW_GARCH_M_jump	0.4294	0.5211
RW_TGARCH_jump	0.4128	0.4929
RW_GARCH_t	0.5799	0.7010
RW_GARCH_M_t	0.5858	0.6942
RW_TGARCH_t	0.5908	0.7136

从以上结果来看，权证价格对标的股票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，其变动而引起的对权证估价的变动会比较明显。所以，作为支撑价格这样一种特殊的定价条件，其准确性对权证的定价很重要。需要说明的是，若其他即将上市发行的权证品种具有该类似于宝钢权证的股价承诺，则以上结论也具有普遍适用性。

再针对长江电力的特殊条款——权证最低保底价值承诺进行定价敏感性分析。将权证最低承诺限价各上下调整 0.1 元，观察定价结果变化如表 5-11：

表 5-11：权证价格对于权证保底价值的敏感性

模型	权证价格 ($P^*=1.7$)	权证价格 ($P^*=1.9$)
RW	2.4524	2.5590
RW_GARCH	2.4480	2.5414
RW_GARCH_M	2.4348	2.5438
RW_EGARCH	2.3986	2.5438
RW_TGARCH	2.4343	2.5297
RW_GARCH_jump	2.3147	2.4252
RW_GARCH_M_jump	2.3220	2.4246
RW_TGARCH_jump	2.3265	2.4393
RW_GARCH_t	2.4253	2.5114
RW_GARCH_M_t	2.4001	2.5294
RW_TGARCH_t	2.4295	2.5379

从以上结果来看，权证价格对权证支撑价值变化也较为敏感，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，如果对权证价值承诺一个特定的保底价格，则当这个保底价值偏离没有保底价值得出的正常价值越多时，该保底价值变动而引起的对权证估价的变动会越明显。所以，作为权证保底价值这样一种特殊的定价条件，其准确性对权证的定价也很重要。需要说明的是，若其他即将上市发行的

权证品种具有该类似于长电权证的权证价值保底承诺，则以上结论也具有普遍适用性。

5.4 结果差异分析

将本文以上的定价结果，特别是将跳跃模型的定价结果同市场价格相比较，可以发现市场价格与理论价格之间存在着很大的差异，如表 5-12，各支权证的价格均存在着明显的高估现象，其市场价格波动情况也相当显著，存在比较严重的市场投机。这些现象都十分不利于我国金融衍生产品市场的健康发展。所以，在进行理论定价分析的基础之上，分析产生如此严重市场价格偏离的制度原因，对改进和完善我国的股票市场和同时促进金融衍生品市场的健康发展具有重要的意义。

表 5-12：各权证上市一周的平均收盘价格与理论定价结果对比

权证名称	GARCH 跳跃模型定价结	上市一周平均收盘价
宝钢认购	0.44	1.81
包钢认购	0.26	0.51
长电认购	2.35	4.35
包钢认沽	0.41	0.47
招行认沽	0.30	0.50
海尔认沽	0.28	1.46

具体来说，分析理论价格和市场价格存在差异的原因，主要有以下几个方面：

首先，虽然采取了和期权一样的方法对各认购权证和认沽权证进行定价，但是由于研究对象并不是真正的期权产品，而是由上市公司所发行的认股权证，在发行量上是有限的，所以其价格很容易因为供求关系不平衡而被人为所操纵。当权证成为市场上炙手可热的新兴品种，供小于求时，价格自然会被炒高数倍。而真正的期

权产品，是由第三方金融机构所发行的，在发行的量上是没有上限的，即只要有市场需求，就能以某个合理的价格购买到，该价格完全不受供求关系影响，而完全是与标的资产的价格特征相关联，所以其本身就很难被人为操纵。

第二，我国尚缺乏套利机制发挥作用的条件。根据套利理论，套利是利用资产定价的错误、价格联系的失常，以及市场缺乏有效性的其它机会，通过买进价格被低估的资产，同时卖出价格被高估的资产来获取无风险利润的交易策略。套利行为是市场定价效率低下的产物，而套利行为的结果则可促使市场效率的提高，因此套利对社会的正面效应远超过负面效应，我们应予充分鼓励和肯定。而在缺乏套利机制的权证市场中，会无法通过对市场价格偏高的权证进行卖空而同时买入相应数量标的股票来实现无风险套利，进而也就无法像其他有卖空机制的期权市场上那样，因为市场中大多数人的不断卖空而使期权不合理的市场价格迅速地回归到其真实价值上去。

第三，目前所有权证的支付对价方式均为证券给付式，即在到期日如果需要执行权证，就必须用真实的标的股票来进行交割。这也给权证持有人在最后执行上增加难度。例如，某支正处于实值的认沽权证，在接近到期日时，持有人需要购入相应量的标的股票以备交割，而当所有持有该认沽权证的持有人大量买入该标的股票时，该标的股票价格必定上升，标的股票价格上升又使得认沽权证价值减小。以上原因就增加了投资者对该权证价格风险补偿的要求，也促进了权证短期炒作更胜于长期持有到期的市场选择，从而从以上两个方面导致了权证市场价格相对偏高于理论价格。

第四，就目前的权证创设机制来看，虽然可以在一定程度上放大权证的发行量，减少供求关系所引起的价格炒作，也能在一定程度上有助于套利机制发挥作用。但由于创设权证的“1:1”限制，如创设一份认购权证就要购入一份标的股票进行保证，不仅加大了创设机构的创设成本，而且另一方面也影响了对应标股票的供求关系，引起标的股票不正常的价格波动，从而进一步影响到了权证的市场价格。

基于以上几点制度及机制性原因的分析，我国应该考虑发展真正的期权市场，通过有实力的金融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，或者考虑尽可能地扩大市场规模，提高市场操纵的成本，降低市场操纵的可能性；

具体地，应尽快在市场上引入卖空机制，为市场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真实合理的价值上。具体政策建议内容，见下一章。

第六章 结论及政策建议

6.1 研究结论

本文对中国股权分置后上市发行的股票认股权证中的六支，其中三支认购权证、三支认沽权证，做了系统的定价研究。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 非参数模型设定检验方法，比较了各个模型的模型设定误差，寻找出了模型设定误差最小的波动率模型。然后，在掌握标的股票价格的波动率特征之后，利用蒙特卡罗模拟技术对波动率变化所导致的股价变化路径进行模拟，最后对权证进行定价。通过这一个系统的分析定价过程，本文得出以下几个基本结论：

第一，各支标的股票收益率波动存在着明显的 GARCH 效应、跳跃效应以及分布的非正态性，这不符合 B-S 模型的波动率恒定假设，因此直接运用 B-S 定价公式对其定价会存在较大的误差。所以，必须要考虑到标的资产收益率波动的具体特征，才能更加科学合理地为权证进行定价。

第二，在 GARCH 模型中引入跳跃因子和残差 t 分布，均可以迅速地降低波动率模型的设定误差。虽然跳跃因子和残差 t 分布的模型设定误差差别并不大，但考虑到在中国股票市场的政策背景下，众多政策出台时会对股价有的明显影响，这也与跳跃模型对收益率波动的刻画形式更为接近，所以选择跳跃模型来刻画各支权证波动率的特征就更为合适。

第三，从定价的具体结果来看，利用不同的收益率波动模型给权证定价的结果存在比较大的差异。这说明选择一个合适的模型作为权证定价的基准，对判断其合理价值具有及其重要的意义。然而，对于模型设定误差基本相同的跳跃模型和残差 t 分布模型来说，其定价结果差异很大，这又表明，在为一个衍生产品选择合适的波动率模型时，又必须将计量分析所得的结果同市场的实际情况进行有机联系，才能得出比较可靠和有说服力的结论。

第四，我国目前的权证市场价格确实存在明显高估的现象。这说明了，是市场

机制或衍生产品设计本身存在着一定的问题，才导致了比较严重的市场投机行为。所以，政策制度及市场机制上的改进和创新是势在必行的。

6.2 政策建议

针对权证市场价格对理论价值明显偏离的现象，本文提出以下几方面具体的政策建议：

第一，应不断完善权证套利机制。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。虽然创设机制在一定程度上能平抑市场价格的偏离，但由于只有部分券商能进行创设，在整个市场上可参与的套利者并不多。所以，市场应适时引入卖空机制，使得可套利的面充分扩大。

第二，应逐步改进权证创设机制。对于创设权证的券商，创设认股权证不需要全额购入标的股票，只需要购入 Δ 份的标的股票，并且以现金方式盯市补充或减少保证金数量，就能够在不至于影响正股市场价格的基础上，对券商创设权证风险进行更合理的对冲。另外，还可以扩大权证创设主体，全面发挥权证创设注销机制的套利功能，提高市场定价效率。

第三，应改革权证结算方式。尝试将实物交割变为投资者自行选择实物交割或现金交割，降低投资者套利交易成本，以及持有到期的执行风险。进一步给予投资者长期持有权证产品的动机和信心。

第四，应开始考虑推行第三方机构发行无限量的备兑权证，即真正不受供求影响的期权产品。逐步建立真正的期权市场，并快速扩大金融衍生产品的市场规模，通过创造能用多种产品进行复制、拆分或组合的机会，进一步促进套利机制完善，从而更加健康地和全面地发展我国的衍生产品市场。

最后，应加强信息发布，推广权证知识，建立风险提示机制。加强投资者的权证知识教育，使得每一个进入市场的投资者都做到最大程度的理性投资，使得权证市场健康有序地发展。应让投资权证的投资者明白，不应该是单纯地分析权证价格

走势来进行投资，而应该时刻将之视为与某标的股票息息相关的衍生产品来投资。即通过分析标的股票的各方面情况，以及根据自身风险对冲考虑，来确定持有相应权证的头寸。

[参考文献]

- [1] Black, F. and Scholes, M.. The pricing of option and corporation liabilities [J]. Journal of Political Economy, 1973, 81:637-659.
- [2] Hayne, E. Leland. Option Pricing and Replication with Transactions Costs [J]. The Journal of Finance, 1985, 5:1283-1301.
- [3] Whalley, A. E. and Wilmott P.. Asymptotic Analysis of an optimal hedging model [J]. Mathematical Finance, 1997, 7(3): 307-324.
- [4] Merton, R. C.. Option Pricing when Underlying Stock Returns are Discontinuous[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3:125-144.
- [5] Cox, J. C. and S. A. Ross (1976b). The valuation of options for alternative stochastic processes[J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3:145-166.
- [6] Cox, J. C. and M. Rubinstein. Options Markets[M]. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey, 1985.
- [7] Bernard Dumas, Jeff Fleming & Robert E. Whaley. Implied Volatility Functions: Empirical Tests[J]. Journal of Finance, 1998, 53(6):2059 - 2106.
- [8] Heston, S. L.. A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options[J]. Review of Financial Studies, 1993, 6:327-344.
- [9]Cao, C.. Pricing foreign currency options with stochastic volatility. University of Chicago working paper, 1992.
- [10] Myers, R. J. and S. D. Hanson. Pricing commodity options when the underlying futures price exhibits time-varying volatility[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1993, 75:121-130.
- [11] Amin, K. I. and V. K. Ng. ARCH processes and option valuation. University of Michigan working paper, 1993.
- [12] Duan, J.C.. The GARCH option pricing model[J]. Mathematical Finance, 1995, 5:13-32.
- [13] Hull, J. and A. White. The pricing of options on assets with stochastic volatility[J]. Journal of Finance, 1987, 42:281-300.
- [14] Scott, L. O.. Option pricing when the variance changes randomly: theory, estimation, and an application[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1987, 22:419-438.
- [15] Johnson, H. and D. Shanno. Option pricing when the variance is changing[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1987, 22:143-151.
- [16] Wiggins, J. B.. Option values under stochastic volatility: theory and empirical estimates[J]. Journal of Financial Economics, 1987, 19:351-377.
- [17] Heston, S. L.. A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options[J]. Review of Financial Studies, 1993, 6:327-344.
- [18] Galai, D. and Schneller, M. I., Pricing of warrants and the value of the firm[J]. The Journal of Finance, 1978:1333-1342.

- [19] Schulz, G.U. and Trautmann, S.. Robustness of option-like warrant valuation[J]. Journal of Banking and Finance, 1994:841-859.
- [20] 周延. 认股权证的定价模型及其应用[J]. 预测, 1998, 17(5):56-58.
- [21] 唐国正等(1998). 期权, 认股权证与可转换债券的定价[J]. 投资与合作, 1998, 12:29-33.
- [22] 王志成, 何树红. 认股权证的定价因素[J]. 华东经济管理, 2002, 16(3):118-120.
- [23] Engle, R.F.. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation[J]. Econometrica, 1982, 50:987-1007.
- [24] Bollerslev T.. Generalised autoregressive conditional eteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986, 31:307-327.
- [25] Engle, R. F., Lilien, D. M. and R. P. Robins. Estimating time-varying premia in the term structure: the ARCH-M model[J]. Econometrica, 1987, 55:391-407.
- [26] Nelson, D. B.. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns:A New Approach[J]. Econometrica, 1991, 59:347-370
- [27] Zakoian, J. M.. Threshold Heteroscedastic Models[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1994, 18:931-955.
- [28] Lawrence R. Glosten, Ravi Jagannathan, David E. Runkle. 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.
- [29] 岳朝龙. 上海股市收益率GARCH模型族的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2001, 6:126-129.
- [30] 陈浪南, 黄杰鲲. 中国股票市场波动非对称性的实证研究[J]. 金融研究, 2002, 263(5):67-73.
- [31] 俞乔. 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[J]. 经济研究, 1994, 9:43-50.
- [32] 田新时, 刘汉中, 李耀. 沪深股市一般误差分布(GED)下的VaR计算[J]. 管理工程学报, 2003, 1:25-28.
- [33] French K. R., Schwert G. W., Stambaugh R.. Expected Stock Return and Volatility[J]. Journal of Financial Economics, 1987, 19:3-29.
- [34] 吴其明, 季忠贤, 杨晓荣. 自回归条件异方差(ARCH)模型及应用[J]. 预测, 1998, 17(4):47-54.
- [35] 王安兴, 孙琼, 林少宫. 中国外汇市场波动分析[J]. 统计研究, 1998, 1:25-29.
- [36] 吴长风. 利用回归-GARCH模型对我国沪深股市的分析[J]. 预测, 1999, 4:46-47.
- [37] 张思奇, 马刚, 冉华. 股票市场风险、收益与市场效率-ARMA-ARCH-M模型[J]. 世界经济, 2000, 5:19-28.
- [38] 郑振龙. 金融工程[M]. 高等教育出版社, 2003.

后记

硕士生活即将收尾，而作为三年学业的句点及见证，我的毕业论文也在此时接近尾声。此刻，心中最为急切想表达出的还是感谢之情。

本论文是在我的导师郑振龙教授的悉心指导下完成的。在论文完成之际，我谨向郑老师致以最诚挚的谢意。他在我硕士期间对我的指导和帮助，我将终生难忘：他渊博的知识给予我充足的养分，他严谨的学风和对知识的不懈追求给予了我不断攀登的力量，他平易近人的待人方式让我如沐春风。还要特别感谢大师兄林海老师的支持，如果没有之前的合作及探讨，便没有我这篇毕业论文的萌生。感谢同窗林舒、高晓倩、张林昌等在论文写作期间的相互探讨及共勉。感谢我的父母，正是由于他们无私的爱和执著的信任，才使我有信心和毅力完成过去十几年的求学路途，而他们言行中饱含的善与美，也将于无声中滋养我的一生。