

070572

原创性声明

本人声明，所呈交的学位论文是本人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了论文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果，也不包含为获得中南大学或其他单位的学位或证书而使用过的材料。与我共同工作的同志对本研究所作的贡献均已在论文中作了明确的说明。

作者签名： 李冬冬 日期： 2009 年 11 月 24 日

学位论文授权使用授权书

本人了解中南大学有关保留、使用学位论文的规定，即：学校有权保留学位论文并根据国家或湖南省有关部门规定送交学位论文，允许学位论文被查阅和借阅；学校可以公布学位论文的全部或部分内容，可以采用复印、缩印或其它手段保存学位论文。同时授权中国科学技术信息研究所将本学位论文收录到《中国学位论文全文数据库》，并通过网络向社会公众提供信息服务。

作者签名： 李冬冬 导师签名： 杨建 日期： 2009 年 11 月 24 日

摘要

套期保值作为期货市场的基本功能之一,是期货市场实现风险转移的重要手段,也是降低价格风险波动的必要工具。在套期保值理论和实务中,最优套期保值比率的确定是其核心问题。本文在借鉴国内外相关理论和实证研究结果的基础上,以中国铜期货为研究对象,利用双变量 BEKK-GARCH 模型、含误差修正项的 ECM-BEKK-GARCH 模型以及双变量 BEKK-GARCH-X 模型这三个时变的最优套期保值比率估计模型对中国期货市场铜期货进行套期保值比率估计研究,并与传统的幼稚法和普通最小二乘法 (OLS) 进行对比,然后利用样本外数据 (I) 和样本外数据 (II) 进行套期保值绩效的衡量,以期发现一种相对较好的方法来更好地利用中国铜期货进行套期保值。

实证结果表明:

- 1、对沪铜期货进行套期保值可以有效的规避价格风险;
- 2、动态套期保值策略相比静态套期保值策略在样本内数据和在样本外数据 (I) 中的有效性相对较高,说明动态模型的预测功能较强;而且通过样本外数据 (I) 和样本外数据 (II) 的分析发现相对于双变量 BEKK-GARCH 模型和双变量 ECM-BEKK-GARCH 模型,既考虑协整关系又考虑异方差性的双变量 BEKK-GARCH-X 模型的套期保值效果最好。

3、通过实证发现沪铜期货价格与现货价格之间存在协整关系,进一步利用考虑协整关系的含误差修正项的 ECM-BEKK-GARCH 模型以及双变量 BEKK-GARCH-X 模型对沪铜期货进行套期保值研究,结果表明考虑协整关系的模型有较好的套期保值效果。

关键词 期货市场, 最优套期保值比率, 动态模型, 套期保值绩效

ABSTRACT

Hedging is one of the basic functions of the futures market. It is an important way to transfer the risk in the futures market and it is also an necessary tool to reduce the risk of price change. In the hedging theory and practice, it is a core issue to determine the optimal hedge ratio. Benefited from relevant theoretical and empirical studies, we choose the Chinese copper futures market as our study object. Then, we use three time-varying optimal hedge ratio estimation models to estimate hedge ratio for the Chinese copper futures market. These three models are the bivariate BEKK-GARCH model, the ECM-BEKK-GARCH model with the error correction term and the bivariate BEKK-GARCH-X model. Next, we compared the result with that of the traditional naive law and the ordinary least squares (OLS). After that we use the out-of-sample data (I) and the out-of-sample data (II) to measure the hedge performance, in order to find a better way to hedge for the Chinese copper futures.

The following conclusions is what we've found in this study:

- 1、 The price risk can be avoid effectively via hedge for Shanghai copper futures.
- 2、 Comparing with the static hedging strategy, dynamic hedging strategy is relatively more effective in the in-sample data and out-of-sample data (I), which indicates that the prediction function of the dynamic model is stronger. What' s more, after the analysis on the out-of-sample (I) and the out-of-sample (II), we found the hedging effect of the Bivariate BEKK-GARCH-X model is much better than that of the bivariate BEKK-GARCH model and than that of the bivariate ECM-BEKK-GARCH hedging model.
- 3、 There is cointegration relationship between future price and spot price of Shanghai copper. In order to explain the long-term equilibrium clearly between future price and spot price of Shanghai copper, we use the ECM-BEKK-GARCH model and the bivariate BEKK-GARCH-X model to study the hedging of Shanghai copper. The result shows that the model which takes the cointegration relationship into account, has better hedging effects.

KEY WORDS Futures Markets, Optimal Hedge Ratio, Dynamic Model, Hedging Performance

目 录

摘 要.....	I
ABSTRACT.....	II
第一章 绪论.....	1
1.1 选题背景及研究意义.....	1
1.1.1 选题背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	2
1.2 国内外相关文献综述.....	3
1.2.1 套期保值理论综述.....	3
1.2.2 国外套期保值比率文献综述.....	5
1.2.3 国内套期保值比率文献综述.....	8
1.3 沪铜期货套期保值现状.....	9
1.3.1 铜期货的产生与发展.....	10
1.3.2 沪铜期货市场的特点.....	11
1.3.3 铜企业进行套期保值的现状.....	13
1.4 研究内容及框架.....	14
第二章 动态套期保值比率估计模型分析与比较.....	17
2.1 动态估计模型.....	17
2.2 双变量 GARCH-X 模型的提出.....	21
2.2.1 含误差修正项的双变量 GARCH 模型.....	21
2.2.2 双变量 GARCH-X 模型.....	23
第三章 基于动态模型的最优套期保值比率估计实证分析.....	25
3.1 数据收集与样本选取.....	25
3.2 描述性统计与检验.....	26
3.2.1 描述性统计.....	26
3.2.2 平稳性检验.....	28
3.2.3 协整检验.....	29
3.3 模型参数估计与分析.....	31
3.3.1 ARCH 效应检验.....	31
3.3.2 模型参数估计结果.....	34
3.4 最优套期保值比率估计.....	36
3.4.1 样本内数据最优套期保值比率估计.....	36
3.4.2 样本外数据最优套期保值比率估计.....	39
第四章 沪铜期货套期保值绩效分析.....	45
4.1 套期保值绩效衡量方法.....	45
4.2 样本内数据套期保值绩效比较.....	46
4.3 样本外数据套期保值绩效比较.....	47
第五章 结论与展望.....	50
5.1 研究结论.....	50
5.2 对未来研究的展望.....	51
参考文献.....	52
致 谢.....	57
攻读学位期间主要的研究成果.....	58

第一章 绪论

1.1 选题背景及研究意义

1.1.1 选题背景

套期保值是期货市场的基本功能之一,期货市场发展的推动力也来自于现货市场的套期保值需求。而在套期保值理论的研究中,最优套期保值比率的确是其核心问题。从理论上讲,只有当期货市场与现货市场的价格变动完全一致时,现货市场与期货市场的反向操作才可以相互弥补损失,消除风险,达到保值效果。但是,在一般情况下,由于商品地域差异、等级差异、距离交割时间远近等因素的存在,现货市场与期货市场的价格变动不完全一致,甚至会出现价格变动方向相反的情况。因此,虽然采用套期保值可以大体抵消现货市场中价格波动带来的风险,但不能使风险完全消失,因为还存在着基差风险。为了使风险达到最小,套期保值者可以调整期货与现货数量比,即套期保值比率(Hedge Ratio)。套期保值比率是指持有期货合约的头寸大小与现货资产头寸大小之间的比值,即对一单位现货资产进行风险管理所需的期货合约的数量。

套期保值比率的研究可追溯到 20 世纪 60 年代,期货的套期保值最先由 Johnson (1960) 和 Stein (1961) 等人提出,Johnson 将投资组合理论引入期货市场的套期保值问题,第一次提出了最优套期保值比率 (Optimal Hedging Ratio, 简称 OHR), 为套期保值理论研究奠定了基础。此后的 40 多年中,众多国外学者对最优套期保值比率估计问题进行了广泛研究,最优套期保值比率估计的模型也从静态的估计模型发展到动态的估计模型,从幼稚法和普通最小二乘法发展到向量自回归模型、误差修正模型以及考虑自回归条件异方差的 GARCH 模型。

近年来,国内学术界开始对中国期货市场的价格特征、运行效率、投资者行为等方面进行理论研究,以期找出我国期货市场运行的一些规律,但是对于套期保值比率方面的实证研究是少之又少,而且所用方法大多是国外已经比较成熟的方法。较早期的文献多集中于比较幼稚套期保值比率和传统回归模型 OLS 的有效性。此后,王骏、张宗成 (2006), 方虹等 (2008), 彭红枫、叶永刚 (2007) 等对静态估计模型和动态估计模型的套期保值比率确定问题进行了研究。但在套期保值理论研究中,运用 GARCH-X 模型进行期货套期保值研究的文献鲜有报道。所以,本文利用双变量 BEKK-GARCH 模型、含误差修正项的双变量 ECM-BEKK-GARCH 模型以及双变量 BEKK-GARCH-X 模型来对中国有色金属期货的时变最优套期保值

比率估计进行研究,以期发现一种相对较好的方法来更好地利用中国铜期货进行套期保值。

1.1.2 研究意义

对套期保值问题以及套期保值比率确定问题进行研究具有重要的理论意义和现实意义。

首先,这种研究能够帮助套期保值者进行科学合理的套期保值策略,有助于微观经济主体利用期货市场锁定成本,稳定利润。随着中国产业结构的转型和经济发展对于外部资源的依赖程度加深,原材料价格波动的风险成为中国经济生活中不可避免的元素。在这样的大背景下,中国期货市场的避险功能和投资价值逐渐显现出来。中国期货市场作为重要的新兴市场,自20世纪90年代初以来得到了迅猛发展。其中,上海期货交易所(SHFE)已成为紧随伦敦金属交易所(LME)之后的全球第二大金属铜期货交易市场,大连商品交易所(DCE)也成为继芝加哥期货交易所(CBOT)之后的全球第二大大豆期货交易市场。郑州商品交易所优质强筋小麦期货在2007年全球最大的20个农产品期货和期权交易合约中,排名第7位^[1]。可见,随着我国市场化改革进程的加快以及加入WTO带来的国际市场竞争,我国相关企业利用期货市场上的套期保值手段规避现货市场上的价格风险的需求日趋强烈。

其次,这种研究能够为监管层的监管活动提供科学依据,有助于监管层正确地引导期货市场的健康发展,从而保证期货市场的有效运行。由于我国期货市场建立时间较短,相应的体制建设和法制建设还不完善,研究如何有效利用期货市场进行套期保值就显得尤为重要。党的十四大第一次明确提出建立社会主义市场经济体系,标志着我国计划经济体制的结束,因此,作为资源配置的一种有效手段,期货市场的建立与发展就成为一种必然的选择,正是在此背景之下,我国的期货交易开始产生,从此结束了新中国没有期货交易的历史。而在我国期货市场发展的初期,由于相应的市场监管制度不健全,法律法规不完善,缺乏监管经验,期货市场中人为操纵价格事件经常发生,比如1995年震惊中外的“3.27”国债风波则是其中最为典型的一个案例。从1995年开始,政府有关部门两次集中清理整顿我国的期货市场,建立健全各种市场制度与法规,严厉打击各种市场违规行为,从此,我国的期货市场开始步入了良性发展的轨道,期货的交易逐步走向规范,价格操纵现象显著减少,期货价格与现货价格的相关性逐步增强。期货市场作为风险管理的场所,在国民经济中的重要作用,尤其是套期保值功能,日益受到人们的认同和重视。

因此,对中国期货市场的套期保值比率确定问题进行理论与实证研究是有必要的,其对于提高期货市场的运行效率、增强其国际竞争力、促进完善和发展期货市场运行机制、更好的利用期货市场进行套期保值策略具有重要的意义。

1.2 国内外相关文献综述

1.2.1 套期保值理论综述

套期保值作为期货市场的基本功能之一,是期货市场产生和发展的基础。随着金融市场和金融科学的发展,套期保值理论不断地发生变化,经历了从传统套期保值理论或“幼稚”套期保值理论(Traditional or Naive Hedging Theory)到选择型套期保值策略(Working's Hypothesis),再到现代套期保值理论(Portfolio Approach to Hedging)的转变过程。

1、传统套期保值理论

在 20 世纪初期,经济学界对套期保值的研究相当匮乏,直到 20 世纪中期欧文发现了“欧文定律(Irwin's Law)”,才使经济学界对期货市场功能理论的认识发生革命性变化。欧文定律明确指出期货市场诞生的主要推动力是套期保值者,而不是投机者。套期保值概念是英文 hedge 的意译,其本意是用树篱围住或是隔开,在金融界人们用的是其引申意。套期保值标准的定义为:为暂时替代未来现金头寸或抵消当前现金头寸所带来的风险所取的头寸状态。简单地说,套期保值意味着构建对冲风险的头寸^[2]。

在传统套期保值理论中,希克斯(Hicks)和凯恩斯(Keynes)认为套期保值交易可以把价格风险从套期保值者转移到投机交易者,而使套期保值者得以规避风险^[3]。而套期保值者交易时应当遵循如下四个原则,即品种相同原则、时间相应相近原则、方向相反原则、数量相等或相当原则。其内涵“方向相反”界定了套期保值者在期货市场的多空方向,“数量相等或相当”界定了持仓数量。该理论认为套期保值者参与期货交易的目的在于不在于从期货交易中获取利润,而是要用期货交易中的获利来弥补在现货市场上可能发生的损失。

传统套期保值理论在整个套期保值理论体系中处于基础地位,它最直接、最纯粹地体现了套期保值的本质。事实上,在完全的市场条件下的某一特定的社会经济系统内,商品的期货价格和现货价格受大体相同的因素影响,两种价格的走势基本一致,而在期货合约到期时由于套利行为将使商品的期货价格和现货价格趋于一致,因此这样就可以用一个市场的利润来弥补另外一个市场的损失。即如

果期货市场价格和现货市场价格波动完全一致,不存在交易费用和税收等其他条件,则可实现完全套期保值。然而,在套期保值的实际运用中,这样的原则就显得机械而缺乏灵活性,可操作性不强。

2、选择性套期保值理论

20 世纪 50 年代,期货市场进入了一个稳步发展的时期,期货套期保值理论也越来越完善,萨缪尔森、沃金(H. Working)等经济学家对期货理论的形成与发展起到了至关重要的作用。沃金对期货理论的最主要贡献在于他提出了选择性套期保值理论,又称基差套期保值策略(Basis Hedge Strategy),他将现货价格和期货价格的差定义为基差^[4]。沃金的理论与传统的套期保值理论最大的区别在于,他认为套期保值者不是纯粹的风险最小者,应看作是预期收益最大者。他认为套期保值的目的与核心并不在于能否规避价格风险,而是能否通过利用基差的变化来谋取利润,这就改变了人们对传统套期保值理论中“数量相等,方向相反”的理解。

在 1945 年以前,涉及期货市场中的套期保值交易,都是按照“数量相等,方向相反”的原则进行交易。Working 认为套期保值的结果不一定会将风险全部转移出去,套期保值者为避免现货价格变动的大幅风险,选择了相对较小的基差风险,承担着因现货价格与期货价格变动趋势不一致而引起的基差变动风险。因此为了减少、消除基差风险乃至从基差变动中获取额外利益,保值者可以在合约到期月份、保值商品种类、多空头寸及持仓数量 4 个变量上做出适时有效的选择和调整。从这一点看,套期保值者与投机者的差别仅在于前者承担的变动幅度通常较小,而在动机上没有根本差别。套期保值者的活动一般是保险与投机的混合,它并没有消除风险,而只是降低风险,在大多数情况下投资者是以利润最大化为追求目标,而非简单只追求风险最小化,故以基差的大小判断是否进行套期保值操作。基差交易的实质,是套期保值者通过基差交易,将套期保值者面临的基差风险通过协议基差的方式转嫁给现货交易中的对手,套期保值者通过基差交易可以达到套期保值或者盈利的目的。在这种意义上,套期保值是一种套期图利行为。套期保值者只有在他认为有利可图时,才会去进行套期保值,因此套期保值也是投机的一种,只是它不是投机于价格,而是投机于基差变化。

3、现代套期保值理论

20 世纪 60 年代,约翰逊(Leland Johnson)和斯第恩(Jerome Stein)提出现代套期保值理论(Johnson.1960)^[5],核心是交易者在期货市场进行套期保值,实质上是对期货市场与现货市场上的资产进行组合投资。在套期保值期间,组合投资

的套期保值比率将随着时间的推移,根据交易者的风险偏好和对期货价格的预期而变化。认为套期保值者除了可以有选择地做套期保值交易之外,买卖的合约数量也不一定要与现货交易的数量一致,其最终目的是取得最大的投资收益,并且最小程度地承担投资风险。1970年代末 Ederington 又将 Johnson 和 Stein 的方法推广到金融头寸的套期保值^[6]。

根据时间的先后顺序,现代套期保值理论研究主要分成3种不同类型:风险最小化分析(Risk Minimization)、均值-方差分析(Mean-Variance Approach)、风险-收益权衡分析(Risk-Return Trade-off)^[7]。下面分别简述如下:

(1) Johnson 利用 Markowitz 的投资组合理论提出了最小风险分析基础上的最优套期保值比率的确定方法,将追求风险最小化和 Working 追求预期利润极大化的观念加以整合,将现货和期货视为一个投资组合,来解释套期保值者为什么有时会采用部分套期保值的方式。Johnson 认为现货和期货并不是完全替代的关系,主张在持有现货头寸的情况下决定期货头寸的大小,并求出使投资组合方差最小的套期保值比率,从而进行套期保值操作。

(2) Anderson (1981)^[8], Kahl (1983)^[9]等学者采用收益与风险并重的均值-方差分析方法,来衡量套期保值组合的期望收益和风险,希望在风险最小化的同时使组合的期望收益最大。Kahl 分析推导了在套期保值者的期望效用函数为二次形式且收益呈现正态分布的假设下,使目标函数的期望效用最大化。但在分析中所使用的效用函数具有很大的主观随意性,无法运用数学方程形式精确描述,故难以进行深入的定量研究。

(3) 风险-收益权衡分析方法是设计一种同时考虑收益与风险的权衡指标,来求出最优的套期保值比率。Howard (1984)^[10]以最大化 Sharpe 绩效指数为目标函数,求解出最优套期保值比率。这种分析方法中,权衡指标可以根据投资者的需要来设计和求解,具有较好的实际意义。

现代套期保值理论引入了组合投资概念,它的主要论题有3个:套期保值的规模、套期保值是否有效、套期保值的成本。套期保值的规模是用套期保值比率来刻画的;套期保值是否有效是用进行套期保值而使风险减少的程度来度量的;套期保值的成本就是指它减少套期保值者预期利润的程度。套期保值是否有效和套期保值的成本结合起来决定了套期保值的效率,有效率的套期保值相对于每一单位成本能减少大量的风险。

1.2.2 国外套期保值比率文献综述

在套期保值理论和实务中,最优套期保值比率的确定是其核心问题。在标的

资产数量一定的情况下,投资者在进行套期保值时面临的一个关键问题就是对于每单位标的现货资产究竟需要持有多少期货合约来进行套期保值,或者最优的套期保值比率应该如何决定?

套期保值比率的研究可追溯到 20 世纪 60 年代,期货的套期保值最先由 Johnson (1960) 和 Stein (1961) 等人提出,Johnson 将投资组合理论引入期货市场的套期保值问题,第一次提出了最优套期保值比率 (Optimal Hedging Ratio, 简称 OHR),为套期保值理论研究奠定了基础^[5]。他们的分析以 Markowitz (1952)^[11]的投资组合理论为基础。20 世纪 70 年代,Ederington 将他们的分析进行了拓展,提出最小方差的套期保值比率,他认为投资者进行套期保值的目标是使得所持有的资产组合的方差最小化,因此能够产生最小组合方差的套期保值比率应该就是最优套期保值比率。他同时论证了最小方差的套期保值比率可以被定义为期货价格和现货价格之间协方差与期货价格方差的比率,然后他证明了最小方差套期保值比率刚好是从普通最小二乘回归 (OLS) 得到的斜率系数,其中现货价格和期货价格分别为因变量和自变量^[6]。后来发展出理论上更为优越的方法是用现货价格的变化和期货价格的变化分别作为因变量和自变量。这一经典的分析方法沿用至今,称为 JSE 方法 (JSE 来自 Johnson、Stein、Ederington 三位学者名字的首字母)。

在 Ederington 的分析基础上,随后众多学者对此进行了进一步的研究。Figlewski (1984)^[12]首先将最优套期保值比率的研究应用到股票指数期货的研究领域。他考察了在 1982 年到 1983 年之间,利用标准普尔 500 指数期货合约对以五种主要的股票指数为标的资产的资产组合进行套期保值的效果。他证实了事后的最小方差套期保值比率可以运用历史数据通过 OLS 进行估计,并且证明了运用最小方差套期保值比率进行套期保值的有效性较高。Junkus & Lee (1985)^[13]考察了三种美国股票指数期货的套期保值有效性,证实了最小方差套期保值比率在降低现货资产组合的风险方面要优于通过其他方法得到的套期保值比率。

随着计量经济学的发展,众多学者逐渐对传统的普通最小二乘方法和最小方差方法提出了质疑。Ghosh (1993)^[14]通过对利用标准普尔 500 指数期货为几种股票组合进行套期保值的实证研究发现,由于忽略了协整关系,从传统的 OLS 模型中获得的套期保值比率将被低估。由 Granger (1981)^[15]提出的协整理论表明,如果两个序列是协整的,那么一定存在同时包含短期动态信息和长期信息的误差修正模型。Engle and Granger (1987)^[16]首次提出了协整的检验方法 (E-G 两步法),基本上解决了时间序列中的非平稳问题,但是这种方法的不足之处在于缺乏对参数的严格推断,而参数推断正是期货价格无偏性检验的核心,Johansen (1988)^[17]在 Engle and Granger (1987) 的研究基础上,提出以向量自回

归(VAR)模型为基础的协整检验方法, Johansen(1991)^[18]提出了基于协整的向量误差修正模型(VECM)来衡量期货价格与现货价格短期偏离长期均衡状态的程度。Lien & Luo(1993)^[19]证明,由于现货和期货市场之间存在协整关系,在估计股票指数期货的套期保值比率中包含误差修正项的模型会更加优越。Lien(1996)^[20]进一步证明了如果投资者在建立保值头寸时,总是运用简单一阶差分模型来估计套期保值比率而不考虑误差修正项,那么投资者有可能遭受损失。Chou、Denis & Lee(1996)^[21]通过研究日经指数期货的套期保值,得到了与前文一致的结论。他们估计和比较了传统的模型和误差修正模型得出的套期保值比率,发现误差修正模型的结果在统计意义上更加显著。

Engle(1982)^[22]提出了自回归条件异方差(ARCH)模型以及随后在此基础上发展的并被广泛应用的广义自回归条件异方差(GARCH)模型能很好的捕捉期货价格与现货价格序列中普遍存在的异方差性。Myers & Thompson(1989)^[23]发现利用OLS模型进行套期保值比率的计算会受到残差项序列相关的影响,认为回归方程中的解释变量和被解释变量之间的协方差和解释变量的方差是由模型的信息集决定的,因而信息集随着时间的推移而改变,同样由它们所确定的最优套期保值比率也会随时间变化。Baillie & Myers(1991)^[24]进一步证实了如果期货价格和现货价格是时变的,那么估计静态的套期保值比率将是不合适的。Bollerslev(1990)^[25]、Kroner and Sultan(1991)^[26]的实证表明时变的套期保值比率在保值效率方面要优于静态的套期保值比率。Baillie & Myers(1991)和Myers(1991)通过考察商品期货市场,发现采用基于GARCH模型的动态套期保值策略与传统的常数静态套期保值策略相比,能够改善套期保值的效果。随后Lee(1994)^[27]基于Engle and Granger(1987)的协整理论发展了GARCH-X模型,他认为误差修正项代表了短期偏离效应,如果短期偏离效应影响条件均值方程,那么它也会对条件方差方程产生影响。

Park & Switzer(1995)^[28]首先将动态套期保值策略的研究应用到股票指数期货。他们使用标准普尔500指数期货和多伦多35指数期货的日数据序列进行了实证研究。他们论证了在考虑交易成本的情况下,与传统的策略,如OLS套期保值、包含现货与期货协整的OLS套期保值策略相比,应用GARCH模型的套期保值策略的绩效有所改进。Lynpy & Powalla(1998)^[29]对于德国股票指数DAX期货,研究了基于GARCH协方差结构和平均收益率的误差修正项相结合的动态套期保值策略的有效性。他们发现,与简单的常数套期保值策略和考虑误差修正项但不考虑GARCH协方差结构的套期保值策略相比,采用这种模型对策略的有效性有显著改善。这一结论与Park & Switzer(1995)的研究结果一致。Chakraborty & Barkoulas(1999)^[30]也使用GARCH模型对五种外汇期货的套期保值策略进行

实证研究。他们的研究表明,时变的套期保值比率是最优的。

Kroner and Sultan(1993)^[31]将 ECM 和 GARCH 类模型结合起来,提出了 ECM-GARCH 模型,并用此模型估计了英镑等世界主要货币期货的最优套期保值比率,证明了考虑协整关系与异方差性的 ECM-GARCH 模型相对于其他模型有较好的套期保值效果。Sim & Zurbrugg (2001)^[32]的研究表明,考虑现货价格与期货价格之间的协整关系和考虑价格风险的时变性对于估计套期保值比率一样都很重要。他们对 FTSE100 现货和期货合约进行的实证研究证明,采用时变的套期保值比率比简单的常数套期保值比率更有优势。Kavussanos(2000)^[33]、Choudhry(2003)^[34]采用 Lee(1994)的 GARCH-X 模型分别对波罗的海运价指数期货和六种外汇期货进行套期保值研究,其实证结果均表明 GARCH-X 模型能实现较好的套期保值效果。Choudhry(2008)^[73]采用 BEKK GARCH 模型、GARCH 模型、BEKK GARCH-X 模型和 GARCH-X 模型四个模型对美国商品期货进行了套期保值研究,结果表明考虑长期均衡关系的误差修正项的引入优化了套期保值效果。

Yang & Allen (2004)^[35]利用静态和动态的四种不同的模型对澳大利亚所有的普通股票价格指数(AOI)和相应的指数期货合约(SPI)进行最优套期保值比率估计研究,然后基于风险-收益分析和效用最大化分析方法,利用事后的(样本内)和事前的(样本外)数据样本对四种模型估计出来的套期保值比率的套期保值有效性进行了比较。研究发现,两种不同的分析方法对于样本内的套期保值的有效性结果不一致,利用风险收益分析得出的是不确定的结论,利用效用最大化的分析方法表明 OLS 估计的套期保值比率会产生较好的效果;而对于样本外的套期保值有效性进行的比较发现,两种分析都证明基于动态时变的多元变量 GARCH 模型的套期保值比率的有效性较高。

综上所述,我们可以发现,套期保值比率的实证研究经历了从静态到动态的发展过程,这一过程是与计量经济学的发展分不开的。许多学者基于 GARCH 模型或 GARCH 模型的拓展模型提出了不同的估计动态时变的最优套期保值比率的策略,而且由于检验出现货和期货存在协整关系,故将误差修正项考虑在动态模型之内是非常必要的。然而一些学者指出,尽管更加复杂的技术可能存在优化套期保值效果的潜力,但它们也存在着一些重大的缺陷。比如其中一些方法在估计上十分困难,并且会产生巨大的交易成本。但在理论研究过程中,由于动态的模型能够更加精确的刻画市场价格运行的规律,因此动态的研究趋势还会持续下去。目前国内的期货市场发展日趋成熟,对国内的期货市场开展这方面的研究是非常有意义的。

1.2.3 国内套期保值比率文献综述

与国外的研究相比,国内对期货市场套期保值比率的研究相对较少,而且所用方法大多是国外已经比较成熟的方法。较早期的文献多集中于比较幼稚套期保值比率和传统回归模型 OLS 的有效性。吴冲锋等(1998)^[36]使用基于均值-方差分析的最大效用套期保值模型对沪市期铜进行实证研究,在设定负指数效用函数的条件下,求出最优的套期保值比率,提供了另一种估计套期保值比率的思路,但是由于效用函数的主观性,这种模型的使用受到很大限制。袁象等(2003)^[37]研究了价格时间序列的协整关系对套期保值比率以及相应的套期保值策略的影响,认为如果忽略现货价格和期货价格之间的协整关系会降低模型有效性。花俊洲、吴冲锋等(2003)^[38]通过对上海期货交易所 3 月期铜的最小风险套期保值的实证分析得出,上海期铜市场套期保值是有效的,进行套期保值后的风险远远小于不进行套期保值的风险,并且随着时间的推移,期铜市场套期保值的有效性基本上是在逐年提高,这说明我国的期铜市场基本上是逐渐趋于有效的。

冯春山、吴家春等(2004)^[39]对石油期货时变的套期保值比率进行了研究,实证表明了运用带有 GARCH 误差项的向量误差修正模型求解时变套期保值比率有更好的效果。王骏等(2005)^[40]使用通用的静态和动态等四个模型对铜期货、农产品期货等套期保值的适用性和有效性进行了研究,认为误差修正模型 ECM 和 EC-GARCH 模型的有效性明显优于传统静态回归模型。王骏、张宗成(2006)^[41]运用最小二乘法(OLS)、双变量向量自回归模型(B-VAR)、误差修正模型(ECM)和含误差修正项的广义自回归条件异方差模型(EC-GARCH)对中国有色金属期货的套期保值比率进行了研究,证明了考虑协整关系的 ECM 模型和 EC-GARCH 模型的套期保值比率和套期保值绩效比 OLS 模型和 B-VAR 模型要好。随后方虹等(2008)^[42]通过以上四种模型对石油期货的套期保值比率进行了研究,得出 ECM-GARCH 模型相对于其他三个模型有较好的效果,并且还得出长周期的套期保值效果优于短周期的套期保值效果。彭红枫、叶永刚(2007)^[43]分别运用了双变量 GARCH 模型(BGARCH)、双变量 ECM-GARCH 模型以及修正的 ECM-GARCH 模型对中国铜期货市场的最优套期保值比率问题进行了实证研究,并且得出了考虑协整关系的 ECM-GARCH 模型具有更好的套期保值效果,并且证明了使用 Engle-Granger 两步法中的残差来表示误差修正项更适合于处于发展初级阶段的中国铜期货市场。

总的来讲,随着中国期货市场的不断发展,国内学者对中国的期货市场也逐渐进行了大量的实证研究。

1.3 沪铜期货套期保值现状

1.3.1 铜期货的产生与发展

金属期货交易所的诞生缘于英国的工业革命。19 世纪的工业革命使英国的金属需求迅速增加,消费量大大超过产量,需要大量进口金属,因此金属贸易在英国得到迅猛发展,致使金属价格出现大幅波动。这就为金属贸易商们和消费者出了一个难题:金属贸易商们从遥远的智利、澳大利亚等地购买铜原矿以及精矿,却无法知道铜矿到达英国后的价格,而且航运进口大量金属矿石给商人带来很大的风险。然而当时的交易和定价都是随机的,航运时间不确定,航运风险无法估计,信息获得不及时,也没有正式的商业市场。^[44]

到了 19 世纪初,蒸汽机和电报的应用改变了上述状况。这样金属贸易商们和消费者可以预计航运时间,并通过电报在货物到达伦敦之前即可获悉相关信息。于是,伦敦的金属商人开始聚集在城市的咖啡馆里,对即将到达的货物进行远期交易,采取预约价格的方式,在货物没到之前就签订合同,以防止价格下跌带来的损失。随着工业革命的深入,为满足英国工业日益增长的需求,金属交易量越来越大,越来越多的商人被吸引来进行交易。1876 年,由 300 名金属商人发起成立了伦敦金属有限公司。1877 年,金属交易达到一定规模,商人们决定成立伦敦金属交易所公司(London Metal Exchange Company),专营金属交易,这就是现代伦敦金属交易所(LME)的雏形。自此,开始了真正意义上的铜期货交易。到目前为止,国际上开展铜期货交易的除了伦敦金属交易所公司外,还有纽约商品交易所(YMEX)的 COMEX 分部。

进入 20 世纪 90 年代,随着期货市场的发展和套期保值需求的增加,除了大型的生产、消费、流通企业是市场的主要参与主体外,基金、银行等的参与为期货市场注入了新的活力,从而使铜交易量在 20 世纪 90 年代之后飞跃发展。为了适应市场发展的需要,为参与者提供更多更有效的保值工具,各期货交易所先后推出了期权交易,比如 LME 先后推出了交易期权(traded options)和交易平均价期权(Traded average Price options)。尽管期权交易量与期货交易量相比微不足道,但期权交易机制的存在,进一步促进了期货交易,市场参与者可以充分利用期货合约与期权合约的多种组合,根据自身需求构造独特的投资与保值策略。

我国自改革开放之后,确定了计划经济向市场经济转型,因此根据市场定价的产品范围不断扩大,价格出现大幅波动。为了寻求解决这一难题的有效途径,在与国外交流经济发展经验,特别是西方发达国家运用市场机制合理配置资源的经验基础上,党中央和国务院领导先后作出重要批示,决定“积极发展各类批发贸易市场,探索期货交易”,从而确立了在我国开展期货市场研究的新课题。在

国家相关部门的指导下,在深圳市人民政府的领导下,有色深圳联合公司及有色供销运输总公司等单位联合投资创建了深圳有色金属交易所,于1991年6月30日正式成立,开始了铜、铝、铅、锌、锡、镍6个基本金属的远期交易,标志着中国有色金属期货市场雏形的形成。

1992年5月28日,经中国证监会批准,上海金属交易所成立并开业,上市品种同样是铜、铝、铅、锌、锡、镍6个基本金属。自1993年3月至1993年11月,先后推出铜、铝、铅、锌、锡、镍期货标准合约,真正开始了6个基础金属品种的期货交易。上海铜期货交易起步虽然晚,但交易量很快超过深圳。上海、深圳金属期货市场的成功,吸引了许多省市领导来参观视察,也掀起了开办有色金属市场交易的高潮。在继深圳、上海之后,成都、沈阳、重庆、天津等地也纷纷成立了期货交易所,开展有色金属的期货交易,铜是这些交易所共同的交易品种之一。

但是由于当时的法律法规不健全、相关制度不完善、监管措施不到位等原因,造成了全国各地一哄而上的混乱局面。因此从1995年起,中国证监会对期货市场进行了两次清理整顿,第一次发生于1995—1996年,中国证监会开始整顿国内期货交易所并重新审定经纪公司兼营机构的代理资格。在四十多家期货交易所中保留15家作为试点,原上海金属交易所成为15家试点交易所之一。第二次是1998—1999年,中国证监会再一次对期货市场进行了结构调整,交易所由14家撤并为3家,上市品种保留了12个(铜是其中的一个品种)。在此次结构调整中,上海金属交易所与上海商品交易所、上海粮油交易所合并为上海期货交易所,深圳、沈阳、重庆、天津、成都等9家期货交易所被取缔。从此,上海期货交易所也就成了国内进行铜期货交易的唯一的交易所。

自2000年起,期货市场的清理整顿基本结束,开始步入规范发展阶段。上海铜期货市场的交易量逐年递增,市场规模逐渐扩大。中国经济的高速发展,推动着中国铜期货市场不断发展并日渐成熟,随着中国成为世界最大的铜消费国,中国对国际铜市场的影响力也与日俱增,这进一步提升了上海铜期货交易所的地位。

1.3.2 沪铜期货市场的特点

1、市场规模大,交易活跃

铜期货合约是目前中国发展最完善、交易最活跃、影响力最大的合约,具有很强的代表性。据上海期货交易所2008年度年报披露铜期货“成交继续活跃,市场规模稳健扩大,市场功能有效发挥,全年累计成交合约4154.65万手,成交

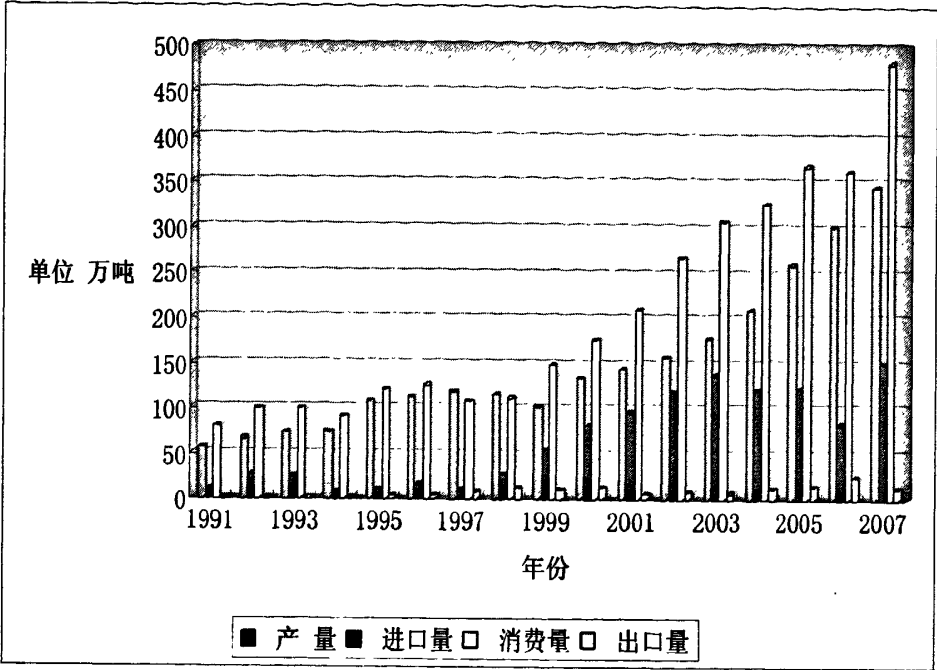
金额 99640.89 亿元, 占全国期货市场总成交金额的 13.84%。”由此可见铜期货市场拥有众多的套期保值者, 大大地削弱了投机资本操纵价格的可能性, 使期货市场的价格发现功能得以正常的发挥, 从而更好地为生产经营者提供正确的价格指导信号, 不断调整生产经营决策, 以达到规避风险的目的。

2、国际影响力逐渐提高

随着国内市场与国际市场的日益接轨, 两者之间的联系也越来越紧密。尤其是随着中国市场的进口量和消费量的快速增长, 国内铜市场在国际市场上的影响力日益加强。以前国际铜价的走势在很大程度上制约着国内铜价的走势, 上海的铜期货价格曾经一度被称作国际市场的“影子价格”^[47], 但从 2002 年开始沪铜显示出自己的独立性, 并进一步影响到 LME 的价格。近年来, 中国学术界也对国内外铜期货市场之间的关联性以及信息传递效应方面进行了实证研究。华仁海等 (2007)^[48]从波动溢出效应角度对国内外期货市场进行了研究, 说明铜的国内、国际期货价格之间的联系比较紧密。刘庆富等 (2008)^[49]对 LME 与 SHFE 金属期货市场之间的信息传递效应进行了研究, 结果表明 LME 与 SHFE 之间的交易信息是相互引导和相互影响的。与 LME 的联动性使铜这个品种不仅体现了国内的供求状况, 在一定程度上反映了国际市场上的供求状况, 这种联动性也使铜价格走势更理性。今天, 上海铜期货市场依靠自身的市场规模和地域优势, 已经于伦敦 LME 和纽约 COMEX 并肩成为世界三大铜定价中心。

3、我国企业对铜进行套期保值的需求增加

近几年随着我国经济保持高速增长的态势, 国家大力进行基础设施建设, 致使铜的需求快速上升。我国自身的铜生产并不能满足国内市场的需求, 因此每年都要大量的从国外进口铜矿, 图 1-1 显示了我国自九十年代初开始每年的精铜产量、出口量、消费量和进口量。由于汇率的变动、关税的不同、生产消费上的差异以及一些政策性风险, 国内企业在购买铜矿材料时会因国际市场上价格的变化而产生损失。为了弥补损失和分散风险, 国内企业在国内铜期货市场上有大量的套期保值的需求。另外, 大型铜生产企业、消费企业、流通企业成为了市场的中坚力量, 他们以套期保值为主, 为稳定市场、增强市场信心起了积极的作用。



注：数据来源：国家统计局、国家海关总署、WBMS(世界金属统计局)等相关统计

图 1-1 我国 1991-2007 年铜供求情况

1.3.3 铜企业进行套期保值的现状

我国铜企业可以分为铜生产企业、铜流通企业和铜加工企业。目前我国进行套期保值的企业主要集中在铜流通企业，其次是铜生产企业，而铜加工企业则较少进行套期保值。究其原因，可以从以下几方面阐释：

1、由于经济的高速发展，对铜需求的急剧增加，促使我国大量进口精铜和铜矿石，因此铜流通企业面临非常大的价格风险，他们要通过低买高卖来赚取中间差价，而在从国外订货到国内订单发出的较长时间内，铜价的任何变化都会影响贸易商的利润水平，另外，这期间内汇率、关税、增值税的变化以及各个国家政策的变化都很难预知，因此流通企业均通过在期货市场套期保值来分散价格波动风险。由于上海期货交易所铜价与国际主要铜期货交易所（伦敦 LME 和纽约 COMEX）铜价的联动性较强，以及国内期货交易的仓储结算与汇划资金的快捷，使得贸易商大部分选择在国内期货交易所来做套期保值，也有部分选择在国外期货交易所进行套期保值操作。^[50]

2、大型铜生产企业因需要从国外进口优质铜矿石，会遇到和流通企业一样的问题，这将直接影响到精铜的销售价格，因此生产企业也进行套期保值。虽然铜生产企业也进行套期保值，但数量很少。这主要是由于：（1）企业制度的限制。我国现行企业制度的特征是，产权不清晰，权责不明确，奖惩制度不完善，对国

有资产的保值增值定义不清楚,这些都是参与期货交易的企业对套期保值的含义理解不清的制度基础。套期保值的盈亏应该是现货、期货统一结算,这就有可能出现现货亏损期货盈利、也有可能出现期货亏损但现货盈利的情况,这正是套期保值的目所在。(2) 缺乏专业的期货套期保值分析人才。我国大型铜生产企业中的期货工作人员大多没有经过系统培训,期货以外的金融知识更是缺乏。但大型企业又往往特别需要那些杰出的、能够给企业领导提出合理化建议的期货高级人才,这些专业人才必须既熟悉现货市场的操作流程,同时又是期货方面的专家。

3、铜加工企业很少进行套期保值主要是由于目前他们与流通企业的供货渠道不同,致使其对于套期保值的迫切性也有差异。铜加工企业由于其自身需求较大且不直接从国外进口,因此通常会与国内大型铜生产企业和流通企业建立长期合作关系,另外,铜加工企业也可通过提高其产品价格来弥补铜矿价格变动所带来的损失。^[51]

1.4 研究内容及框架

本文的研究内容包括理论分析和实证研究两个方面。在理论分析部分通过总结套期保值理论,特别是套期保值比率确定方法来分析目前现有方法的不足。在实证研究中,本文利用我国有色金属期货市场上的铜期货价格数据与现货价格数据构造模型,并估计出动态的最优套期保值比率,从而分析动态套期保值比率估计模型的套期保值绩效的优劣。具体内容:

第1章首先对论文的研究背景做了介绍,结合我国现阶段实际情况和发展趋势提出研究的必要性,为本文的研究课题提供了现实背景和理论意义,然后对目前沪铜期货市场的套期保值现状进行了分析,包括国内、国外铜期货市场的产生与发展,并主要介绍了中国铜期货市场套期保值的利用现状,为本文的研究提供了现实依据;

第2章对套期保值比率动态估计模型进行了总结和归纳分析,对比各种不同方法的优劣,为本文的研究奠定了理论基础;

第3章是实证研究,是本文的核心部分。主要是模型构建,通过 Rats, Eviews 等软件,给出了模型算法的实现,采用我国铜期货市场和现货市场相关数据进行了实证研究,通过统计软件完成众多参数的估计,并将得到随时间变化的套期保值比率;

第4章是利用第3章构建的模型对沪铜期货套期保值绩效进行比较分析,是对前述实证分析结果的检验,通过样本内和样本外数据,考察以风险最小化为标准的套期保值效率,以衡量模型的优劣;

第5章是论文的结论,对本文的研究成果做了总结,并对最优套期保值比率

估计方法的进一步研究提出展望。

本文的技术路线如下图：

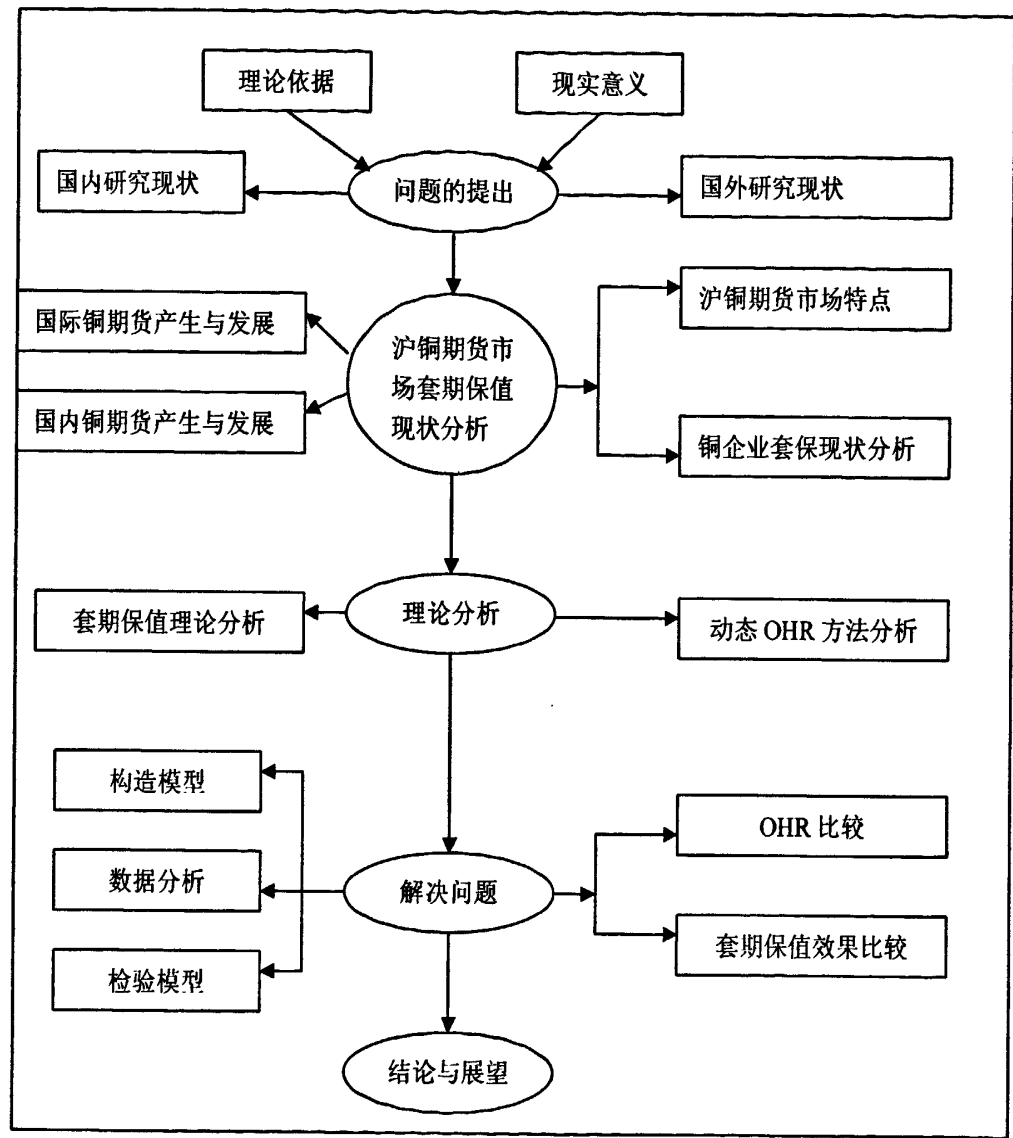


图 1-2 技术路线图

第二章 动态套期保值比率估计模型分析与比较

2.1 动态估计模型

传统的关于套期保值比率估计分析方法无论是普通最小二乘法模型 (OLS) 还是向量自回归模型 (B-VAR)、误差修正模型 (ECM), 都是根据估计结果得到一个静态的最优套期保值比率, 即得到一个常数。这样的方法隐含的一个假设就是, 现货市场和期货市场的风险不会随时间变化而变化, 也就是说不管在什么时候进行套期保值, 都可以采用相同的最小方差套期保值比率。然而, Bollerslev (1990) 和 Kroner & Sultan (1991) 已经证明了新信息的获得会对不同资产的风险产生影响。因此, 通过传统的模型计算出的套期保值比率不能使资产组合风险 (方差) 总是保持最小。所以说, 更精确的风险最小化的套期保值比率应该是动态的, 随时间不断变化的, 而不应该是一成不变的。

1、ARCH 模型

金融资产收益率序列存在着与普通时间序列分析假设不相符的特征, 这些特征包括: (1) 与正态分布相比, 资产收益率序列的实际分布存在“尖峰厚尾” (Higher peaks and fatter tails) 的形态; (2) 资产收益的波动率具有集聚性 (Volatility Clustering); (3) 资产收益序列呈现明显的序列相关, 并且资产收益率平方序列的自相关性比资产收益率序列更为显著; (4) 资产收益的波动性受到金融资产期限长短的影响, 并且波动性会随时间推移呈现出向某个长期平均水平收敛的趋势, 即呈现均值恢复现象^[57]。

为了能够很好的捕捉金融时间序列的上述特征, Engle (1982) 提出了 ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 模型。Granger 和 Anderson 提出的双线性模型使得条件方差可以随序列变化。考虑如下形式:

$$\varepsilon_t = Z_t \varepsilon_{t-1} \quad (2-1)$$

此时条件方差 $V(\varepsilon_t | \psi_{t-1}) = \sigma^2 \varepsilon_{t-1}^2$, 但是条件方差可以为任意数。由此看来, 要使条件方差随时间而变化关键在于对回归模型的误差项的假设上面。在双线性模型的基础上, Engle 于 1982 年首次提出了如下原始的 ARCH 模型的假设条件:

$$y_t = x_t' \beta + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (2-2)$$

$$\varepsilon_t = Z_t h_t^{1/2} \quad (2-3)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (2-4)$$

其中, $\{Z_t\}$ 是独立同分布的随机变量 (i. i. d), $E(Z_t)=0$, $V(Z_t)=1$, 这里 y_t 是一个内生变量, x_t 是一个 $k \times 1$ 的外生变量, β 是一个 $k \times 1$ 的回归参数向量, 前 $t-1$ 期的条件集合 $\psi_{t-1} = \{y_{t-1}, x_{t-1}, y_{t-2}, x_{t-2}, \dots\}$ 给定的, 为了保证条件方差大于零, 模型要求 $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i > 0 (i=1, 2, \dots, q)$ 则有:

条件方差:

$$V(y_t | \psi_{t-1}) = V(\varepsilon_t | \psi_{t-1}) \quad (2-5)$$

若 $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$, 则可得无条件方差:

$$V(\varepsilon_t) = \alpha_0 / (1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i) \quad (2-6)$$

在上述假设条件下, 一方面 y_t 的一步预测均值与一步预测均值的方差都是随时间而变化的, 另一方面无条件方差又是有限的, 从而克服了双线性模型的缺陷, 这就是 ARCH 模型的基本思想。如果再假设 Z_t 服从正态分布, 则有 $\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$, 在 (2-4) 式中 ε^2 的 q 项滞后, 故称为 q 阶 ARCH 模型, 记为 ARCH(q)。这里的条件异方差 h_t 的特殊表达式 (2-4) 最能反映出金融市场变量的特点, 即“内生变量的大幅波动往往集中在某些时段上, 而小幅波动集中在另一些时段上”。这就是波动的集聚性 (cluster of volatility)。式中的 q 值决定了随机变量的某一跳跃所持续影响的时间。这样内生变量 y_t 的波动就能被近似地描述出来。

2、GARCH 模型

Bollerslev (1986) ^[58] 在 ARCH 模型的基础上, 将其扩展为更为一般的 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 模型, 线性 GARCH (p, q) 模型的条件异方差被定义为:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p} \quad (2-7)$$

即

$$h_t = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t \quad (2-8)$$

其中 $p \geq 0, q > 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i > 0, \beta_i \geq 0$, 当 $p=0$ 时, 就是 ARCH (q) 模型。当 $p=q=0$ 时, 则 $\{\varepsilon_t\}$ 就是简单的白噪声过程。GARCH 模型对 ARCH 模型的发展是它在条件方差中引进了若干期过去的方差。这也就是说在 GARCH 模型中, 条件方差不仅与前若干期的误差有关, 也与前若干期的条件方差有关。这里, p 和 q 是影响当期方差的前模型误差及前条件方差的期数。该类模型的基本思想是: 在对被解释变量的均值进行预测时, 其条件期望是随时间变化而变化的, 那么与此同时

考虑的预测值的条件方差也应该是随时间变化而变化的。这样 GARCH 模型突破了传统模型等方差的假设,从而使得它具有很好的经济与理论意义,特别是对波动起伏比较剧烈的具有易变性的宏观与微观经济序列来说,使用 GARCH 模型就具有比较大的优势。

3、双变量 GARCH 模型

Bollerslev, Engle 和 Wooldridge (1988) [59] 将 GARCH 模型拓展到多元变量的领域,由此产生 MGARCH (Multivariate GARCH) 模型,用来刻画多元变量、多个市场的波动特征。为了本文的需要,本文只讨论双变量 GARCH 模型 (Bivariate GARCH 模型)。

记 S_t 和 F_t 分别为 t 时刻现货与期货的价格,则套期保值组合在时期 $(t-1, t)$ 内的收益率 R_t 为:

$$R_t = R_{st} - h_{t-1} R_{ft} \quad (2-9)$$

其中, h_{t-1} 为套期保值比率, $R_{st} = \Delta S_t / S_t$, $R_{ft} = \Delta F_t / F_t$ 。收益率的方差为:

$$\begin{aligned} Var(R_t | \Omega_{t-1}) = & Var(R_{st} | \Omega_{t-1}) \\ & + h_{t-1}^2 Var(R_{ft} | \Omega_{t-1}) - 2h_{t-1} Cov(R_{st}, R_{ft} | \Omega_{t-1}) \end{aligned} \quad (2-10)$$

其中, Ω_{t-1} 为 $t-1$ 时刻的信息集, $Var(R_{st} | \Omega_{t-1})$, $Var(R_{ft} | \Omega_{t-1})$, $Cov(R_{st}, R_{ft} | \Omega_{t-1})$ 分别是条件方差和条件协方差, (2-10) 式对 h_{t-1} 求一阶导数并另其等于零,得套期保值比率为:

$$h_{t-1}^* | \Omega_{t-1} = \frac{Cov(R_{st}, R_{ft} | \Omega_{t-1})}{Var(R_{ft} | \Omega_{t-1})} \quad (2-11)$$

为了估计 (2-11) 式中的 h_{t-1}^* , Bollerslev(1990)、Kroner and Sultan (1991)、Kroner and Sultan (1993)、Lien, D.H.D. and X. Luo(1994)、Park and Switzer (1995) 以及 Albert Tsui (2002) [60] 均使用了二元 GARCH (亦记为 BGARCH) 模型来估计最优套期保值比率,所采用双变量 GARCH 模型,如下:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (2-12)$$

$$\varepsilon_t / \Omega_{t-1} \sim BN(0, H_t) \quad (2-13)$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_t^s, \varepsilon_t^f)' \quad (2-14)$$

$$vech(H_t) = vech(C) + \sum_{j=1}^p A_j vech(\varepsilon_{t-j})^2 + \sum_{j=1}^q B_j vech(H_{t-j}) \quad (2-15)$$

其中, $y_t = (\Delta S_t, \Delta F_t)'$, ΔS_t 代表现货价格收益, ΔF_t 代表期货价格收益。 H_t 是随时间变化的 (2×2) 的正定的条件协方差矩阵, A_j 和 B_j 为 (3×3) 的对角矩阵, C 为 (2×2) 的对称的正定矩阵。 $vech$ 为向量化算子,按列堆积下三角矩阵,则 $vech(H_t) = (h_{ss,t}, h_{sf,t}, h_{ff,t})^T$ 。

双变量 GARCH(1,1) 模型可以被详细表示为:

$$H_{ss,t} = C_1 + A_{11}(\varepsilon_{s,t-1})^2 + B_{11}(H_{ss,t-1}) \quad (2-16)$$

$$H_{sf,t} = C_2 + A_{22}(\varepsilon_{s,t-1}\varepsilon_{f,t-1}) + B_{22}(H_{sf,t-1}) \quad (2-17)$$

$$H_{ff,t} = C_3 + A_{33}(\varepsilon_{f,t-1})^2 + B_{33}(H_{ff,t-1}) \quad (2-18)$$

根据以上模型最优套期保值比率可以表示为:

$$\beta_t = \hat{H}_{sf,t} / \hat{H}_{ff,t} \quad (2-19)$$

其中 $\hat{H}_{sf,t}$ 是估计的期货价格收益与现货价格收益之间的条件协方差, $\hat{H}_{ff,t}$ 是估计的期货价格收益的条件方差, 根据式 (2-19) 求出的最优套期保值比率将是时变的。

为了解决模型需要估计过多参数的问题同时保证 H_t 的正定性, Bollerslev (1990) 提出了方程中矩阵 A 和 B 为对角矩阵且条件方差之间的相关性为常数的假定。然而, Bera & Roh (1991) [61] 对于常数相关性的假设进行的检验发现这种假定对于大量的金融序列是不成立的。因此, Engle & Kroner (1995) 提出了 BEKK 模型 (四个大写字母来源于 Beba、Engle、Kraft 和 Kroner 对于此多元变量 GARCH 模型的共同工作)。[62]

在双变量条件下, 简化的 BEKK 模型表示为:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B \quad (2-20)$$

$$C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix} \quad (2-21)$$

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \quad (2-22)$$

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \quad (2-23)$$

式 (2-12) (2-13) (2-14) 同样适用于本模型。这样设定的模型将需要估计的参数个数为 11 个, 并且能够保证 H_t 的正定性。Engle 和 Kroner (1995) 证明了, 对于形如式 (2-20) 的 BEKK 模型, 其协方差平稳的充要条件是 $A \otimes A + B \otimes B$ 的所有特征值均落在单位圆内。则该模型的方差方程可以分开表示为:

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix}^T \\ &+ \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{ss,t-1} & \varepsilon_{sf,t-1} \\ \varepsilon_{sf,t-1} & \varepsilon_{ff,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}^T \\ &+ \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{ss,t-1} & h_{sf,t-1} \\ h_{sf,t-1} & h_{ff,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}^T \end{aligned} \quad (2-24)$$

为了加以区别,本文称此模型为 BEKK-GARCH 模型。此时,最优套期保值比率可以表示为:

$$h_{t-1}^* | \Omega_{t-1} = \frac{Cov(R_{st}, R_{ft} | \Omega_{t-1})}{Var(R_{ft} | \Omega_{t-1})} = \frac{h_{sf,t}}{h_{ff,t}} \quad (2-25)$$

BGARCH 模型中的所有参数均采用最大似然法进行估计。由 Bollerslve 和 Engle, Kroner 的研究, BGARCH 的对数似然函数表示如下:

$$L_T(\theta) = T^{-1} \sum_{t=1}^T L_t(\theta) \quad (2-26)$$

$$L_t(\theta) = -\frac{1}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log(|H_t|) - \frac{1}{2} \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t$$

其中, θ 为 BGARCH 模型的参数向量, T 为观察值数目。 $L_T(\theta)$ 的最大化可采用 Berndt 和 Hausman 的 BHHH 算法, 或者其改进型算法 Marquardt 算法。

2.2 双变量 GARCH-X 模型的提出

2.2.1 含误差修正项的双变量 GARCH 模型

众多学者们在运用 OLS 技术估计 (2-2) 式时, 发现现实中的期货价格和现货价格序列往往是非平稳的, 期货价格和现货价格序列之间通常存在协整关系。在计量分析中, 若两个时间序列之间存在协整关系, 那么传统的 OLS 的估计量将是有偏的, 此时得到的“最优”套期保值比率将不是最优的, 而存在一定的偏误。Lien & Luo(1993)、Ghosh(1993) 分别用以下的误差修正模型估计了套期保值比率:

$$\Delta S_t = \beta \Delta F_t + \rho(S_{t-1} - F_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2-27)$$

然而, 实证分析发现 (2-27) 式中的残差项 ε_t 时常不是白噪声, 而是呈现出异方差性。研究表明, 资产的价格波动随着未来经济环境的不确定性而作周期性的改变。如果, 现货和期货价格的条件协方差矩阵实际上是随时间变化而变化的, 呈现出时变性的特征, 这样最优套期保值比率也就会随时间变化而变化, 而不是一个恒定的常数。Kroner and Sultan(1993) 提出了广义自回归条件异方差模型, 该模型不仅考虑一阶矩期货价格与现货价格变动之间的协整关系, 同时考虑了二阶矩期货价格变动的方差以及现货价格变动方差之间的相互影响, 并且不再限制期货价格变动的条件方差以及期货价格变动与现货价格变动的条件协方差为一常数。对于动态套期保值比率, 可以利用二元 GARCH 模型来进行估计; 对于协

整关系,可以利用 ECM 模型来处理。因此,结合 ECM 和 GARCH 进行最优套期保值比率的估计,在二元 GARCH 模型中引入误差修正项,该模型简称为 ECM-GARCH 模型。模型可以表示为:

$$\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \hat{\delta}_{t-1} \\ c_2 \hat{\delta}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^m \theta_{is} \Delta S_{t-i} \\ \sum_{i=1}^m \theta_{if} \Delta S_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^n \delta_{js} \Delta F_{t-j} \\ \sum_{j=1}^n \delta_{jf} \Delta F_{t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} \quad (2-28)$$

$$(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})^T | \Omega_{t-1} \sim BN(0, H_t) \quad (2-29)$$

假定残差 ε_{st} 与 ε_{ft} 之间的相关系数 ρ_{sf} 为常数,此时, H_t 可表示为:

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{ss,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ff,t}} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \rho_{sf} \\ \rho_{sf} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sqrt{h_{ss,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ff,t}} \end{pmatrix} \quad (2-30)$$

其中,残差项 $(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})^T$ 遵循 GARCH 过程。 $h_{ss,t}$ 、 $h_{sf,t}$ 、 $h_{ff,t}$ 分别由以下等式给出:

$$h_{ss,t} = c_1 + a_1 \varepsilon_{s,t-1}^2 + b_1 h_{ss,t-1} \quad (2-31)$$

$$h_{ff,t} = c_2 + a_2 \varepsilon_{f,t-1}^2 + b_2 h_{ff,t-1} \quad (2-32)$$

$$h_{sf,t} = \rho_{sf} \sqrt{h_{ss,t-1} h_{ff,t-1}} \quad (2-33)$$

值得注意的是,利用 GARCH 模型估计的最优套期保值比率是随时间变化而变化的,这与之前最优套期保值比率为常数有着本质的区别。

Kroner and Sultan(1993)发展的 ECM-GARCH 模型(2-28 式)将长期均衡关系(误差修正项)定义为基差: $\hat{\delta}_{t-1} = S_{t-1} - F_{t-1}$,当期货和现货市场比较成熟时(如美国及欧洲等发达国家的市场),基差风险较小,此时运用基差来表示误差修正项是可行的,也满足期货价格和现货价格收敛的理论。然而,在中国,期货市场经历了多年的整顿后,目前仍处于发展的初级阶段,基差风险还很大,用基差当作误差修正项来估计最优套期保值比率会产生较大的偏误,影响套期保值效果^[43]。考虑到 EG(Engle-Granger)两步法中的残差 $e_{t-1}^{\wedge}$ 反映了变量在短期波动中偏离其长期均衡关系的程度(均衡误差)。因此,结合中国期货市场的实际情况,在 Kroner and Sultan (1993) ECM-GARCH 模型的基础上,使用 EG 两步法中估计的残差 $e_{t-1}^{\wedge}$ 来表示误差修正项。该模型的均值方程可以写为:

$$\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \hat{e}_{t-1} \\ c_2 \hat{e}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^m \theta_{is} \Delta S_{t-i} \\ \sum_{i=1}^m \theta_{if} \Delta S_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sum_{j=1}^n \delta_{js} \Delta F_{t-j} \\ \sum_{j=1}^n \delta_{jf} \Delta F_{t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{ft} \end{bmatrix} \quad (2-34)$$

其中, $\hat{e}_{t-1} = S_{t-1} - (a + bF_{t-1})$ 为协整回归中估计的残差项, 残差项 $(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft})^T$ 遵循 Bivariate GARCH 过程。

2.2.2 双变量 GARCH-X 模型

Lee(1994) 基于 Engle and Granger(1987) 的协整理论发展了 GARCH 模型, 被称为 GARCH-X 模型, 他认为误差修正项代表了短期偏离效应, 如果短期偏离效应影响条件均值方程, 那么它也会对条件方差方程产生影响, 进而影响到时变的最优套期保值比率, 而显著性影响意味着短期内价格序列之间偏离的越远, 预测就越困难。他认为如果存在协整关系的期货和现货价格短期偏离效应(误差修正项)影响到条件方差和条件协方差, 那么条件异方差可以通过在方差方程中加入滞后的误差修正项来建模。此后很多学者都通过实证研究证明了 GARCH-X 模型的引入确实优化了套期保值效果。

双变量 GARCH-X 模型可以表述为:

$$y_t = \mu + \delta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2-35)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim BN(0, H_t) \quad (2-36)$$

$$vech(H_t) = vech(C) + \sum_{j=1}^p A_j vech(\varepsilon_{t-j})^2 + \sum_{j=1}^q B_j vech(H_{t-j}) + \sum_{j=1}^k D_j vech(z_{t-1})^2 \quad (2-37)$$

其中 $y_t = (\Delta S_t, \Delta F_t)^T$, H_t 为 (2×2) 条件协方差矩阵, C 为 (2×2) 矩阵, A_j 和 B_j 为 (3×3) 系数矩阵。 $z_{t-1} = S_{t-1} - (a + bF_{t-1})$ 为协整回归中估计的残差项。

同样, 为了保证 H_t 为正定矩阵, 可采用如下 BEKK 模型:

$$H_t = C'C + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q A'_{ki} \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} A_{ki} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^p B'_{kj} H_{t-j} B_{kj} + D'Z_{t-1}D \quad (2-38)$$

其中 A_{ki} 、 B_{kj} 、 D 均为 (2×2) 矩阵, 在实际运用中, 根据需要确定 i 的值以及 A_{ki} 、 B_{kj} 、 D 的具体形式。

本文在实证过程中, 采用的双变量 GARCH-X 模型如下:

$$H_t = C'C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B' H_{t-1} B + D' Z_{t-1} D \quad (2-39)$$

其中:

$$C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix} \quad (2-40)$$

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{pmatrix} \quad (2-41)$$

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{pmatrix} \quad (2-42)$$

$$D = \begin{pmatrix} d_{11} & d_{12} \\ 0 & d_{22} \end{pmatrix} \quad (2-43)$$

为了区别其他的模型,我们将此模型称为 BEKK-GARCH-X 模型。从理论上讲, BEKK-GARCH-X 模型要优于其他的 GARCH 模型,他不仅考虑了误差修正项的短期偏离效应的影响,还考虑了这种偏离效应可能对条件方差和条件协方差产生的影响,从而使得所估计出的动态最优套期保值比率的值更能反映出期货价格与现货价格之间关系,并提高了套期保值策略的效果。

第三章 基于动态模型的最优套期保值比率估计实证分析

3.1 数据收集与样本选取

本文的研究对象是上海期货交易所的铜期货,样本现货数据来自上海金属网(<http://www.shmet.com>),期货数据来源于上海期货交易所网站(<http://www.shfe.com.cn>),样本区间是2004年1月2日到2008年12月31日,共1214组数据。为了更好的说明问题,按照套期保值问题的一般方法,把样本数据分成两部分,第一部分称为样本内数据,这部分数据用来构造模型,确定模型参数;第二部分称为样本外数据,用来检验通过第一部分数据确定的模型。对于铜而言,2004年1月2日至2008年1月31日为样本内数据,共1000组数据,2008年2月1日至2008年12月31日为样本外数据(I),共214组数据;2008年7月1日至2008年12月31日为样本外数据(II),共126组数据。

本文选用日交易价格数据作为研究样本,因为在金融市场中,如果选用周或者更长的月数据作为分析样本,将会因为时间间隔太长而丢失掉许多重要的信息,这对于体现市场的特征与提高实证分析结果的精确度都是不利的,而且不能够体现市场短期内的动态关系。期货数据采用沪铜期货的连续合约的日收盘价数据。

由于期货价格不同于股票价格,具有不连续的特性,因此有关期货市场的实证分析一般采用连续期货合约的数据形式以获得连续的时间序列。在同一个交易日,同时有到期日远近不同的多个连续合约,因此我们必须首先选定采用哪个合约作为代表性合约用于实证分析。从研究角度出发,代表性合约必须具有较大的成交量,代表性合约必须是成交活跃、流动性好的合约,从而在研究中剔除低流动性的影响。有关美国和英国期货市场的实证研究一般采用近期连续合约(nearby contract)作为代表性合约(Ma, Dare & Donaldson(1990)^[63], Holmes & Tomsett(2004)^[64]),因为英美期货市场的交易量主要集中在近期合约。中国期货市场各个连续合约的交易量分布模式则有所不同。由于中国期货市场对于近期合约采取了提高保证金比例和限仓相结合的严格风险控制方法,大多数交易者倾向于在距离到期还有较长时间的中期合约进行交易。Guo 和 Li(2003)^[65]将这种交易量集中在中期合约的模式命名为“中期交易”(trading in the middle)。

对于沪铜来说,通常是距离当前月(不包括当前月)的第3个期货合约的交易较为活跃,因此本文在合约选取上引用刘庆富等(2005)^[66]、丁秀玲等(2007)^[67]的方法,按照以下方法构造连续期货合约。选取距离当前月(不包括当前月)的第

3 个期货合约作为代表,在最近期期货合约进入交割月后,选取下一个距离当前月(不包括当前月)的第 3 个期货合约作为代表,以此类推,这样就得到一个连续的期货合约,利用连续期货合约每个交易日的收盘价格数据产生一个连续的期货价格数据。对沪铜来说,每年有 1 至 12 月交割的共 12 个期货合约,2006 年 12 月 16 日,此时第三个连续合约纪录 2007 年 2 月到期的合约的数据,2006 年 12 月 17 日,由于 2006 年 12 月合约已经到期,因此此时第一个连续合约纪录 2007 年 1 月到期的合约的数据,第三个连续合约是 2007 年 3 月到期的合约,因此 2006 年 12 月 17 日与 2006 年 12 月 16 日的收盘价之差实际上是两个不同期货合约的收盘价格之差,往往会引发价格变动的不自然的“跳跃”^[68]。因此,如果非正常的价格变动是由于这种合约替换引发的,那么这样的非正常价格变动从我们的事件样本中剔除。这样选取数据的优点在于:对应期货合约的交易活跃,成交量较大,所产生的连续期货数据具有较好的代表性。在实证过程中,期货价格和现货价格序列都进行自然对数转换,那么一阶差分就相当于投资收益率。本文运用 Eviews6.0 和 Rats 等计量经济学软件进行实证分析。

3.2 描述性统计与检验

3.2.1 描述性统计

图 3-1 列出了全样本铜的现货价格对数(LSP)和期货价格对数(LFP)的时间序列图,从图中我们可以看到期货价格和现货价格序列具有大致相同的变化趋势。在下文中,如无特别声明,期货价格序列与现货价格序列均为其对数形式。

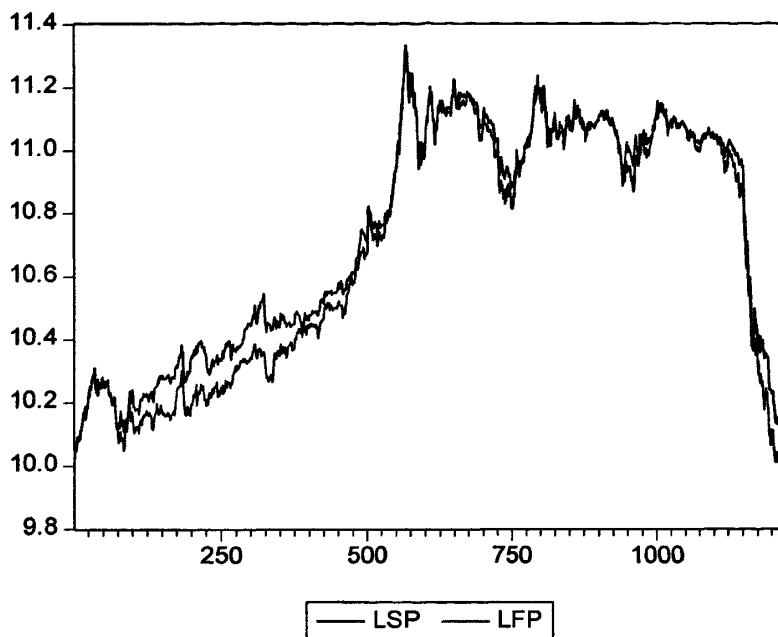


图 3-1 铜现货价格与期货价格对数时间序列图

表 3-2 给出了沪铜的期货收益和现货收益序列的全样本描述性统计。从表 3-2 可以看出期货收益序列和现货收益序列都是显著有偏的,且峰度值都大于 3, Jarque-Bera (JB) 统计显示两个序列均是非正态的,说明收益序列具有尖峰厚尾的特征。Ljung-Box Q 统计量显示期货价格收益和现货价格收益序列存在明显的自相关性,说明其价格收益的后期波动在一定程度上可以通过前期波动预测。

表 3-2 收益序列全样本统计描述 (一阶差分序列)

铜	均值	标准差	偏度	峰度	JB	Q (24)	Q ² (24)
现货序列	0.000102	0.0184	-0.31*	8.38*	1482.722*	89.505*	1071.1*
期货序列	2.80E-05	0.0191	-0.35*	3.64*	45.811*	55.249*	1137.1*

注: a、*代表在 1%置信水平下显著。

b、Jarque-Bera 检验的零假设是样本服从正态分布,相伴概率为拒绝零假设犯第一类错误的概率。

c、Q(24)是对样本序列最大滞后 24 期的异方差性 Ljung-Box 检验,零假设是样本序列不存在异方差性,相伴概率为拒绝零假设犯第一类错误的概率。Q²(24) 是对样本平方序列最大滞后 24 期的异方差性 Ljung-Box 检验。

3.2.2 平稳性检验

一个平稳的序列可以定义为一个“对于任意给定的滞后阶数都具有常数均值、常数方差和常数自协方差的序列”(Brooks, 2002)^[69]。序列平稳性的检验是非常有意义的。Granger & Newbold (1974) 开创性的证明了, 如果对于非平稳的变量直接进行回归, 会错误地估计参数和方程的拟和程度, 甚至当两个变量完全无关时也会得到显著的系数估计和很高的 R^2 值, 即出现伪回归。因此, 在研究时间序列时, 首先应考察单个变量的平稳性, 对于非平稳的时间序列则需要确定其单整阶数。

为了检验平稳性, 本文考虑两种检验方法以获得更加准确的结果。第一种检验是增广 DF 检验 (ADF):

$$\Delta y_t = \alpha_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

其中, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, ε_t 为均值为 0、方差为常数且不存在序列自相关的随机项。检验服从 DF 检验的同一临界值。滞后阶数 p 是根据 Akaike 信息准则 (AIC) 和 Schwartz 的贝叶斯信息准则 (SC) 两种信息准则来确定。

第二种检验是 Phillips & Perron 检验。PP 检验的一个重要特点是将参数 α 的估计问题转换成对残差自相关函数的估计问题。虽然两种检验给出的结论很多时候是相同的, 但是 Leybourne & Newbold (1999) 指出如果随机过程是平稳的, 但是具有接近非平稳界限的根, 那么两种检验会得出不同的结果。因此在实证研究中同时采用这两种检验, 希望获得更加稳健的检验结果。

表 3-3 给出了各收益序列的单位根检验结果, 表 3-4 给出了 ADF 与 PP 检验的 MacKinnon 临界值, 通过从表中我们可以看出, 在 1%、5%、10% 显著性水平下, 铜现货数据和期货数据各序列的 ADF 和 PP 统计量都大于临界值, 表明接受原假设, 即各序列具有单位根, 是非平稳的时间序列。

而对现货数据和期货价格数据一阶差分序列的检验结果表明, 在 1%、5%、10% 显著性水平下, 现货数据和期货数据一阶差分各序列的 ADF 和 PP 临界值都大于检验统计量, 表明拒绝原假设而接受备择假设, 即各一阶差分序列不存在单位根, 是平稳的时间序列。所以价格序列为一阶单整序列, 即 $I(1)$, 满足协整检验前提。

表3-3 沪铜价格序列的单位根检验结果

铜	常数项 趋势项	水平数据序列		一阶差分序列	
		ADF	PP	ADF	PP
现货	(c, 0)	-1.288954	-1.331028	-7.857231*	-32.32446*
	(c, t)	0.724277	1.720362	-8.204718*	-32.47087*
	(0, 0)	-0.053186	0.126335	-7.861241*	-32.33691*
期货	(c, 0)	-1.07169	-1.092413	-17.44765*	-35.74695*
	(c, t)	1.350721	1.531605	-17.73335*	-35.7856*
	(0, 0)	0.008138	0.002773	-17.45502*	-35.7589*

注：a、*代表在 1%的置信水平下显著；
b、PP 检验是 Phillips & Perron Unit Root Test，零假设是序列存在单位根，表中列出其 t 统计量值，与相应的 MacKinnon 临界值相比较以便确定是否拒绝零假设；
c、c 和 t 表示检验类型带有常数项和趋势项。

表3-4 ADF与PP检验的MacKinnon临界值表

置信水平	ADF			PP		
	(c, 0)	(c, t)	(0, 0)	(c, 0)	(c, t)	(0, 0)
1%	-3.435559	-3.965674	-2.566881	-3.435554	-3.965667	-2.566879
5%	-2.863728	-3.413542	-1.941086	-2.863726	-3.413539	-1.941086
10%	-2.567985	-3.128821	-1.616523	-2.567984	-3.128819	-1.616523

3. 2. 3 协整检验

1、E-G 两步法协整检验

完成序列的平稳性检验之后，就可以对序列之间是否存在协整关系进行检验。序列协整检验方法最早是 Engel 和 Granger 提出的。所以协整检验可以依照 Engle &Granger（1987）提出的 E-G 两步法来进行。该方法简单有效，特别是当序列中存在唯一协整关系时。如果残差序列是平稳的则说明协整关系存在，否则说明序列之间不存在协整关系。因此，若两变量经过单位根检验证明是同阶单整的，则可以根据两变量的长期均衡关系建立协整方程，根据前面现货和期货价格理论的分析，期货市场的协整方程可以设定为：

$$S_t = a_0 + a_1F_t + e_t \tag{3-2}$$

为符号简便起见， S_t 和 F_t 直接表示现货价格和期货价格的自然对数。对协

整方程的残差 e_t 进行平稳性检验,若残差序列平稳,则 S_t 和 F_t 是协整的,进而可以设定包含长期趋势误差修正项的模型进行估计。

通过上述分析,沪铜价格序列都是一阶单整序列,根据 E-G 两步法对沪铜现货价格和期货价格序列进行协整检验,协整检验结果见表 3-5。

表 3-5 沪铜现货与期货数据协整检验结果

品种	α_0	α_1	R^2	$AdjR^2$	F 统计量 (概率)	e_t 序列 ADF 值
铜	0.9445	0.9155	0.99042	0.99041	125258.6 (0.000)	-4.40183

注:残差序列 ADF 检验的 MacKinnon 临界值参见表 3-4。

表 3-5 对沪铜期货的现货价格和期货价格序列做了协整检验,从结果中可以看出,沪铜的期货价格与现货价格之间存在明显的协整关系,这和华仁海等(2002)^[70]、陈建明等(2007)^[71]、彭红枫等(2007)、马睿(2008)^[72]的研究基本保持一致,说明短时间内期货价格和现货价格可能出现偏离,而长期来说,期货价格与现货价格之间仍保持着长期均衡关系。

对于沪铜的现货对数价格对期货对数价格进行回归得到的残差序列,我们利用 ADF 单位根检验的方法对其进行检验的结果表明,残差序列存在单位根的原假设在 1%的置信度水平下都被拒绝,因此残差序列是一个平稳的过程,这表明沪铜现货和期货对数价格之间存在着协整关系。这意味着,从短期看,现货收益率序列的变动不仅仅是期货收益率变动的函数,也是现货和期货对数价格的长期滞后均衡误差变动的函数。短期内系统对于均衡状态的偏离程度的大小直接导致波动振幅的大小。从长期看,现货和期货对数价格间的协整关系起到引力线的作用,将非均衡状态拉回到均衡状态。

2、Johansen 协整检验

为了更能充分的说明沪铜现货价格与期货价格之间的长期均衡关系,下面我们采用 Johansen 的似然比检验来检验金融序列之间的协整关系。我们利用包含截距项,但不包含时间趋势项的 Johansen 似然比检验研究沪铜的现货价格与期货价格之间是否存在协整关系,协整检验的滞后阶数为 4。表 3-6 给出了沪铜的 Johansen λ_{trace} 和 λ_{max} 的协整检验结果,具体内容如下:

表 3-6 沪铜期货 Johansen λ_{trace} 和 λ_{max} 检验结果

	零假设	特征值	统计量	5%临界值	1%临界值	概率
沪铜	Johansen λ_{trace} 检验					
	$r \leq 0$	0.017522	22.24987	15.49471	19.93711	0.0041
	$r \leq 1$	0.000726	0.878230	3.841466	6.634897	0.3487
	Johansen λ_{max} 检验					
	$r \leq 0$	0.017522	21.37146	14.26460	18.52001	0.0032
	$r \leq 1$	0.000726	0.878230	3.841466	6.634897	0.3487

从表 3-6 显示的检验结果中得出, Johansen λ_{trace} 检验和 Johansen λ_{max} 检验均表明铜的现货价格和期货价格之间存在协整关系的置信概率为 99%, 即在 99%的置信度上拒绝不存在协整关系的原假设, 这足以说明沪铜期货价格和现货价格之间的长期均衡关系, 这为误差修正项的引入提供了理论基础。

3.3 模型参数估计与分析

3.3.1 ARCH 效应检验

许多金融时间序列都存在 ARCH 效应, 即序列的条件方差不是常数, 而是存在较大波动, 会随着时间的变化而出现较大波动, 具体表现为波动集聚性。在这种情况下, 如果仍然假设同方差则是不合适的, 因为条件方差可以用来度量风险的大小。所以当 ARCH 效应被证实客观存在, 可以考虑建立 ARCH 模型。下面我们对沪铜现货价格收益和期货价格收益序列进行 ARCH 效应检验, 我们通过对铜现货价格收益与期货价格收益进行 OLS 回归, 并对其残差项进行检验, OLS 估计的结果如下:

$$\Delta S_t = 0.0000825 + 0.703995\Delta F_t$$

(3-3)

下面对其残差序列的序列自相关性进行检验, 如下表:

表 3-8 对 OLS 回归的残差序列的序列相关检验结果

滞后阶数	AC	PAC	Q-Stat	相伴概率
1	-0.188	-0.188	43.117	0.000
2	-0.163	-0.205	75.270	0.000
3	0.052	-0.026	78.544	0.000
4	0.048	0.023	81.404	0.000
5	-0.012	0.012	81.568	0.000
6	-0.052	-0.041	84.910	0.000
7	-0.017	-0.042	85.274	0.000
8	0.056	0.026	89.074	0.000
9	0.032	0.046	90.294	0.000
10	-0.048	-0.011	93.067	0.000
11	0.046	0.051	95.706	0.000
12	0.046	0.053	98.252	0.000
13	-0.043	-0.010	100.53	0.000
14	-0.022	-0.016	101.13	0.000
15	0.052	0.037	104.45	0.000
16	-0.043	-0.037	106.77	0.000
17	0.023	0.025	107.42	0.000
18	-0.019	-0.018	107.88	0.000
19	-0.049	-0.059	110.91	0.000
20	0.016	-0.026	111.23	0.000
21	0.002	-0.018	111.24	0.000
22	-0.073	-0.079	117.88	0.000
23	0.092	0.060	128.40	0.000
24	-0.011	-0.004	128.55	0.000

从表 3-8 中可以看出，对铜期货 OLS 回归的残差序列进行检验，其各滞后阶数的自相关系数(AC)、偏相关系数(PAC)都异于零，相伴概率都为零，且各滞后阶数的自、偏相关系数所对应的 Q 统计量(Q-Stat)都比较显著，我们应该拒绝残差序列不存在序列相关的原假设。因此我们如果采用 OLS 估计系数的话，有可能是无效的，因为这会造成标准误差的估计是错误的可能性。残差中存在序列相关也可以解释为在因变量中存在动态结构的标志，这种动态结构是传统的回归所不能捕捉到的。

沪铜期货的残差序列图如图 3-6：

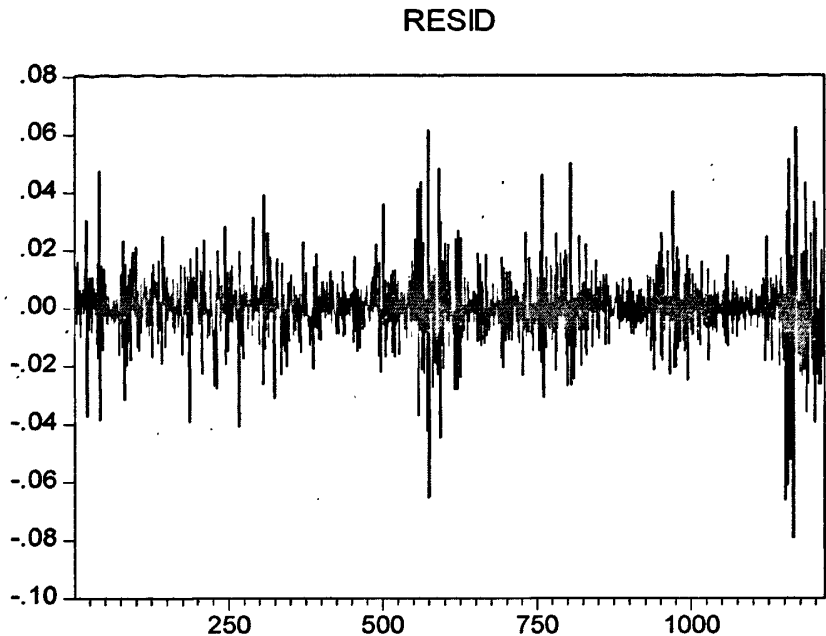


图 3-6 沪铜期货 OLS 回归的残差图

接下来我们对 OLS 回归的残差进行异方差检验，如下表：

表 3-9 沪铜期货 OLS 回归的残差进行 White 异方差检验的结果

White 异方差检验值	相伴概率（P 值）
110.4993	0.0000

自由度为 2 的 χ^2 分布 5%显著性水平对应的临界值是 2.19, 所以根据 White 检验，可以判定在 5%的显著性水平下拒绝“不存在异方差”的原假设，即存在异方差。

下面对残差序列进行 ARCH 效应检验，最常用的检验方法是拉格郎日乘数法，即 LM 检验，考虑模型

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$$

(3-4)

检验序列是否存在 ARCH 效应，即检验上式中所以回归系数是否同时为 0。若所有回归系数同时为 0 的概率较大，则序列不存在 ARCH 效应；若所有回归系数同时为 0 的概率很小，或者至少有一个系数显著不为 0，则序列存在 ARCH 效应。检验的原假设为： $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$ ，检验统计量为： $LM = nR^2 \sim \chi^2(q)$ ，

其中, n 为样本数据个数, R^2 为上述 OLS 回归方程的决定系数, 给定显著性水平 α 和自由度 q , 如果 $LM > x^2_\alpha(q)$, 则拒绝 H_0 , 认为序列存在 ARCH 效应; 如果 $LM < x^2_\alpha(q)$, 则不能拒绝 H_0 , 说明序列不存在 ARCH 效应。具体结果见表 3-10。

表 3-10 沪铜期货 OLS 回归的残差进行 ARCH 效应检验的结果

阶数 q 值	1	2	3	4	5	6
LM 值	116.6698	129.8117	142.2308	191.4516	198.7585	198.5991
相伴概率	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

从表 3-10 中得出, x^2 检验的相伴概率为 0.0000, 小于显著性水平 0.01, 拒绝原假设, 即残差序列存在 ARCH 效应。

可见, 沪铜期货的现货价格收益与期货价格收益之间存在明显的 ARCH 效应, 并且存在高阶 ARCH 效应, 即 GARCH 效应。这就是说, 现货收益与期货收益的条件方差实际上是随着时间的变化而变化的, 这一点为使用 GARCH 模型来估计套期保值比率提供了充分的依据, 所以可用 GARCH 模型来对套期保值问题进行研究。

3.3.2 模型参数估计结果

通过分别对 S_t 和 F_t 进行自回归分析, 并对残差进行 ARCH 效应检验, 发现回归的残差序列均存在高阶 ARCH 效应, 即 GARCH 效应, 因此, 可以使用 GARCH (p, q) 类模型来估计。根据 AIC 和 SC 准则以及配合残差独立性检验, 比较可得 BEKK-GARCH (1, 1)、BEKK-GARCH(1, 1)-X 模型较合适。其中 BEKK-GARCH(1, 1) 模型需要估计 9 个参数, 含误差修正项的 BEKK-GARCH(1, 1) 模型 (简称 ECM-BEKK-GARCH(1, 1)) 需要估计 11 个参数, BEKK-GARCH(1, 1)-X 模型需要估计 14 个参数。

通过 (3-2) 式代入沪铜的现货和期货数据, 求出 ECM-BEKK-GARCH 模型与 BEKK-GARCH-X 模型中运用的误差修正项, 得:

对铜数据估计结果如下:

$$z_{cu} = S - 0.944473 - 0.915502F$$

(3-5)

表 3-11 列出了沪铜的 BEKK-GARCH(1,1)、含误差修正项的 BEKK-GARCH (1,1) (简称 ECM-BEKK-GARCH(1,1))、BEKK-GARCH(1,1)-X 模型样本内数据参数估计的结果。

表 3-11 沪铜期货各动态模型参数估计结果（样本内数据）

系数	BEKK-GARCH(1, 1)	ECM-BEKK-GARCH(1, 1)	BEKK-GARCH(1, 1)-X
均值方程			
μ_1	0.000492* (1.187349)	0.000271** (0.657189)	0.000366 (0.848096)
μ_2	0.000319** (0.629267)	0.000281 (0.549758)	0.000291 (0.551739)
δ_1		-0.052514* (-4.888295)	-0.055440* (-3.756371)
δ_2		0.013330 (0.94078)	0.014159 (0.906235)
方差方程			
c_{11}	0.004156* (15.14016)	0.00396* (14.14221)	0.003360* (11.27382)
α_{11}	0.394783* (21.86709)	0.368948* (20.43419)	0.344593* (18.38915)
b_{11}	0.895196* (95.00492)	0.906001* (97.79510)	0.914809* (99.80567)
d_{11}			0.059207* (9.215171)
c_{22}	0.001950* (4.882281)	0.001909* (5.148986)	0.001584* (3.988325)
α_{22}	0.256728* (14.08125)	0.250226* (13.87392)	0.238401* (12.97210)
b_{22}	0.945775* (129.3270)	0.949455* (137.5338)	0.952108* (140.0882)
d_{22}			0.028758** (2.332733)
c_{12}	0.003218* (10.32006)	0.003026* (10.23524)	0.002998* (9.076691)
d_{12}			-0.012583** (-2.279958)
对数似然值	6932.682	6953.781	6965.832
残差检验的 Q 统计量（阶数 p=6）			
$\varepsilon_{st} / h_{st}^{1/2}$	15.310 [0.037]	1.3106 [0.971]	1.4837 [0.961]
$\varepsilon_{st}^2 / h_{st}$	0.8667 [0.990]	0.4952 [0.999]	0.4090 [1.000]
$\varepsilon_{ft} / h_{ft}^{1/2}$	12.421 [0.026]	16.286 [0.053]	19.813 [0.085]
$\varepsilon_{ft}^2 / h_{ft}$	5.1012 [0.831]	5.2868 [0.874]	6.8649 [0.880]

注：*（**）（***）代表在 1%（5%）（10%）的置信水平显著，圆括号内代表 t 值，方括号

内代表概率值。

从表中看出,在 BEKK-GARCH(1,1)、ECM-BEKK-GARCH(1,1) 和 BEKK-GARCH(1,1)-X 模型中,ARCH 项的系数都在 99%的置信度显著,说明铜现货收益 (α_{11}) 与期货收益 (α_{22}) 存在明显的波动集聚性;同样 GARCH 项的系数 (b_{11} 和 b_{22}) 也都在 99%的置信度显著,说明存在 GARCH 效应。

在 ECM-BEKK-GARCH(1,1)、BEKK-GARCH(1,1)-X 模型中,现货价格和期货价格长期均衡关系的短期偏离效应对现货价格收益有显著影响 (δ_1),而且系数均为负值。

在 BEKK-GARCH(1,1)-X 模型中,用于检验短期偏离效应对现货价格收益方差 (d_{11}) 与期货价格收益方差 (d_{22}) 的系数也都是非常显著的,说明短期偏离效应越显著,现货价格收益与期货价格收益之间的波动就越大;参数 d_{12} 是检验短期偏离效应对条件协方差的影响,从表中可知,铜的短期偏离效应对条件协方差在 95%的置信度下具有显著影响。

此外,通过 Ljung-Box Q 统计对残差项序列 ($\varepsilon_t/h_t^{1/2}$) 和残差项平方序列 (ε_t^2/h_t) 进行了序列自相关性检验,由表中的 Q 统计量可知,模型的残差项均不存在自相关性,并且三个模型的对数似然值也都很高,由此说明本文构建的套期保值比率估计模型是稳健的,可用做下一步的实证研究。

3.4 最优套期保值比率估计

3.4.1 样本内数据最优套期保值比率估计

运用上述求出的模型,并代入铜的样本内数据求出样本内数据的动态最优套期保值比率,见图 3-7、3-8、3-9。从图中可知, BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型求出的最优套期保值比率是随着时间的变化而变化的。

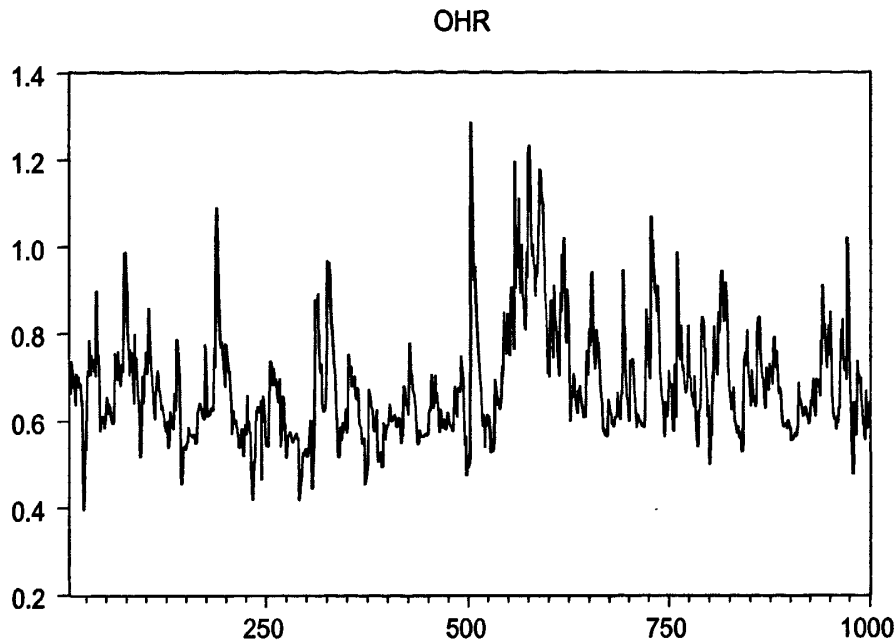


图 3-7 铜期货 BEKK-GARCH 模型下样本内数据最优套期保值比率（OHR）

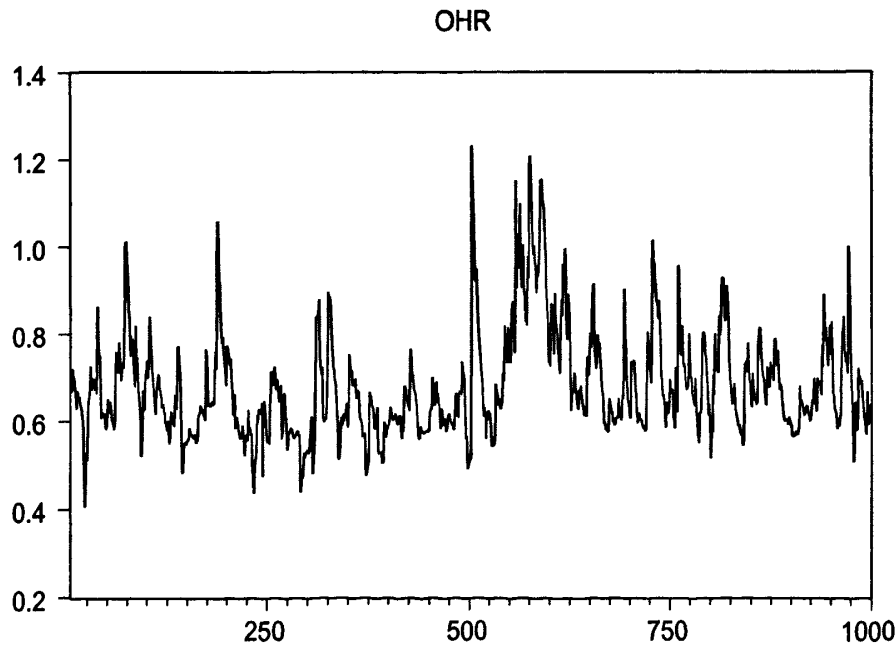


图 3-8 铜期货 ECM-BEKK-GARCH 模型下样本内数据最优套期保值比率（OHR）

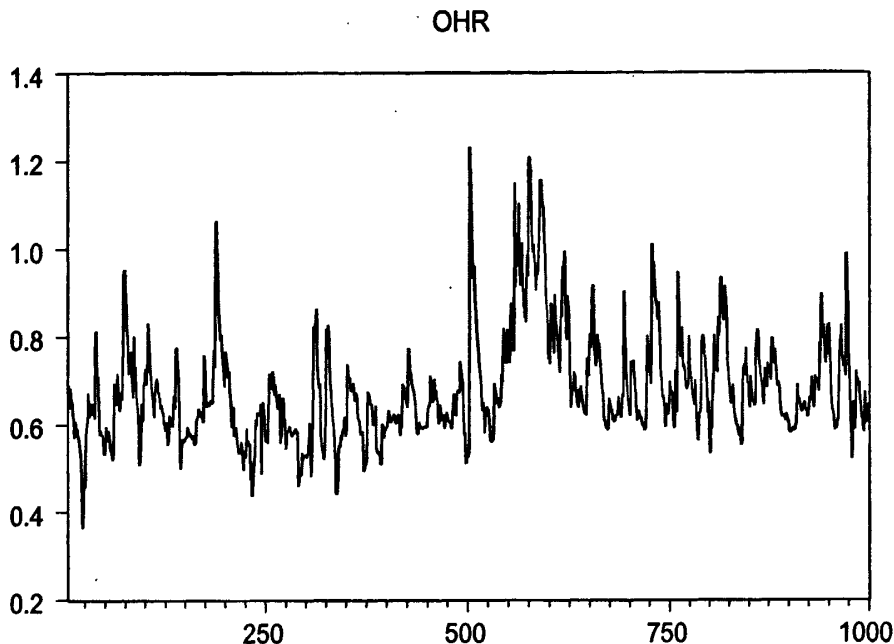


图 3-9 铜期货 BEKK-GARCH-X 模型下样本内数据最优套期保值比率（OHR）

表 3-12 给出了沪铜期货的最优套期保值比率的统计性描述，从均值来看，基于 BEKK-GARCH-X 模型的最优套期保值比率的均值是 0.680018，是三种模型中最小的；基于 BEKK-GARCH 模型的最优套期保值比率的均值是 0.680643，位于中间；基于 ECM-BEKK-GARCH 模型的最优套期保值比率的均值是 0.681223，为三种模型中最大；而从最优套期保值比率的波动率(方差)来看，顺序上与均值又表现不同，基于 ECM-BEKK-GARCH 模型所得的最优套期保值比率的波动率最小，基于 BEKK-GARCH-X 的次之，基于 BEKK-GARCH 模型的刚好相反，最大 0.129674，JB 统计量显示最优套期保值比率为非正态分布。

表 3-12 沪铜期货样本内数据最优套期保值比率的统计性描述

模型	均值	标准差	最大值	最小值	JB (概率)
BEKK-GARCH	0.680643	0.129674	1.286987	0.395543	473.6271 (0.000)
ECM-BEKK-GARCH	0.681223	0.121966	1.229803	0.406149	505.3051 (0.000)
BEKK-GARCH-X	0.680018	0.122836	1.231311	0.364562	517.9570 (0.000)

3.4.2 样本外数据最优套期保值比率估计

Baillie and Myers(1991)进一步证明了套期保值绩效衡量的最有效的方式是通过对不同区间大小的样本外数据进行检验,所以本文利用两个不同区间长度的样本外数据对套期保值绩效进行衡量,样本外数据(I)的时间跨度为2008年2月1日至2008年12月31日(1年期),样本外数据(II)的时间跨度为2008年7月1日至2008年12月31日(半年期)。

1、样本外数据(I)最优套期保值比率估计

利用铜样本内数据求出的模型,代入样本外数据(I)得出1年期的动态最优套期保值比率,如图3-10、3-11、3-12。

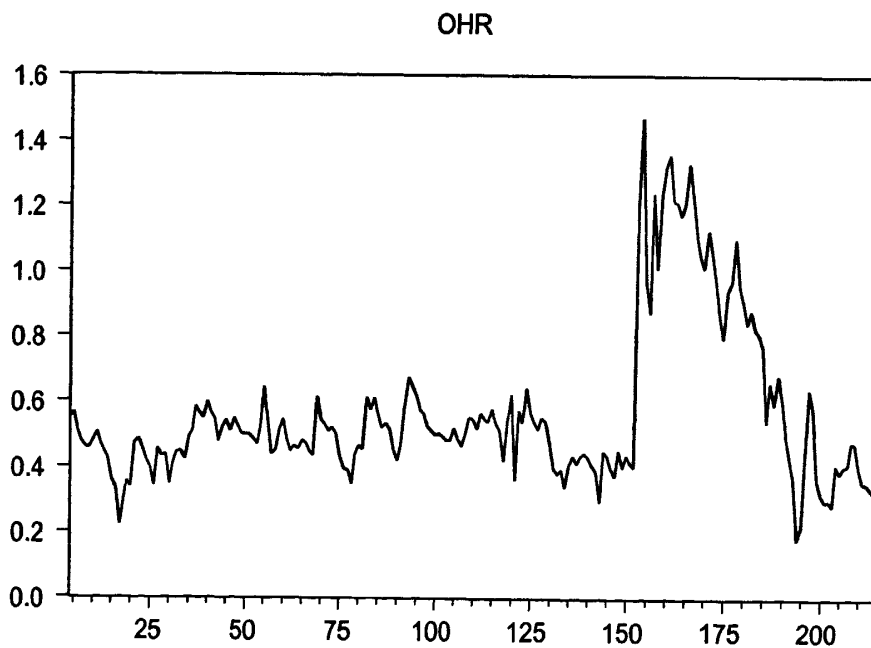


图 3-10 铜期货 BEKK-GARCH 模型下样本外数据(I)最优套期保值比率(OHR)

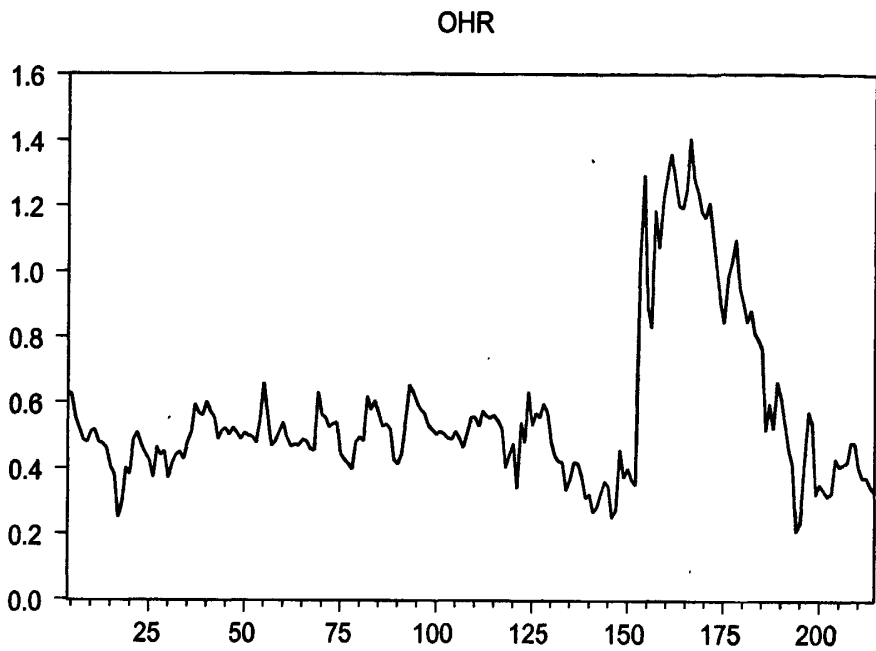


图 3-11 铜期货 ECM-BEKK-GARCH 模型下样本外数据 (I) 最优套期保值比率 (OHR)

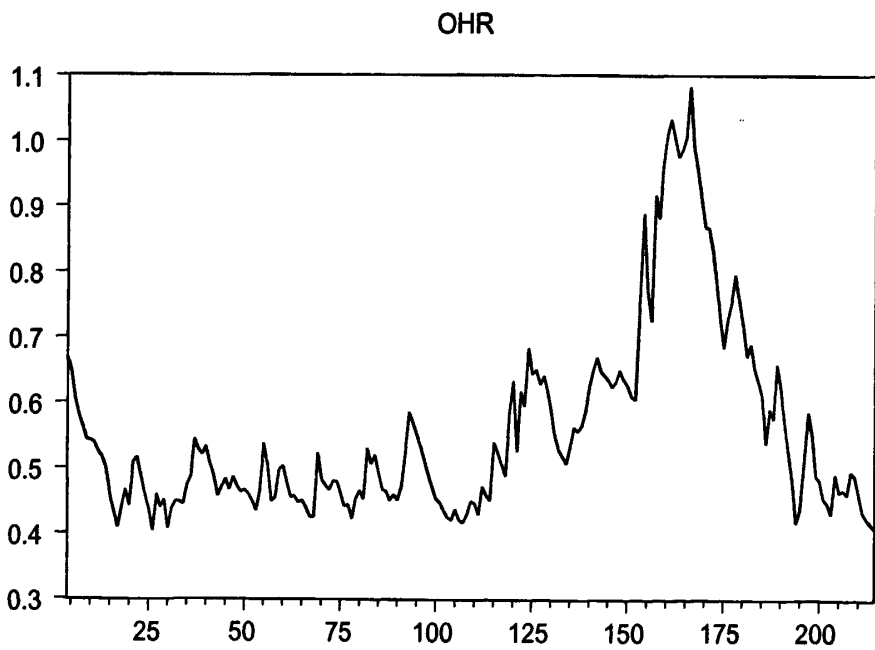


图 3-12 铜期货 BEKK-GARCH-X 模型下样本外数据 (I) 最优套期保值比率 (OHR)

表 3-13 给出了三种模型下铜样本外数据 (I) 的最优套期保值比率的统计性描述, 从中可知, 基于 BEKK-GARCH-X 模型的最优套期保值比率的均值是

0.557496, 是三种模型中最小的, 这与样本内数据所得出的结论一致; 基于 BEKK-GARCH 模型的最优套期保值比率的均值是 0.562857, 位于中间; 基于 ECM-BEKK-GARCH 模型的最优套期保值比率的均值是 0.567961, 为三种模型中最大。与样本内数据不同的是, 从最优套期保值比率的波动率(方差)来看, 顺序上与均值表现不同, 基于 BEKK-GARCH-X 模型所得的最优套期保值比率的波动率最小, 是 0.146679; 基于 BEKK-GARCH 的次之, 为 0.241456; 基于 ECM-BEKK-GARCH 模型的也是最大, 为 0.129674。

表 3-13 沪铜期货样本外数据 (I) 最优套期保值比率的统计性描述

模型	均值	标准差	最大值	最小值	JB (概率)
BEKK-GARCH	0.562857	0.241456	1.469750	0.177309	169.7849 (0.000)
ECM-BEKK-GARCH	0.567961	0.246635	1.406047	0.209372	151.8857 (0.000)
BEKK-GARCH-X	0.557496	0.146679	1.083037	0.403306	145.1209 (0.000)

2、样本外数据 (II) 最优套期保值比率估计

同样利用铜样本内数据求出的模型, 代入样本外数据 (II) 得出样本外数据的动态最优套期保值比率, 如图 3-13、3-14、3-15。

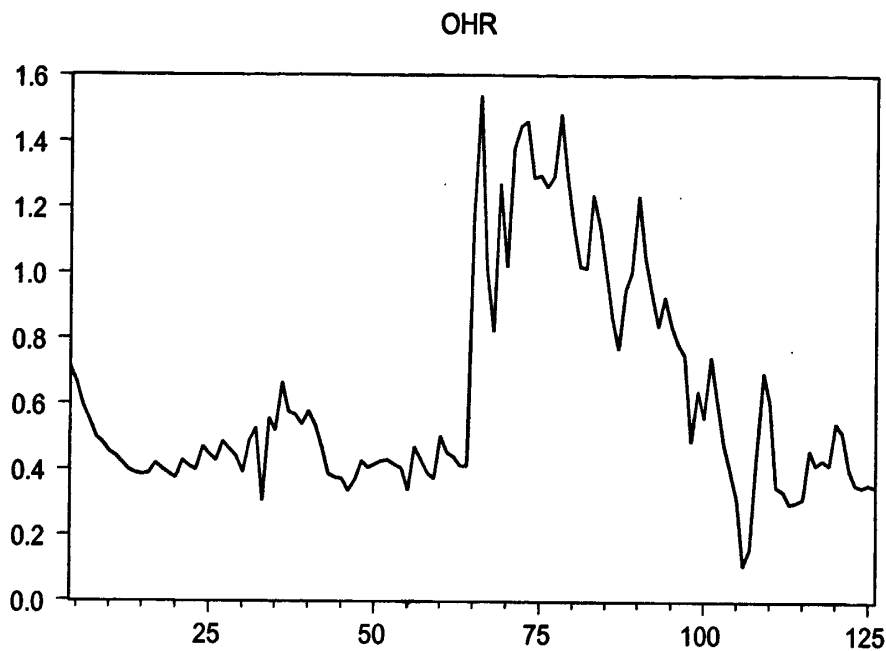


图 3-13 铜期货 BEKK-GARCH 模型下样本外数据 (II) 最优套期保值比率 (OHR)

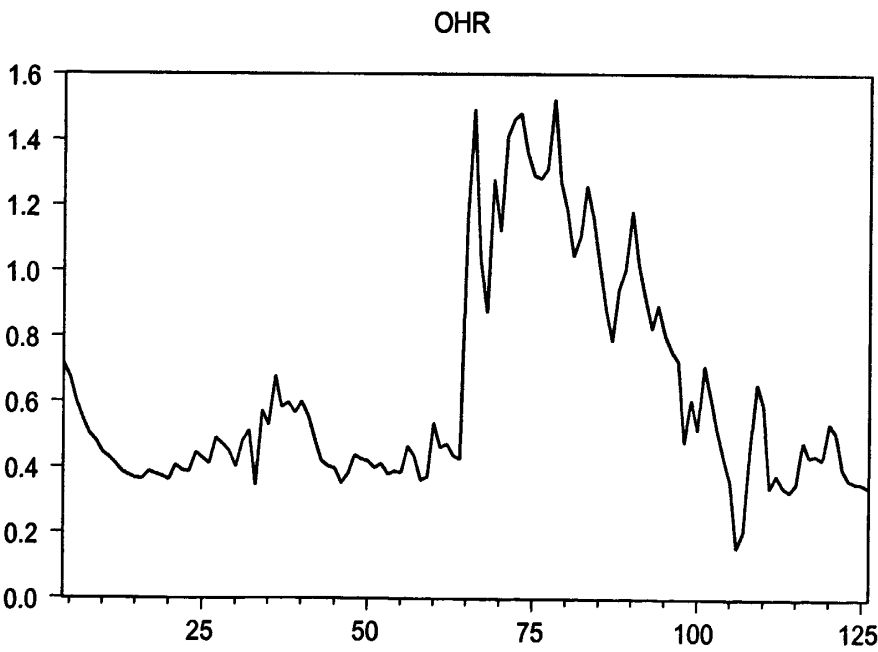


图 3-14 铜期货 ECM-BEKK-GARCH 模型下样本外数据 (II) 最优套期保值比率 (OHR)

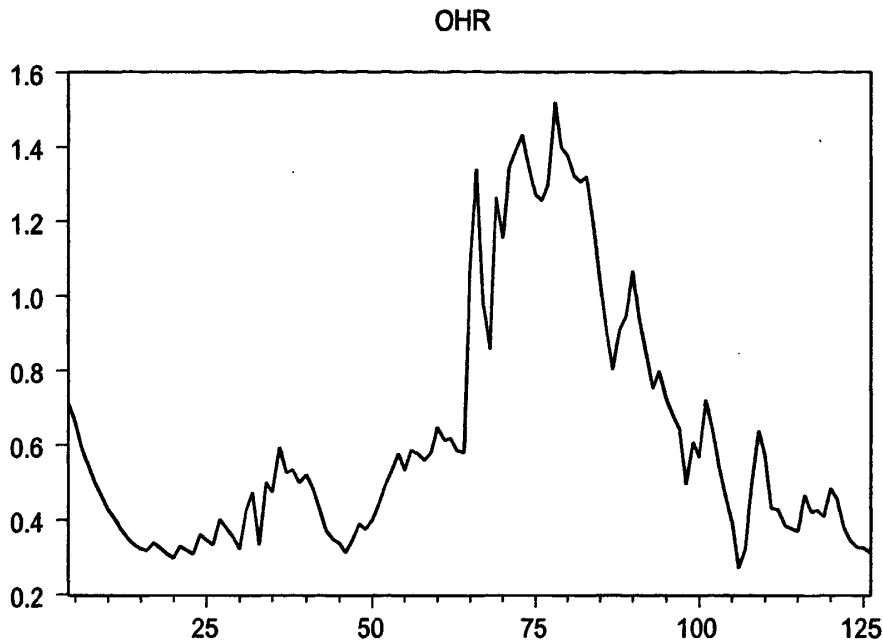


图 3-15 铜期货 BEKK-GARCH-X 模型下样本外数据 (II) 最优套期保值比率 (OHR)

表 3-14 给出了三种模型下铜样本外数据 (II) 的最优套期保值比率的统计性描述, 从中可知, 基于 BEKK-GARCH 模型的最优套期保值比率的均值是 0.622010, 是三种模型中最小的, 基于 BEKK-GARCH-X 模型的最优套期保值比率的均值是 0.625266, 位于中间, 这与样本内数据以及样本外数据 (I) 不同; 基于 ECM-BEKK-GARCH 模型的最优套期保值比率的均值是 0.626400, 为三种模型中最大。从最优套期保值比率的波动率(方差)来看, 顺序上与均值表现不同, 与样本内数据与样本外数据 (I) 也有所不同的是, 样本外数据 (II) 基于 BEKK-GARCH 模型所得的最优套期保值比率的波动率最小, 是 0.329813; 基于 ECM-BEKK-GARCH 的次之, 为 0.333072; 基于 BEKK-GARCH-X 模型的最大, 为 0.334202; 由 JB 统计量知, 样本外数据 (II) 的最优套期保值比率也是显著非正态分布的。

表 3-14 沪铜期货样本外数据（II）最优套期保值比率的统计性描述

模型	均值	标准差	最大值	最小值	JB（概率）
BEKK-GARCH	0.622010	0.329813	1.537795	0.107990	29.67554 (0.000)
ECM-BEKK-GARCH	0.626400	0.333072	1.523358	0.152215	31.41032 (0.000)
BEKK-GARCH-X	0.625266	0.334202	1.520069	0.270652	30.67542 (0.000)

第四章 沪铜期货套期保值绩效分析

本章利用第3章构建的模型对沪铜期货套期保值绩效进行比较分析,并通过样本内和样本外数据对前述实证分析结果进行检验,考察以风险最小化为标准的套期保值效率,以衡量三个模型的优劣。

4.1 套期保值绩效衡量方法

1、判定系数 R^2 法

套期保值的目的在于减少风险损失,在确定最小风险套期保值比率时,以套期保值组合的方差表示风险。因此在衡量套期保值策略的有效性时,可以用其套期保值后方差减少的程度作为标准来衡量。回归分析中的斜率 β ,代表期货价格与现货价格的关系,也就是套期保值比率。套期保值有效性就是衡量现货价格的波动有多大的比例可以由期货价格波动抵消,回归方程的判定系数 R^2 的值解释了回归方程的拟合程度,也就是度量套期保值有效性的指标。 R^2 的值介于0和1之间,越接近1,表示自变量解释因变量的能力越强。判定系数 R^2 的值越大,表示套期保值的有效性越高,所减少的套期保值组合的方差越多。

判定系数 R^2 简单直观,意义明确,应用起来十分方便。但是判定系数 R^2 有一个明显的局限,它只能衡量用于回归的期货和现货样本序列的拟合程度,对于样本外的数据应用套期保值比率的有效性无法做出说明,即该有效性指标仅仅适用于说明历史,无法用于预测未来。

2、基于效用最大化的方法

Gagnon, Lypny & McCurdy (1998) 提出了能够将投资者的风险厌恶程度包括在内的基于效用最大化的比较方法。效用最大化的方法既考虑投资者的风险厌恶程度,并考虑选择能使投资者的效用达到最大化的最优套期保值比率。

根据 Gagnon, Lypny & McCurdy (1998), 该效用最大化的问题可以表示为:

$$MAX[E(R_t | \Omega_{t-1}) - \frac{1}{2}\gamma Var(R_t | \Omega_{t-1})] \quad (4-6)$$

式(3-1)中, R_t 为套期保值组合的收益率, γ 为投资者的风险厌恶系数, Ω_{t-1} 为在时刻可获得的信息集。虽然基于效用最大化的比较方法被广泛使用来对期货套期保值的效果进行衡量,但是其并没有考虑到投资者的风险厌恶程度的确定方法,由于投资者的风险厌恶系数在选取上的主观随意性,造成了此方法在套期保值效果上的局限性。

3、Ederington(1979)套期保值绩效衡量方法

根据最小风险套期保值的定义,套期保值的有效性衡量的是经过保值后的风险比不经过保值的风险减小的程度。因此,可以分别构造一个没有进行套期保值的组合,以及一个进行了套期保值的组合,以方差表示风险,分别计算两个组合收益率的均值和方差。Ederington(1979)给出了套期保值绩效的衡量指标,即与未参与套期保值时收益方差相比,参与套期保值后收益方差的减少程度。

未参与套期保值和参与套期保值收益方差可以分别表示为:

$$Var(U_t) = Var(\Delta S_t) = Var(S_t - S_{t-1}) \quad (4-7)$$

$$Var(H_t) = Var(\Delta S_t) + h^2 Var(\Delta F_t) - 2h * Cov(\Delta S_t, \Delta F_t) \quad (4-8)$$

其中, $H_t = \Delta S_t + h_t \Delta F_t$, 于是可以得到套期保值效果的指标:

$$H^* = \frac{Var(U_t) - Var(H_t)}{Var(U_t)} \quad (4-9)$$

有效的套期保值相对于每一单位成本能够减少最大量的风险,通常套期保值是否有效是通过减少保值者面临的价格风险程度来衡量的。

所以通过以上分析,本文运用 Ederington(1979)套期保值绩效衡量方法进行套期保值绩效分析。套期保值效果的一个更为可靠的计算方法是利用样本外数据进行计算,笔者的研究采用了两个样本外区间,便于进行比较分析。

4.2 样本内数据套期保值绩效比较

对于铜期货样本内数据的套期保值效果的比较,本文运用 Ederington(1979)给出的套期保值绩效衡量指标,首先计算套期保值组合的方差,且 $Var(S_t - \beta_t^* F_t)$, 其中 β_t^* 是各个套期保值模型的最佳套期保值比率。然后以未经套期保值的资产组合方差为基准,比较其他各个方法相对其所带来的方差减少量(用百分比表示),并以此来衡量套期保值效率,方差减少的比率越大,说明该方法的套期保值效率越高。具体结果如下表 4-1 所示:

表 4-1 铜期货样本内数据不同模型套期保值效果比较

	No Hedge	Naive	OLS	BEKK-GARCH	ECM-BEKK-GARCH	BEKK-GARCH-X
方差(*10 ⁻⁸)	29605	17090	13853	13350	13292	13280
No Hedge	——	42.27%	53.21%	54.91%	55.10%	55.14%
Naive	——	——	18.94%	21.88%	22.22%	22.29%
OLS	——	——	——	3.63%	4.05%	4.14%

BEKK-GARCH	——	——	——	——	0.43%	0.52%
ECM-BEKK-GARCH	——	——	——	——	——	0.09%
BEKK-GARCH-X	——	——	——	——	——	——

注：表中数据 18.94% 的含义是 OLS 方法相对于 Naïve 方法风险减少程度的增量，计算公式为 $(OLS - Naïve) / Naïve$ ，下同。

从表 4-1 的各模型套期保值效果对比来看，可得出以下结论：

1、明显的结论是通过套期保值确实能有效地减少价格变动的风险。根据铜期货投资组合方差减少百分比大小，从 Naïve 幼稚方法到普通 OLS 模型，再到 BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型，铜期货的套期保值效率都逐步地提高。

2、基于时变的套期保值比率的套期保值效果优于基于静态的套期保值比率的套期保值效果，BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型下的风险减少量相对于 OLS 分别为：3.63%、4.05%、4.14%，相对于 Naïve 方法的风险减少量分别为 21.88%、22.22%、22.29%。

3、基于协整理论的误差修正项的引入进一步优化了套期保值效果，ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型下的风险减少量相对于 BEKK-GARCH 模型分别为：0.43%和 0.52%，说明铜的现货价格与期货价格之间的短期偏离效应对其长期均衡有显著影响，所以忽略短期偏离效应所求出的套期保值比率将不是最优的，从而在一定程度上降低了套期保值的效果。

4、基于 BEKK-GARCH-X 模型下的套期保值风险减少量相对于 ECM-BEKK-GARCH 模型增加了 0.09%，说明短期偏离效应对条件方差和条件协方差也产生了显著影响，从而在条件方差与条件协方差方程中考虑期货价格与现货价格之间的短期偏离效应是有必要的。

4.3 样本外数据套期保值绩效比较

本文运用 Baillie and Myers(1991)的方法，即对不同区间大小的样本外数据进行检验。本文利用的样本外数据（I）的时间跨度为 2008 年 2 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日（1 年期），样本外数据（II）的时间跨度为 2008 年 7 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日（半年期），具体结果详见表 4-2、表 4-3 所示：

表 4-2 铜期货样本外数据（I）不同模型套期保值效果比较

	No Hedge	Naive	OLS	BEKK-GARCH	ECM-BEKK-GARCH	BEKK-GARCH-X
方差(*10 ⁻⁸)	47315	27866	23799	22159	21089	20185
No Hedge	——	41.11%	49.70%	53.17%	55.43%	57.34%
Naive	——	——	14.59%	20.48%	24.32%	27.56%
OLS	——	——	——	6.89%	11.39%	15.19%
BEKK-GARCH	——	——	——	——	4.83%	8.91%
ECM-BEKK-GARCH	——	——	——	——	——	4.29%
BEKK-GARCH-X	——	——	——	——	——	——

注：表中数据 14.59% 的含义是 OLS 方法相对于 Naive 方法风险减少程度的增量，计算公式为 $(OLS - Naive) / Naive$ ，下同。

表 4-3 铜期货样本外数据（II）不同模型套期保值效果比较

	No Hedge	Naive	OLS	BEKK-GARCH	ECM-BEKK-GARCH	BEKK-GARCH-X
方差(*10 ⁻⁸)	73224	41376	36718	37212	36900	35664
No Hedge	——	43.49%	49.86%	49.18%	49.61%	51.29%
Naive	——	——	11.26%	10.06%	10.82%	13.81%
OLS	——	——	——	-1.35%	-0.50%	2.87%
BEKK-GARCH	——	——	——	——	0.84%	4.16%
ECM-BEKK-GARCH	——	——	——	——	——	3.35%
BEKK-GARCH-X	——	——	——	——	——	——

注：表中数据 11.26% 的含义是 OLS 方法相对于 Naive 方法风险减少程度的增量，计算公式为 $(OLS - Naive) / Naive$ ，下同。

从表 4-2、表 4-3 的各模型套期保值效果对比来看，可得出以下结论：

- 1、套期保值能有效地减少价格变动的风险。根据铜期货投资组合方差减少百分比大小，无论是静态的 Naive 幼稚方法和普通 OLS 模型，还是动态的 BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型，都能大大的减少价格变动的风险，提高铜期货的套期保值效率。
- 2、通过表 4-2 看出，基于时变的套期保值比率的套期保值效果优于基于静态的套期保值比率的套期保值效果，BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型下的风险减少量相对于 OLS 分别为：6.89%、11.39%、15.19%；相对于 Naive 幼稚方法的减少量分别为：20.48%、24.32%、

27.56%。

3、通过表 4-3 可以看出, 基于 BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型下的风险减少量相对于 OLS 分别为: -1.35%和-0.50%, 这说明运用 OLS 对时间跨度较短(半年期)的铜期货进行套期保值效果要好于运用 BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型; 但是基于 BEKK-GARCH-X 模型的套期保值效果在所以模型中还是最好的。

4、通过样本外数据的分析, 基于协整理论的误差修正项的引入进一步优化了套期保值效果, 从表 4-2 与 4-3 中都可以看出 ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型下的风险减少量相对于 BEKK-GARCH 模型都有明显的提高, 说明铜的现货价格与期货价格之间的短期偏离效应对其长期均衡有显著影响, 所以忽略短期偏离效应所求出的套期保值比率将不是最优的, 从而在一定程度上降低了套期保值的效果; 基于 BEKK-GARCH-X 模型下的套期保值风险减少量相对于 ECM-BEKK-GARCH 模型分别增加了 4.29%、3.35%, 说明短期偏离效应对条件方差和条件协方差也产生了显著影响, 从而在条件方差与条件协方差方程中考虑期货价格与现货价格之间的短期偏离效应是有必要的。

5、对于不同时间跨度的样本外数据进行套期保值, 其套期保值效果也是不同的。对比表 4-2 与表 4-3 可以得出, 时间跨度较小的样本外数据(II)采用静态的 Naïve 幼稚方法和普通 OLS 模型的套期保值效果要好于采用动态的 BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型的套期保值效果; 时间跨度较大的样本外数据(I)采用动态的 BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型的套期保值效果要好于采用静态的 Naïve 幼稚方法和普通 OLS 模型的套期保值效果。

第五章 结论与展望

5.1 研究结论

最优套期保值比率的确定是套期保值理论中的核心问题。本文在广泛查阅国内外文献,大量收集相关资料的基础上,分别利用双变量 BEKK-GARCH 模型、含误差修正项的双变量 ECM-BEKK-GARCH 模型以及 BEKK-GARCH-X 模型这三个时变最优套期保值比率估计模型对中国铜期货进行套期保值比率估计分析,并与传统的幼稚法和普通最小二乘法进行了比较,然后利用样本内数据以及两个样本外数据对套期保值的绩效进行了衡量。总结全文,可以得出如下结论:

1、通过中国铜期货价格与现货价格的描述性统计分析发现,铜期货价格与现货价格的走势非常近似,这说明可以对铜现货进行套期保值。而且,无论采用传统的静态估计模型还是时变的估计模型,都能有效的规避价格风险。从 Naïve 幼稚方法到普通 OLS 模型,再到 BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型,铜期货的套期保值效率大体上都逐步地提高。

2、考虑协整关系的含误差修正项的双变量 ECM-BEKK-GARCH 模型与 BEKK-GARCH-X 模型相对于传统的静态估计模型和双变量 GARCH 模型大体上有更好的套期保值效果,这和彭红枫等(2007)、马睿(2008)的研究基本保持一致,说明短时间内期货价格和现货价格可能出现偏离,而长期来说,期货价格与现货价格之间仍保持着长期均衡关系。

3、通过实证分析验证了 BEKK-GARCH-X 模型要优于其他的 GARCH 模型,因为它不仅考虑了误差修正项的短期偏离效应的影响,还考虑了这种偏离效应可能对条件方差和条件协方差产生的影响,从而使得所估计出的动态最优套期保值比率的值更能反映出期货价格与现货价格之间关系,并提高了套期保值策略的效果。这与 Kavussanos(2000)、Choudhry(2003)(2008)的结论也基本保持一致。

4、在套期保值绩效分析中,采用 Baillie and Myers(1991)的方法,就是通过对不同区间大小的样本外数据进行检验。结果表明:利用长区间的样本外数据(I)进行验证得出从 Naïve 幼稚方法到普通 OLS 模型,再到 BEKK-GARCH 模型、ECM-BEKK-GARCH 模型和 BEKK-GARCH-X 模型,铜期货的套期保值效率都是逐步地提高,利用短区间的样本外数据(II)进行验证得出基于 BEKK-GARCH 模型和 ECM-BEKK-GARCH 模型所得出的套期保值效果要差于利用 OLS 模型所得出的套期保值效果,但在所有模型中基于 BEKK-GARCH-X 模型所得出的套期保值效果是最好的。

5.2 对未来研究的展望

由于一些客观因素的影响以及作者本人的能力有限,使得本文的研究不够完美,所以作者希望在以后的工作中从以下几方面进行更深入的研究:

1、由于 2004 年以前的现货数据收集困难,所以本文在实证分析中只采用了 2004 年 1 月 2 日到 2008 年 12 月 31 日,共 1214 组期货价格与现货价格的日数据。因为动态 GARCH 模型的估计在理论上需要大量的样本数据才能体现其动态性,所以数据的多寡可能会影响本文的实证结果。

2、本文在实证分析中未将交易成本考虑在内,而在套期保值的实际操作中是有交易成本的,如交易手续费、保证金利息等,特别是在中国期货市场。中国期货市场发展时间较短,各种法律法规、交易机制等制度性建设不完善,这样交易成本的存在不仅会影响套期保值策略的选择,也会影响到套期保值的效果,从而不能充分有效的做到规避风险。

3、目前国内期货市场上,铜期货是交易历史最长、交易最活跃、数据较易获得的期货品种,具有很强的代表性,故本文仅对铜期货进行了实证研究。其他的商品期货品种由于交易历史比较短、交易数据不易获得、交易量较少,故本文未作研究,希望在未来的工作中能够针对其他品种进行相关研究,以弥补这一不足。

参考文献

- [1] [Http://www.czce.com.cn](http://www.czce.com.cn).
- [2] Marshall J., Bansal V.K. Financial engineering .Boston: Allyn & Bacon, Inc., Simon & Schuster ,1992, 1:145-173.
- [3] Keynes J. M. A Tract on Monetary Reform. London & Cambridge: Macmillan & Cambridge University Press, 1923.
- [4] Working H. New Concepts Concerning Futures Markets and Prices. American Economic Reviews, 1952, 52:431-459.
- [5] Johnson L. The theory of hedging and speculation in commodity futures[J]. Review of Economic Studies, 1960, 27(3):139-151.
- [6] Ederington L. The hedging performance of the new futures market[J]. Journal of Finance, 1979, 34(1):157-170.
- [7] 吴晓.套期保值技术及其在汇率风险管理中的应用研究:[博士学位论文].长沙:湖南大学工商管理学院, 2004, 1-107.
- [8] Anderson R.W., Danthine J-P. Cross hedging[J]. Journal of Political Economy, 1981, 89(6):1182-1196.
- [9] Kahl K.H. Determination of the recommended hedging ratio[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1983, 65:603-605.
- [10] Howard C., T.D'Antonio L.J. A Risk-return Measure of Hedging Effectiveness[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1984, 19:101-112.
- [11] Markowitz H. Portfolio selection. Journal of Finance, 1952, 7(1):77-91
- [12] Figlewski, S. "Margins and Market Integrity: Margin Setting for Stock Index Futures and Options" [J]. Journal of Futures Markets, 1984, 4, 385-416.
- [13] Junkus, C.J. and C. Lee, The Use of Three Stock Index Futures in Hedging Decisions[J], Journal of Futures Markets, 1985, 5, 201-222.
- [14] Ghosh, A. Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model [J]. Journal of Futures Markets, 1993, 13: 743-752.
- [15] Granger C W J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification[J]. Journal of Econometrics, 1981, 16: 121-130.
- [16] Engle, R.F., Granger, C.W.J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing [J]. Econometrica, 1987, 55:251-276 .
- [17] Johansen, S., Statistical analysis of cointegrating vectors [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1988, 12, 231-254.

- [18] Johansen, S., Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models[J]. *Econometrica* 1991,59, 1551-1580.
- [19] Lien, D., Luo, X. Estimating multiperiod hedge ratios in cointegrated markets[J]. *Journal of Futures Markets*, 1993,(13):909- 920.
- [20] Lien, D. The Effect of the Co-integration Relationship on Futures Hedging: A Note [J]. *Journal of Futures Markets*, 1996 (16) : 773-780 .
- [21] Chou, W., Denis, K., Lee, C., Hedging with the Nikkei index futures: the conventional versus the error correction model[J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. 1996,36, 495-505.
- [22] Engle, R.F., Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation [J]. *Econometrica*. 1982,50, 987-1008.
- [23] Myers, R.J, Thompson, S.R. Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1989 (71):858-867.
- [24] Baillie, R.T., Myers, R.J. Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1991,6:109 -124.
- [25] Bollerslev, T., Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalised ARCH process [J]. *Review of Economics and Statistics*. 1990,72, 498-505.
- [26] Kroner, K.F, and Sultan. Exchanging Rate Volatility and Time-Varying Hedge Ratio[J]. *Pacific Basin Capital Markets Research*, 1991,12.
- [27] Lee, T., Spread and volatility in spot and forward exchange rates [J]. *Journal of International Money and Finance*. 1994,(13),375-383.
- [28] Park, T., Switzer, L., Bivariate GARCH estimation of the optimal hedge ratios for stock index futures: a note [J]. *Journal of Futures Markets*. 1995,15,61-67.
- [29] Lypny, G, Powalla, M. The Hedging Effectiveness of DAX Futures [J]. *The European Journal of Finance*, 1998,4: 345-355.
- [30] Chakraborty A, Barkoulas J.T. Dynamic futures hedging in currency markets [J]. *The European Journal of Finance*, 1999, 5(4):299-314.
- [31] Kroner, K., Sultan, J., Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993,(28), 535-551.
- [32] Sim, A.B. and R. Zurbrugg, Optimal Hedge Ratios and Alternative Hedging Strategies in the Presence of Cointegrated Time-Varying Risks[J], *The European Journal of Finance*, 2001,7,269-283.

- [33] Kavussanos, M., and Nomikos, N., Constant vs. time-varying hedge ratios and hedging efficiency in the BIFFEX market [J], Journal of Transport Research, Vol.36, 2000, 229-248.
- [34] Taufiq Choudhry. Short-run deviations and optimal hedge ratio: evidence from stock futures [J]. Journal of Multinational Financial Management, 2003, (13): 171-192.
- [35] Yang, W. and D.E. Allen, Multivariate GARCH Hedge Ratios and Hedging Effectiveness in Australian Futures Markets [J], Accounting and Finance, 2004, 45, 301-321.
- [36] 吴冲锋, 钱宏伟, 吴文锋, 期货套期保值理论与实证研究(I) [J], 系统工程理论方法应用, 1998, 7 (4): 20-32.
- [37] 袁象, 王方华, 曹范愚. 协整关系对期货套期保值策略的影响 [J]. 数理统计与管理, 2003, 22(3): 44-47.
- [38] 花俊洲, 吴冲锋, 刘海龙, 等. 期铜套期保值有效性实证研究 [J]. 系统工程理论方法应用, 2003, 12(3): 204-208.
- [39] 冯春山, 吴家春, 蒋馥, 石油期货套期保值时变套比研究 [J], 上海理工大学学报, 2004(4): 328-332.
- [40] 王骏, 张宗成. 中国期货市场套期保值绩效实证研究 [J]. 证券市场导报, 2005, (11), 20-25.
- [41] 王骏, 张宗成. 中国有色金属期货市场套期保值绩效的实证研究: 2000-2004 年. 中国地质大学学报(社会科学版), 2006, (1): 46-51.
- [42] 方虹, 陈勇. 石油期货最优套期保值比率及套期保值绩效的实证研究 [J]. 中国软科学, 2008, (1): 125-130.
- [43] 彭红枫, 叶永刚. 中国铜期货最优套期保值比率估计及其比较研究. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2007, 863-868.
- [44] 贾新宇, 沪铜期货市场价格发现功能的实证研究. [硕士学位论文], 西南大学, 2007.
- [45] 上海期货交易所网站.
- [46] 中国期货业协会: 期货市场教程 [M], 中国财政经济出版社, 2007 年版.
- [47] 凌鹏, 我国铜期货市场套期保值绩效实证研究. [硕士学位论文], 暨南大学, 2007.
- [48] 华仁海, 刘庆富. 国内外期货市场之间的波动溢出效应研究 [J]. 世界经济, 2007, (6): 64-74.
- [49] 刘庆富, 张金清, 华仁海. LME 与 SHFE 金属期货市场之间的信息传递效应研

- 究[J].管理工程学报.2008,(2):155-159.
- [50]王惟.目前我国铜套保客户的现状.期货日报.2003年6月3日.
- [51]汪炜,施建军.期货市场功能、业态及其国际化[M].北京:经济科学出版社, 2005, 67-75.
- [52]刘薇,基于误差修正与 GARCH 模型的套期保值比率估计与分析.[硕士学位论文], 湖南大学工商管理学院, 2005.
- [53] 易丹辉:数据分析与 Eviews 应用[M], 中国统计出版社, 2002.
- [54] Ljung,M., Box,G On a measure of lack of fit in time series models[J]. Biometrika,1978,65, 297-303.
- [55] Herbst A.E, Kare D.D., Marshall J.F. A time-varying convergence adjusted hedge ratio model[J]. Advances in Futures and Options Research, 1993, 6:137-155.
- [56] Granger, C., Newbold, P. Spurious regressions in econometrics[J]. Journal of Econometrics,1974,1:111-120.
- [57]王焱. 期货最优套期保值策略在中国金属期货市场的实证研究. [硕士学位论文], 华侨大学, 2007.
- [58] Bollerslev, T. Generalised autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics. 1986,31,307-327.
- [59] Bollerslev, T., Engle, R., Wooldridge, J.A capital asset pricing model with time-varying covariances[J]. Political Econ. 1988,96,116-131.
- [60] Donald Lien Yiu Kuen Tse and Albert Tsui. Evaluating Hedging Performance of the Constant Correlation GARCH Model[J]. Applied Financial Economics, 2002,(12):791-798.
- [61] Bera, A., Garcia, P., & Roh, J. Estimation of time-varying hedge ratios for corn and soybeans: BGARCH and random coefficient approaches. OFOR working paper number. 1997,6.
- [62] Engle, R.F., Kroner, K.F. Multivariate simultaneous generalised ARCH [J]. Econometric Theory.1995,11,122-150.
- [63] Ma, C.K., W.H. Dare and D.R. Donaldson. Testing Raticnality in Futures Markets[J]. Journal of Futures Markets, 1990,10:137-152.
- [64] Holmes, P. and R.Tomsett. Information and Noise in U.K. Futures Markets[J]. Journal of Futures Markets, 2004,24:711-731.
- [65] Guo Xiaoli and Li Muchun. Tracking the Forces Behind Volume Patterns[J]. Futures.2003,9:46-50.
- [66] 刘庆富,仲伟俊,梅姝娥. 空盘量变动对我国期货市场期货价格收益波动性的

- 影响[J]. 系统工程理论方法应用.2005,(2):28-32.
- [67] 丁秀玲, 华仁海. 大连商品交易所大豆与豆粕期货价格之间的套利研究[J]. 统计研究.2007,(2):55-59.
- [68] 蒋舒,吴冲锋.中国期货市场的有效性:过度反应和国内外市场关联的视角[J]. 金融研究.2007,2:49-62.
- [69] Brooks, C., O. T. Henry and G. Persaud, The Effects of Asymmetries on Optimal Hedge Ratios [J], Journal of Business, 2002,75,333-352.
- [70] 华仁海、仲伟俊.对上海期货交易所金属铜量价关系的实证分析[J], 统计研究, 2002, (2),71-73.
- [71] 陈建明,徐东贤.上海期货交易所期铜期铝价格关系的实证分析-运用误差修正模型检验 Granger 原因[J].有色金属.2007,(8):112-114.
- [72] 马睿.中国铜期货最优套期保值比率及有效性分析[J].经营管理者. 2008,(9):107-111.
- [73] Taufiq Choudhry. Short-run deviations and time-varying hedge ratio: Evidence from agricultural futures markets [J]. International Review of Financial Analysis.2008,11:1-8.

致 谢

时光荏苒，如白驹过隙。每每回忆起两年多来求学路上的点点滴滴，我的心中总充满了无限的幸福和感激。在此，我要向给予我许多帮助和关心的良师益友以及亲人们，致以最为真挚的谢意！

首先我要特别感谢我的导师——杨艳军老师。在中南大学的求学生涯中，杨老师时时刻刻都给予我引导和帮助。杨老师学识渊博，平易近人，在学术上严格要求自己和学生，但在生活中却给予我热心的帮助。尤其是在撰写学位论文期间，从选题、拟订提纲、构思、写作，直到定稿，杨老师倾注了很多心血。为此，特向我的恩师致以崇高的敬意和衷心的感谢！

我还要感谢预答辩委员会老师、匿名评审老师以及答辩委员会老师给予的肯建议，感谢您们的谆谆教诲，使我的理论水平和研究方法上有了很大的提高。是商学院的老师们为我写该硕士论文打下了坚实的基础。所以，再次向各位老师表示无限的谢意。

然后，我想真诚地感谢同窗同学和同门好朋友们，如常建莉、王亚宾、吕长明、张理源、肖甲山等。是他们在我论文写作过程中给予了最真诚的帮助，感谢他们对本文提出的宝贵意见和建议。生活中也是他们始终激励着我克服各种困难，让我感受到人间最单纯的友谊。此外，还要感谢同寝室的好朋友，他们在学业上和生活上都给我莫大的帮助。

当然，父母的爱是无法用言语表达的，他们给了我太多的感动，我只能在以后的生活中慢慢地回报他们，在此祝愿爸爸妈妈健健康康、幸福永享，并祝愿弟弟学业有成。

李冬冬

二〇〇九年十一月

攻读学位期间主要的研究成果

公开发表的科研成果

基于 GARCH 与 GARCH-X 的沪铜期货套期保值绩效研究, 市场周刊. 理论研究, 2009 年 10 月 25 日出版。