

大连理工大学

硕士学位论文

伦敦与上海期铜价格相关性实证研究

姓名：毕建凯

申请学位级别：硕士

专业：金融学

指导教师：金镛

20081201

摘 要

期货市场由于存在交易的投机性、价格变动的连续性和保证金杠杆作用，使其相对于现货市场而言具有更高的风险。因此，对中国上海期货交易所（SHFE）与英国伦敦金属交易所（LME）两市期铜价格及收益率波动的相关性问题进行研究，有助于避险者和投资者在全球范围内建立自己的风险管理策略，有助于政府通过借鉴外国市场制定本国期货市场的相关政策。

本文首先介绍了价格相关性研究的基本理论与实证方法，然后阐述了两个市场期铜价格存在相关性的客观基础，并对本文进行实证研究所需的方法进行选择，最后在对数据进行了选择和处理后进行实证分析。实证分析遵循了这样的思路，即首先检验两者是否存在伪回归现象；如若不存在，则在此基础上确定两者的长期均衡关系，以及短期波动偏离均衡的程度及调整力度；最后较为精确的得出两者的短期动态相关程度，最后将动态相关系数与波动序列实际应用于 VaR 方法，得出资产组合的最大损失值，为市场参与者进行风险管理提供数据支持。

实证结果表明 2001 年前仅存在 LME 期铜对 SHFE 的单向格兰杰因果关系，而在之后则存在双向的格兰杰因果关系，即两者不存在伪回归现象；并且协整关系表明两市期铜收益率存在长期均衡关系，同时误差修正模型（Error Correct Model, ECM）也得出结论，即 2001 年以后，当两者的短期波动偏离其长期均衡时，将以较之 2001 年以前更为强劲的调整力度将其拉回到均衡状态。最后，借助时变相关系数（DCC-MGARCH）模型得出两者的动态相关系数序列，在将其应用于 VaR 方法进行实际检验后得出结论，该模型的拟合效果较好，通过该模型得到的 VaR 值可以较好的用于保证金管理及风险控制。

关键词：铜期货；相关性；DCC-MGARCH 模型；VaR

The Empirical Research on the Correlation of Copper Future between SHFE and LME Future Markets

Abstract

The futures market is faced with much more risk due to the speculative transactions, the continuity of the price changes and margin leverage compared with the spot market. The research on the correlation of copper prices and the yield fluctuations in China's Shanghai Futures Exchange (SHFE) and London Metal Exchange (LME) will help investors and hedgers establish their own risk Management strategy on a global scale, and will help the government draw the development policies of domestic futures market by learning the foreign markets .

This paper first introduces the basic theory and empirical methods of price correlation research, and then chooses the methods needed, in the end, we do some empirical analysis after choosing and dealing with our data. The empirical analysis is implemented as follow: firstly, to test the existence of false return, if not exist, we will determine a long-term balanced relationship and short-term fluctuations deviated from the balanced, and ascertain the adjust force; at last, to obtain the degree of short-term dynamic correlation more exactly, and to apply the dynamic correlation coefficients and series of fluctuations into the use of value at risk (VaR) method to get the maximum of losses in order to afford datas support for the participant for risk management.

The empirical results show that it only exists unilateral Granger causality before 2001, but mutual Granger causality after that, i.e. there doesn't exist false return. And the co-integration test comes to the conclusion that there exists long-term equilibrium between their yields, meanwhile the ECM model concludes that when the short-term fluctuations depart from the long-term equilibrium, the adjust force will act more stronger to bring it back to the equilibrium after 2001 than before. Finally, with the help of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH (DCC-MGARCH) model, we educe the short-term dynamic correlation coefficients series, apply the datas to the VaR method to test the validity of the model, and we have a good result, so the VaR from this model is appropriate to margin management and risk control.

Key Words: Copper Future; Correlation; DCC-MGARCH Model; VaR

大连理工大学学位论文独创性声明

作者郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下进行研究工作所取得的成果。尽我所知，除文中已经注明引用内容和致谢的地方外，本论文不包含其他个人或集体已经发表的研究成果，也不包含其他已申请学位或其他用途使用过的成果。与我一同工作的同志对本研究所做的贡献均已在论文中做了明确的说明并表示了谢意。

若有不实之处，本人愿意承担相关法律责任。

学位论文题目： 伦敦与上海期铜价格相关性实证研究

作者签名： 毕建凯 日期： 2008 年 10 月 20 日

大连理工大学学位论文授权使用授权书

本人完全了解学校有关学位论文知识产权的规定，在校攻读学位期间论文工作的知识产权属于大连理工大学，允许论文被查阅和借阅。学校有权保留论文并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，可以将本学位论文的全部或部分内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印、或扫描等复制手段保存和汇编本学位论文。

学位论文题目：伦敦与上海期铜价格相关性实证研究

作者签名：毕建凯

日期：2009年1月10日

导师签名：李金南

日期：2009年1月10日

2009年1月10日

1 绪论

1.1 研究背景与意义

1.1.1 研究背景

1848年,美国芝加哥期货交易所(CBOT)挂牌成立,此后的这一百多年间,期货市场因其所具备的价格发现和风险回避等功能,在世界经济发展过程中发挥着极其重要的作用,不仅成为了现代经济进步的重要标志,而且也作为优化资源配置不可缺少、不可替代的手段被人们所认识和利用。特别是二战后,期货商品范围进一步拓宽,在农产品、林产品等初级产品的基础上,新增了大量贵金属、原油、汽油、煤油、橡胶和一些工业制成品。并且在70年代以后,巨额的欧洲货币在国际上流动,现代信息处理技术飞速的发展,各国市场开放程度不断提高,这些均为西方国家的期货市场走向国际化、现代化提供了有利条件。经过不断完善和发展,在西方发达国家,期货市场不仅成为企业套期保值和风险管理的有效手段,而且成为实现经济平稳运行、实施宏观调控和规避系统性风险的重要场所。

自1992年5月28日我国第一个国家级期货市场——上海金属交易所成立以来,中国的期货市场已经走过了十多个年头,大致经历了三个时期,即盲目发展时期(1992—1993年)、规范整顿时期(1994—1999年)和稳定发展时期(2000年至今)。

在初期,由于缺乏管理法规,监管机制不完善,操纵市场的情况时有发生。国家从1994年开始对期货市场进行规范整顿,五年内将期货交易所由40多家减少到3家,期货经纪公司由2000多家减少到200家左右,交易品种由数十种减少到十几种,并于1999年相继出台了《期货交易管理暂行条例》及《期货交易所管理办法》、《期货经纪公司管理办法》、《期货经济公司高级管理人员任职资格管理办法》、《期货业从业人员资格管理办法》等法规和规章制度,标志着中国期货市场结束了无法可依的混乱局面,进入依法治市的发展新阶段。

从2000年开始,中国期货市场进入了稳定发展时期。并且2001年,中国期货业协会成立,使得整个市场有了自我约束的机制,从而更加规范、稳定的发展。自此,中国期货市场已经全面复苏,三大交易所交易量、持仓量持续增长(见图1.1),各交易品种均表现活跃。同时,中国加入WTO,部分商品现货的国际贸易条件发生变化,使其期货价格走势逐步引起国际市场的极大关注,这也从一方面加快了中国期货市场的国际化进程。另外,2003年下半年开始,国际经济开始复苏,消费预期上升,也给中国期货市场的发展注入一股促进力量。

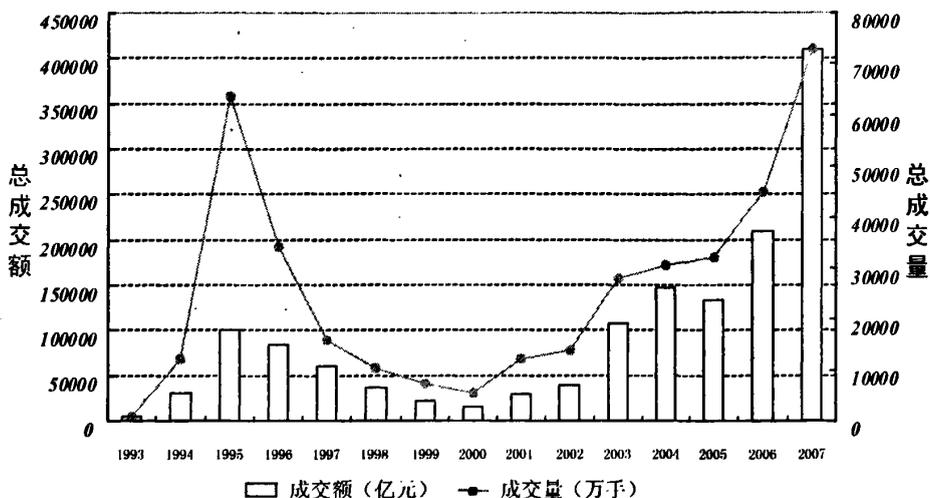


图 1.1 全国期货市场历年交易情况统计 (1993年-2007年)

Fig.1.1 Chart of trade volume of China future market from 1993 to 2007

数据来源：中国期货业协会

具有里程碑意义的是，2006年9月8日，经国务院批准，国内以金融期货交易为目标的中国金融期货交易所在上海挂牌成立。这一事件表明：一，在从商品期货起步，经过多年的试点之后，中央政府肯定了期货市场可以服务于中国有特色的市场经济；二，中国的金融市场在遇到制度上的瓶颈时，选择通过制度创新，用衍生品市场的避险功能来保障、促进期货市场的持续健康发展。

至此，中国期货市场经过艰难的探索阶段，通过改革整顿逐渐规范，并随着国民经济的发展和市场经济体制的完善日益显示出其存在的合理性和完善的必要性。时至今日，中国期货市场的法制、政策环境已经具备，一个兼具商品期货和金融期货的综合性市场已经初现轮廓，无论从国内现状还是从国际的形势的发展来看，中国期货市场一定会迎来更辉煌的未来。

1.1.2 研究意义

由上述内容可见，中国期货市场现在面临的总体环境是比较良好的，然而，期货市场由于其投机性质、价格变动的连续性和保证金杠杆作用，使其相对于现货市场而言，成为一个风险更高的市场。而这样的高风险可能会对投资者以及整个社会经济稳定运行产生巨大的负面影响，使投资者遭受损失、社会经济产生动荡。例如，实力雄厚的巴林

银行便由于一个交易员在期货业务上的违规操作造成巨额亏损而倒闭；中国近些年接连遭遇中航油事件、中储棉事件、大豆风波、国储铜事件等“灾难”，广大中小投资者，乃至国有资金损失惨重，这直接危害了中国经济快速、安全增长，阻碍了中国期货市场走向成熟。因此，对期货市场风险方面的研究一直受到投资者和政府的关注，控制风险、锁住收益、维护市场稳定成为不同市场参与者追求的目标。

期货市场中的风险主要是由期货产品价格波动导致的。然而现在的研究主要集中在波动率的性质、期货与现货价格关系、不同期货品种价格的相关性等方面，而较少出现在国际期货市场之间的价格动态相关性的研究方面，尤其是很少涉及到这些结果的实际应用。而研究跨时间、跨地区的期货品种价格的动态相关性，对于价格波动的预测和风险的防范与规避有着极其重要的意义。

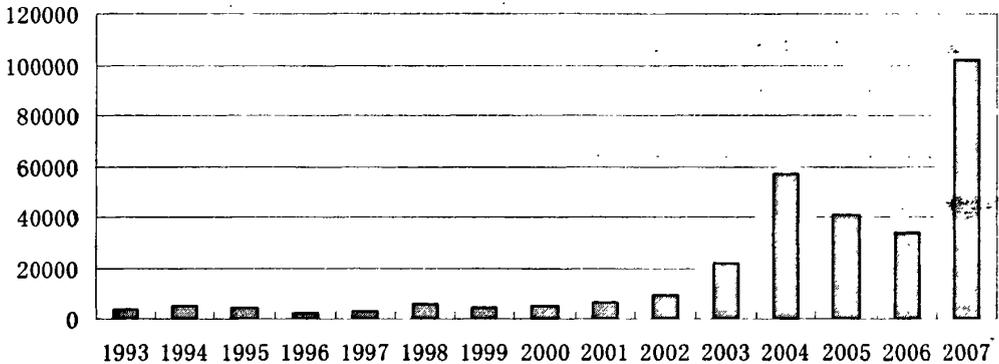


图 1.2 SHFE 期铜成交量统计 (1993 年-2007 年, 单位: 亿元)

Fig. 1.2 Chart of SHFE copper future volume from 1993 to 2007

数据来源: 中国期货业协会

另一方面, 上海期铜是中国期货市场中目前被各界公认的最成熟、最规范、功能发挥最好的交易品种, 同时铜又是全球期货市场最重要的交易品种之一, 有着非常适合期货交易的特征。中国作为全球金属铜的消费大国, 对国际铜价的影响力越来越大。上海期货交易所 (Shanghai Futures Exchange, SHFE) 虽成立较晚, 但却是国内最为规范的期货交易所之一, 并且近些年来 SHFE 期铜成交量大幅增加 (见图 1.2), 从而使其对国际期铜价格的影响力在逐步增强。目前, SHFE 已成为紧随伦敦金属交易所 (London Metal Exchange, LME) 之后的全球第二大期铜交易市场, 正日益受到国际社会的关注。综上所述, 无论是在期货市场相关性理论的深入探讨方面, 还是在期货投资风险管理或期货市场监管的实际应用方面, 对 SHFE 与 LME 期铜价格的相关性进行研究都是非常

必要的,这不仅可以为金融市场或金融产品价格波动相关性理论提供支持,对期货理论现有的研究领域,如波动性质、价格发现功能、不同品种间关联性等进行了扩展,而且还可以为稀有金属的商业应用部门、投资者或套利者、期货交易所和期货监管部门提供有价值的市场信息,同时对发现中国期铜市场在国际中的竞争力和影响力具有重要的理论价值和现实意义,对我国金融期货的推出也有一定的借鉴作用。

1.2 文献综述

我国期货市场的发展起步较晚,直到上世纪 90 年代初才发展起来,与之相适应的实证研究只是最近十多年才慢慢兴起,关于 LME 与 SHFE 期铜价格相关性方面的研究成果也只是近几年才逐渐涌现。

彭朝晖(2002)应用价格分析、相关分析、因果分析等方法对上海期货交易所与伦敦金属交易所两个市场金属铜的期货价格关系进行对比分析,可以见出两个市场金属铜期货价格之间存在着相互影响、相互作用关系^[1]。周志明,唐元虎(2004)利用格兰杰引导关系模型对 LME 三个月期铜和 SHFE 五个月期铜进行了价格引导关系检验。检验结果显示,LME 三个月期铜价格滞后引导 SHFE 五个月期铜价格,但是上海期货交易所对伦敦金属交易所的期铜价格不具有滞后价格引导关系^[2]。肖辉,吴冲锋,鲍建平等(2004)对比分析了 LME 和 SHFE 在铜价格发现过程中的贡献度,结果表明,价格发现主要由 LME 决定,随着 SHFE 期铜市场的发展和完善,它在价格发现过程中的地位也得到了逐步提高^[3]。田新民,沈小刚(2005)利用协整方法及因果关系分析对历史数据进行实证研究表明,作为全球最大的金属期货交易所,长期以来伦敦金属所金属铜的期货价格对上海期货交易所的期铜价格都具有主导作用^[4]。李跃中(2006)通过冲击反应分析证明,对于 SHFE 期铜连三合约价格与 LME 期铜合约价格对一个标准差冲击的反映结果是非常接近的,即两者存在这很高的关联度^[5]。张婷(2007)采用二元 GARCH 模型对上海期货交易所的铜和铝进行了实证分析,结果表明:上海期货交易所的铜和伦敦金属交易所铜期货价格相互影响,但伦敦市场对上海市场的影响力要大于上海市场对伦敦市场的影响力;伦敦市场的铝期货价格对上海市场的影响显著,但上海市场对伦敦市场价格影响并未显现^[6]。吴文锋,刘太阳,吴冲锋(2007)通过向量 GARCH 模型考察上海和伦敦两个期铜市场间收益率波动的溢出效应表明:上海期铜与伦敦期铜市场之间存在双向的波动溢出效应^[7]。高金余,刘庆富(2007)通过日内信息传递速度检验模型说明 LME 和 SHFE 间日内价格信息的传递是迅速的,作为离岸交易信息在一个交易

日内能迅速被本国市场吸收^[8]。顾莉莉(2007)采用 BV-GARCH 模型发现两个市场间信息是相互流动的,同时 SHFE 受 LME 的影响更大一些^[9]。

通过这些研究可以看出,对 LME 和 SHFE 期铜价格相关性研究的发展主要经历了从定性分析到定量分析、从静态分析到动态分析的过程,随着研究方法的发展不断深入,然而,这些研究多数仍仅局限于长期的相关性和协整分析,而对于期铜市场间价格的短期动态相关性的精确度量尚且不足,更没有将其应用到实际领域中,而对于商业部门、市场参与者(包括套期保值者、投机者和套利者)、期货交易所和期货监管部门来说,这方面的研究是非常有意义,也是非常必要的,需要我们进行深入的研究。

1.3 研究思路与创新点

1.3.1 研究思路与框架

本文共分为 5 章。

第 1 章: 导论。首先介绍本文的研究背景和研究意义,然后通过文献综述对期铜市场相关性的相关研究进行简要回顾,随后表述全文的研究思路及可能的创新点。

第 2 章: 价格相关性理论及方法介绍。主要介绍了不同市场产品间产生价格相关性的理论依据,即市场整合理论、溢出效应理论及有效市场假说等;然后对与市场价格相关性研究有关的实证方法进行介绍。

第 3 章: 期铜价格相关性基础与方法选择。首先介绍了 SHFE 和 LME 两个市场间期铜价格存在相关性的客观基础,即大宗商品的国际贸易和金融市场一体化等;然后说明了本文选择实证方法的原因和思路,并较为详细的介绍了这些方法,即格兰杰因果关系检验模型、协整检验及 ECM 模型及多种多元 GARCH 模型,并对不同的多元 GARCH 模型进行了简单的对比分析,最终选择出 DCC-MGARCH 模型用于实证研究。

第 4 章: 实证研究。这是本文的重点,主要分为三部分。首先是数据的选取、处理及其统计性质的描述分析;其次是将数据结合上述各种模型,尤其是 DCC-MGARCH,进行检验和对比分析;最后是将 DCC-MGARCH 模型所得出的结果应用到 VaR 方法中,通过将求得的 VaR 值与实际损益进行对比来检验模型的有效性和实际应用效果。

第 5 章: 结论与建议。得出本文的研究结论和启示,并对以后的研究作出展望。研究框架如下:

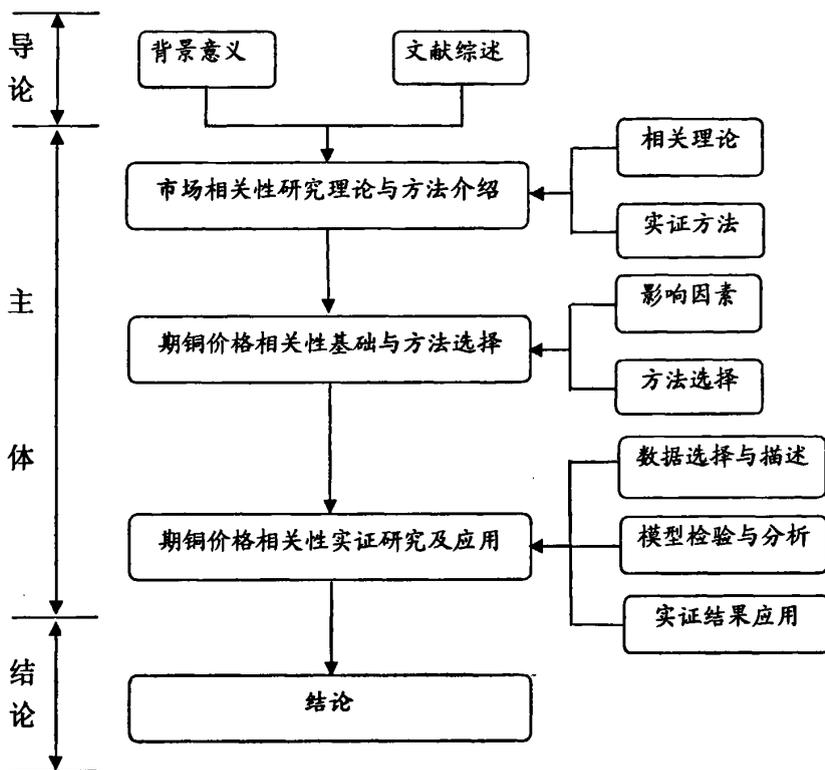


图 1.3 本文研究框架
Fig. 1.3 Structure of the paper

1.3.2 主要创新点

(1) 本文在进行实证分析时，充分考虑了中国期铜市场的各个发展阶段，并选择 2001 年作为分界点，对前后两个时期内伦敦与上海期铜价格的相关性进行了对比分析，通过计量模型，精确的刻画了两个时期的格兰杰关系、长期均衡及短期波动偏离情况，得出了分段前后的不同结果，并以此作为短期动态研究的基础；

(2) 本文将 DCC-MGARCH 模型应用于期铜价格相关性的实证研究中，得出了较为精确的动态相关系数序列，并将其运用到 VaR 方法中，将求得的 VaR 序列与实际损益进行对比，这对保证金管理和头寸风险控制有较好的指导作用。

2 价格相关性研究的基本理论与一般方法

2.1 价格相关性的基本理论

多年来,研究同种产品在不同市场间存在价格相关性的成果有很多,总结起来大致包括了三种理论,即市场整合理论、溢出效应理论和有效市场理论。作为本文研究的理论基础,在此对这其分别做出简单介绍。

2.1.1 市场整合理论与套利行为

空间市场整合是指某一个市场上的需求或者供给的变化能够迅速传递到其它市场的程度。市场之间直接贸易的发生是空间市场整合的充分条件,但不是市场整合的必要条件,因为市场的整合可以通过其他市场间接的传递价格信号,不一定非要发生直接贸易。空间市场整合通常表现为市场价格序列同步变化或者一种长期稳定的关系。

在完全竞争的情况下,对于不同地区的市场,如果市场价格随着时间保持同步变化,那么一般可以把各地区市场看做是一个整合的有效市场。导致地区市场价格保持同步变化的主要因素是市场参与者的套利行为。只要市场之间的价格差大于在市场间转移商品进行套利所需要的交易成本(如运输费用、汇兑成本等),就会存在套利机会。如果套利行为能正常的发生,它将改变各个市场的供求关系,促使价格保持同步变化。

套利行为分为空间套利和时间套利,鉴于本文主要研究 SHFE 与 LME 两个市场的关系,在此仅介绍一个空间套利的理论模型,用以说明不同市场间是怎样通过套利行为而相互关联的,并为下文的分析提供理论支持。

空间套利又称地理套利,是指在相对低价的市场上买进资产,而在相对高价的市场卖出同种资产的行为。空间套利发生的条件是资产的价差必须不小于相关的交易成本(运输费、汇兑成本、佣金和手续费等)。假设 P_i , P_j 分别为资产在市场 i 和市场 j 中的价格, $R_{i,j}$ 为交易费用。不妨设 $P_i > P_j$, 那么只有当 $P_i - P_j > R_{i,j}$ 时,套利才会发生,套利者的低买高卖行为将低价市场的资产价格拉高,高价市场的资产价格拉低,以促使同种资产价格回到均衡状态。上述两个市场间的价格关系可描述为:

$$P_i = P_j + Z_{i,j} \quad (2.1)$$

其中: $-R_{i,j} \leq Z_{i,j} \leq R_{i,j}$

$Z_{i,j}$ 为确定区间内的一个随机数, (2.1) 式表明因套利活动的存在,市场 i 上资产的价格在 $P_j - R_{i,j}$ 和 $P_j + R_{i,j}$ 之间波动或者说当 P_i 在此区间内波动时,市场间不存在套利机会。如果市场 i 和 j 分别在不同的国家,那么还会涉及到货币汇率问题,

这时 (1) 式可扩展为:

$$P_i = P_j E_{i,j} + Z_{i,j} \quad (2.2)$$

其中, $E_{i,j}$ 为货币 i 和 j 之间的汇率。

这种套利活动将使得不同国家间金融市场上包括不同货币的汇率和利率在内的金融资产价格的相关性大大提高, 将全球利率市场、债券市场和衍生货币市场紧密连接起来。根据上文市场整合的定义, 这也为市场整合理论提供了有利的证据。当然, 上述分析成立的一个前提是产品是同质的。当我们在下文对 SHFE 和 LME 两市期铜进行分析时, 期铜合约的不完全一致性可能会对分析带来一定的问题。但是, 两个合约标的物的相似性很高, 并且 SHFE 规定 LME 注册的阴极铜亦可作为其合约标的物的替代品, 在这种情况下, 市场整合的度量依然是成立的。

2.1.2 溢出效应理论与信息传递

不同市场之间的信息传递引起越来越多的学者的关注, 而市场之间的信息传递既可以通过资产收益的均值溢出来体现, 也可以通过资产收益的方差溢出或称波动溢出来体现。均值溢出效应 (mean spillover effects) 是指一个市场的收益不仅受自身前期收益的影响, 还可能受到其他市场前期收益的影响, 即收益率条件一阶矩的格兰杰因果关系。波动溢出效应 (volatility spillover effects) 是指一个市场的波动不仅受到自身前期波动程度的影响而且受到其他市场前期波动程度的影响, 这种波动在市场之间的传递称为波动溢出效应, 即收益率二阶矩的格兰杰因果关系。

经验研究证明, 信息对资产收益的一阶矩和二阶矩都会产生影响。即是说, 意外事件不仅影响资产收益的均值, 而且影响资产收益的方差。但是, 对波动性(方差)的分析尤其重要, 因为尽管收益率一阶矩变动的领先滞后关系能够对资产价格提供预测信息, 但这种均值的相关关系却未必意味着信息就是由领先市场向滞后市场传递的, 另外, 波动性反映了资产的风险, 根据 Ross (1989) 的结论, 价格波动与市场获得信息的速度直接相关, 而且, “只分析均值收益的单向溢出没有涉及到资产收益分布的二阶矩特征(即资产收益的条件方差的时变特征), 这使收益的均值溢出效应的普通最小二乘估计量不再具有一致性”^[10]。

已有较多文献考察市场间波动的相互作用关系。例如 King 等 (1990) 对 1987 年 10 月美国股市暴跌事件的研究认为, 即使信息仅是对某个特定市场实用, 市场之间也可以通过股价彼动的变化传递价格信息, 这是因为其他市场会对这个市场的事件过度反应而不顾该信息可能对其自身并没有意义, 这就是股市间的“传染效应”^[11]。

因此，“溢出效应理论”的本质是从收益率均值和波动的变化及其相互影响的角度来说明市场间信息传递关系。

2.1.3 有效市场假说与信息获得

在一个信息化建设日趋完备的社会里，任意一条信息都能够迅速被投资者知道，随后，竞争能够迅速使资产价格反映该信息，从而使得投资者根据该信息进行的交易不存在超额报酬，而只能专区风险调整的平均市场报酬率。因此资产价格已经反映所有已知信息的这种观点被称作有效市场假说（EMH）^[12]。EMH的表述是价格“充分反映”了可以获得的信息，其效果是减少套利的可能，使得这个价格反映了市场中供求双方的均衡价格。

Fama 认为根据资产价格所反映的信息不同，可将有效市场分为三种类型：弱式有效市场、半强式有效市场和强式有效市场。在弱式有效市场中，资产价格反应了与价格变动有关的历史信息，包括历史价格水平、价格波动性、交易量等。在弱式有效市场中的任何投资者都无法从历史信息中获得超额利润。在半强式有效市场中，资产价格反应了所有公开的信息，包括与资产价格变动有关的历史信息和其他信息，如公司财务报告等。在半强式有效市场中的投资者也无法从公开信息中获得超额利润。在强式有效市场中，资产价格已经充分反映了所有的信息，包括历史信息和公开信息，乃至内幕信息。所以，强式有效市场中的投资者是无法通过获得信息优势来获得超额利润的。

自从 EMH 出现以来，围绕着市场是否有效，各国学者做了大量的研究，其中许多便是从这一假说出发，展开对金融市场的各种相关问题的研究。对不同期货市场有效性的研究也已经出现了很多，虽然各自得出的结论不同，但是这一假说的应用方法已经广为人们所接受。例如孙亚丽，郑俊（2006）得出我国铜期货市场近期期货价格基本上是现货价格的无偏估计，即市场是有效的；而远期期货价格不能认为是相应的现货价格的无偏估计，市场有效性假说失效^[13]。因此，本文同样选择了 EMH 作为研究的理论基础，理由是我们可以将不同期铜市场的价格变动信息作为“可以获得的信息”来理解，一个市场价格变动的信息将或强或弱的反映到另一个市场的价格中去。

2.2 价格相关性的一般方法

在过去的十多年中，国际学术界研究各期货市场之间的价格相关关系，在采用的方法发生了很大的变化。主要表现在从定性研究向定量研究发展，而在定量研究方面，又随着计量经济学这门学科的发展而不断改进，从最初的格兰杰因果关系模型，到协整以及 ECM 模型，到近年来已经较为成熟并被广泛应用的 VAR 以及 VEC 方法，而近一两

年来,随着计算机技术的发展,更加复杂的但具备更多优点的多元 GARCH 模型开始成为人们使用的研究工具。

2.2.1 格兰杰因果关系检验

在经济分析中,常常需要对经济变量之间的因果关系做出判断。尽管人们可以根据经济理论对变量间的因果关系做出初步判断,但由于不同的经济理论所依据的前提假设不一致,使得单凭经济理论很难作出合理的判断,甚至有可能给同一对变量间的因果关系做出几乎完全相反的判断,因此,用统计推断的方法,从实际观测数据中得出变量间因果关系的经验判断,这或许是因果关系检验的一种有效方法。

格兰杰因果检验是由美国著名的经济计量学家 Granger 于 1969 年提出的^[14],之后 Smis, Hendry 和 Richard 等人对其进行了发展。但是,格兰杰因果检验存在着诸多的问题,如它运用二元时间序列模型研究两个时间序列之间的因果关系,其前提是假设没有其它时间序列的影响等。因此, Hsiao (1982) 提出针对三元问题的因果关系定义, Chen (2004) 等提出条件扩展因果关系检验,将格兰杰因果关系检验的应用范围从二元问题扩展到多元问题,而其中比较普遍的做法就是用多元 VAR 模型来检验多个变量间的因果关系。

尽管存在着不足,但是国内外的学者在研究时间序列的相关性时,即便是计量经济学已经得到发展的今天,也仍然较多的使用着格兰杰因果检验法,如 Booth (1996)^[15], 彭朝晖 (2002)^[1], 田新民、沈小刚 (2005)^[4]。

2.2.2 协整检验

本文之所以介绍协整检验,是因为要考察市场间的整合关系需要借助协整检验法。从 1967 年 Lele 第一次使用数量经济的方法对市场整合程度进行测定至今的 30 多年里,学者们一直致力于测定方法的改进 (武拉平, 2000)^[16], 协整检验已经被证明是比较有效的测定空间市场整合的方法。

协整检验最早应用于宏观经济研究领域,用来防范伪回归。应用于商品市场整合程度的分析还是近十年的事。协整检验分析首先是应用单位根 (Unit Roots) 检验来确定价格序列的聚合阶数,然后是作一个价格序列的协整回归,最后是应用单位根检验协整回归的残差。如果协整回归的残差不存在随机趋势,则表明价格序列之间存在协整关系。1987 年 Granger 在此基础上提出了研究短期价格关系的方法。

同样,协整检验也存在不足之处:第一,协整检验仍然无法避免空间市场之间由于供给或需求的同步冲击以及一些宏观因素 (如货币供给或者利率的变化) 的影响。因此

价格序列的协整可能不是市场整合的结果；第二，协整检验也假设空间市场之间的交易成本是不变的，另外在考虑带有结构变化的市场整合时，必须进行单位根检验，但是“在有结构变化的情况下检验单位根尚属经济计量理论的一个新领域”（方广华等，1997）^[17]。

尽管存在着一定的不足之处，但协整检验仍然被广泛地应用到空间市场整合的研究中去，当然在研究不同期货市场的市场整合程度时也是如此。

2.2.3 VAR 模型

建立模型所采用的结构化方法是利用经济理论来描述变量之间的关系，然而，经济理论往往不能达到为变量间的动态关系提供严格的定义，再加上内生变量可能同时出现在方程的两边，使得估计和推断问题变得复杂化。为了解决这些问题，许多有关多变量的非结构化方法应运而生，其中向量自回归模型（VAR）就是非结构化的多方程模型。VAR 中的全部变量都是内生的，无须决定哪些变量是内生的，哪些是外生的。而且用 VAR 方法得到的预测优于用更复杂的联立方程模型得到的预测，因此，VAR 方法成为分析经济系统动态的一个重要工具。向量自回归模型（VAR）也被证明是考察不同期货市场之间价格影响关系和市场信息传递的一个有效方法。

例如 Hamao（1990）^[18]和 Booth（1996）^[15]等人已经作过的研究，尽管上述研究在具体的结论上存在着一些差异，但是从总体上看，基本上都得出日本和美国的日经指数期货市场在一定程度上存在着相互影响的关系的结论。Tse（1996）^[19]利用 VAR 模型考察了 IMM, SIMEX 和 LIFFE 这三个期货市场欧洲美元期货市场信息传递关系，同时结合方差分解和脉冲响应函数，验证了这三个欧洲美元期货市场是一个连续关联市场的假说，也就是说，每个期货市场在交易时间里依次主导着市场信息的流动，不存在哪个市场的信息明显地占主导地位的情形。

在上述这些研究的基础上，Booth 和 Ciner（1997）^[20]开始转入一般商品期货品种的研究，他们以 1993-1995 年东京谷物交易所（TGE）和美国芝加哥期货交易所（CBOT）玉米期货价格序列为例，应用动态 VAR 模型考察了两个国家期货市场上价格关系及价格波动的溢出效应，结果表明东京谷物交易所玉米期货价格的变动依赖于美国芝加哥期货交易所玉米期货价格的变动，在价格信息传递中，CBOT 玉米期货价格居于主导地位。

邹林刚（2006）^[21]将向量自回归（VAR）模型应用到国际间期货市场价格关系的分析，得出结论：我国与国际大豆期货市场之间存在着市场整合关系，但在国际大豆期货价格形成中，CBOT 占据着主导地位，DCE 和 TGE 对全球大豆期货价格形成的影响有限。李海英，唐衍伟和罗婷（2007）^[22]采用协整理论、基于向量自回归（VAR）的格兰

杰因果关系检验以及向量误差修正模型 (ECM)，从多变量的角度对燃料油期货上市前后国内外燃料油价格的相关性进行实证分析，结果显示：燃料油期货上市后，新加坡燃料油价格波动对国内燃料油价格波动的影响显著减小。

2.2.4 多元 GARCH 模型

VAR 方法在分析不同期货市场价格信息传递关系问题上已经得到国际上广泛的认可，成为较为成熟的研究方法。然而，近几年来随着多元 GARCH 模型的发展和成熟，学者们开始探索应用新的方法对该问题进行探讨，将这一研究进一步向前推进。

Fung, Leung 和 Xu (2003)^[23]利用二元 EGARCH 模型分析了中国和美国铜、小麦和大豆期货市场的价格信息流动，结果表明美国期货市场在这三个交易品种的价格信息流动中扮演着主导者的角色，同时发现由于中国小麦商品价格受到政府的管制较多，导致了中美小麦期货市场的分割。

Xu 和 Fung (2005)^[24]利用二元 EGARCH 模型考察了纽约商品交易所 (NYMEX) 和东京商品交易所 (TOCOM) 黄金、白金和白银三种金属期货跨市场的信息流动，结果表明在这三种金属期货价格信息的传导过程中，纽约商品交易所 (NYMEX) 都居于主导地位，两个市场间的信息流动是非常迅速的，一个市场对另一个市场的信息的吸收在一个交易日之内就能够完成。

张帆, 赵进文 (2005)^[25]对我国黄大豆一号、二号期货和豆粕期货收益波动性效应进行了研究，并初步提出了应用多元 GARCH 模型求得投资组合的方差，从而刻画投资组合的风险的想法。刘国光, 张兵运用 DCC 多元 GARCH 模型对我国沪深 A、B 股及美国道琼斯和纳斯达克市场的股票收益和成交量变化之间的关系进行了讨论，发现除了我国深圳股市 A、B 股市场以外，其它市场支持条件相关系数动态变动的论断。

在此，我们将 VAR 和多元 GARCH 两种方法进行一下比较：

对不同期货市场间信息流动的研究，VAR 模型和在其基础上发展起来的 VECM 模型是比较传统和常用的研究模型。基于 VAR 的格兰杰因果关系检验常被用来考察两个市场之间的相互影响关系。然而 VAR 模型只能判断收益变化之间的相互影响，无法考察是不是存在“波动溢出”效应。上海期货交易所和伦敦金属交易所在交易时间上不重叠，上海期货交易所交易结束后，当天晚上 LME 交易重新开盘；LME 晚上交易结束后，第二天上海期货交易所再次开盘交易。由于交易时间的不重叠，如果用 VECM 模型进行研究则不够精确。在 VECM 模型里面，上海期货交易所的收盘价格不是影响当天晚上的 LME 的价格，而是影响第二天晚上的 LME 的价格，这是不妥当的。

利用 GARCH 模型分析不同期货市场价格关系最大的优点在于它能够借助 ARCH 方程反映出期货价格收益率波动的聚群性的特点,可以很好地描述期货报酬的厚尾分节特征,尤其是 DCC-MGARCH 模型可以改善传统的常系数模型的预测能力。并且近年的研究已经基本上解决了多元 GARCH 模型对于技术要求高的难题,可以利用 MATLAB、EViews 等软件得以实现。

因此,在研究 LME 和 SHFE 期铜价格之间的动态相关性时,本文选择多元 GARCH 模型进行实证分析。

3 期铜价格相关性的影响因素与研究方法

3.1 期铜价格相关性的影响因素

不同市场的产品之间存在价格相关性的客观基础就是当代的经济全球化浪潮。当今国际经济生活的主旋律无疑是经济全球化潮流,虽得益于科技进步和社会生产力改进的推动,但其本质上是经济市场化运行机制的延伸和必然要求,主要表现为商品与资本要素等的跨境流动与全球化配置。因此,除了上文中介绍的与价格相关性有关的理论以外,期铜价格存在相关性也有其特定的影响因素。

3.1.1 实物贸易因素

中国自改革开放以来,便进入经济高速增长时期,而在这个过程中,出现了资源消耗激增和自有资源不足之间的矛盾,此时的中国借助经济全球化的资源配置功能,依靠国际市场,弥补了资源不足的瓶颈,同时成为消费大国、进口大国。

金属铜是大宗战略商品之一,是保证中国经济快速发展的重要资源,因此中国对铜的需求随着经济的发展不断增长,并使其成为世界上最大的铜进口国和铜消费国。于此同时,中国又是一个铜资源贫穷的国家,因此国家制定了一系列相关的政策:如对铜实行“宽进,严出”的进出口政策,对铜、铜精粉的进口配额没有限制,尤其是在加入世界贸易组织以后,外经贸部将 26 种铜产品的进口关税进行了减让,减让幅度为 17.6%-60% (以 2001 年实际执行的优惠税率计算),并在之后几年中逐步完全减免了某些品种的进口税(例如从智利进口)。正是由于宽松的进口政策,以及巨大的进口需求,提高了我国在国际铜贸易的发展过程中的重要地位,使得我国国内铜价与国际铜价接轨的程度很高。下面以精炼铜进口量及其占世界贸易总量的比例为例(见表 3.1)。

表 3.1 精炼铜贸易数据统计(2001 年-2007 年,单位:万吨)

Tab. 3.1 Datas of China's copper trading from 2001 to 2007

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
我国精炼铜							
进口量	83	118	136	120	122	92	149
世界精炼铜							
贸易总量	723	681	689	688	744	722	753

由表 3.1 可以看出,自 2002 年开始,我国精炼铜进口绝对量及其在世界贸易总量中所占比重均大幅上升(2006 年提高出口税使得国内生产的精炼铜占据了一部分进口份额),在世界贸易总量相对稳定的情况下,我国精炼铜进口量增加 83%,占世界贸易量比重从 11%上升为近 20%,七年平均为 16%。

因此,从上面的分析可以看出,如此大规模的国际贸易,以及不断改善的进出口税制,使我国成为世界最大的金属铜进口国之一,从而使得我国铜现货市场与国际铜现货市场保持着密切的联系,这也为我国 SHFE 期铜与 LME 期铜市场之间的联系奠定了坚实的实物基础。

3.1.2 金融市场因素

与实物贸易因素相对应的是金融市场因素。我国的金融市场建设是从零开始的,伴随着我国经济形势的突飞猛进,经过多年的发展,各子市场从无到有,从小到大逐渐成长起来,形成了一个较为完整的金融市场体系。

在经济全球化的大环境下,资本要素的市场化运行机制要求世界金融市场步入一体化、自由化的进程,我国也在加入世界贸易组织之后逐步开始了我国的金融市场改革。从 1992 年开始的金融改革,经过了十几年的发展,逐步实现了利率和汇率市场化、金融业务自由化、资本市场与资本帐户开放化等。并于 2002 年出台了合格境外机构投资者(QFII)制度和合格境内机构投资者(QDII)制度,这是我国在货币没有完全可自由兑换、资本项目尚未开放的情况下开放资本市场的过渡性制度,实现了外国资本对我国资本市场投资以及国内资本对外国资本市场的投资。2007 年 12 月初,国家外汇管理局规定的 QFII 投资额度已经扩大到 300 亿美元,并有 54 家海外机构获得了 QFII 额度,继续贯彻了鼓励符合条件的境外中长期资金投资中国资本市场的政策,表明我国资本市场的国际化进程不断加快。中航油、国储铜等事件中,虽然我国政府或企业遭受了巨大的经济损失,但这也反映了我国金融市场正全面开放,“引进来”与“走出去”两者都必不可少。

因此,金融市场逐渐放开,使得国外投资者可以更加直接的影响国内市场,同样,不断成熟的国内投资者也将成为国外市场的主要参与者之一。开放的市场制度,便利的交易机制,快捷的信息传递,使得国内外金融市场联系越来越紧密,各种金融产品的价格相关性也必然增强。

3.2 期铜价格相关性的研究方法

本文旨在对 LME 和 SHFE 期铜价格收益率的相关性等问题进行分析与实证检验,基本思路为:首先检验两者是否存在伪回归现象;如若不存在,则在此基础上确定两者

的长期均衡关系，以及短期波动偏离均衡的程度及调整力度；最后较为精确的得出两者的动态相关程度。为此，本章将先介绍一下实证检验所需要的模型，包括格兰杰因果关系检验、协整和 ECM 检验，以及多元 GARCH 模型。

3.2.1 格兰杰因果关系检验

判断一个变量的变化是否是另一变量变化的原因，即两个变量之间是否是伪相关，是计量经济学中非常重要的问题，Granger 提出的因果关系检验法是解决这类问题的一种重要方法。在对金融市场或产品价格时间序列相关性或溢出效应的研究中，格兰杰因果关系检验已经成为学者们广泛应用的分析工具。

格兰杰因果关系检验的计量经济学思想为：设 $X = \{x_t\}$ ， $Y = \{y_t\}$ 为两个随机时间序列，并令 $X_t = \{x_{t-s}, s \geq 0\}$ ， $Y_t = \{y_{t-s}, s \geq 0\}$ 分别表示他们到 t 时刻的整个时间序列。若用 $X_{t-1} \cup Y_{t-1}$ 预测 Y_t ，比用 Y_{t-1} 预测更准确，则认为 X 对 Y 具有因果关系， X 是 Y 的格兰杰原因 (Granger Causality)；反之亦然。简言之，如果变量 X 能够有效的帮助预测 Y 就称 X 为 Y 的格兰杰原因。

格兰杰因果关系检验的数学模型为：

$$Y_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^m a_{1i} Y_{t-i} + \mu_{1t} \quad (3.1)$$

$$Y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^m a_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n b_{2j} X_{t-j} + \mu_{2t} \quad (3.2)$$

其中， α_1 与 α_2 为常数项， μ_{1t} 和 μ_{2t} 是白噪声， m 和 n 为 Y 和 X 的滞后阶数。 a_{1i} 和 a_{2i} 为 Y_t 滞后项的系数， b_{2j} 为 X_t 滞后项的系数。

以上反映的是 X 对 Y 的因果关系，同理，与 3.1 和 3.2 式对应的存在另两个公式，反映 Y 对 X 的因果关系，在这里不做重复列举，只是单独提出与 b_{2j} 相对应的 b_{1j} 项，即 Y_t 滞后项的系数。从统计意义上来说，要检验 X 和 Y 的因果关系，就是要检验 b_{1j} 和 b_{2j} 是否为零：

若 $b_{1j} = b_{2j} = 0$ ，表明 X_t 和 Y_t 相互独立；

若 $b_{1j} = 0$ 但 $b_{2j} \neq 0$ ，则存在 X_t 到 Y_t 的因果关系，不存在 Y_t 到 X_t 的因果关系；

若 $b_{2j} = 0$ 但 $b_{1j} \neq 0$ ，则存在 Y_t 到 X_t 的因果关系，不存在 X_t 到 Y_t 的因果关系；

若 $b_{1j} \neq 0$ 且 $b_{2j} \neq 0$ ，则同时存在 X_t 到 Y_t 和 Y_t 到 X_t 的双向因果关系。

检验从 X_t 到 Y_t 的因果关系, 即检验原假设 $H_0: b_{2j} = 0$ 。对回归结果进行检验的统计量为:

$$F = \frac{ESS1 - ESS2 / m}{ESS1 / T - (k + m + 1)} \quad (3.3)$$

其中, T 为 Y_t 的样本数, $ESS1$ 和 $ESS2$ 是 3.1 和 3.2 式最小回归方程的残差平方和。对于给定的显著性水平 α 及其临界值 F_α , 如果 $F > F_\alpha$, 则拒绝原假设 H_0 , 说明 Y_t 的变化可归因于 X_t 的变化。如果 $F < F_\alpha$, 则接受原假设, 说明 X_t 不是 Y_t 的格兰杰原因。同样的道理, 我们也可以检验 Y_t 是否为 X_t 的格兰杰原因, 仅需检验 b_{1j} 。

3.2.2 协整及 ECM 检验

根据前面所论述的 LME 和 SHFE 其同价格相关性的理论基础, 我们发现两者之间可能存在一种长期稳定的均衡关系, 因为如果不存在这种关系, 那么便可能在两者之间进行价格套利, 换言之, 这种套利行为最终仍将使其趋于均衡。协整 (co-integration) 便可以看作这种均衡关系性质的统计表示。因此, 我们选择协整模型, 来检验两个市场是否存在长期的稳定关系, 两种期铜价格是否存在协同变化的趋势。

协整概念是 20 世纪 80 年代由 Engle-Granger 提出的, 基本思想就是: 尽管两个变量序列都是非平稳的, 但两者之间的关系 (即某个线性组合) 却是平稳的。下面给出协整的定义:

如果时间序列 $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt}$ 都是 d 阶单整, 即 $I(d)$, 存在一个 n 向量 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$, 使得 $\alpha y_t' \sim I(d-b)$, 这里 $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt})$, $d \geq b \geq 0$ 。则称序列 $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt}$ 是 (d, b) 阶协整, 记为 $y_t \sim CI(d, b)$, α 为协整向量。

为检验两变量 x_t 和 y_t 是否协整, Engle 和 Granger 于 1987 年提出了两步检验法, 成为 EG 检验。若序列 x_t 和 y_t 都是 d 阶单整的, 用一个变量对另一个变量回归, 即有

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

用 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\beta}$ 表示回归系数的估计值, 则模型残差估计值为

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} x_t \quad (3.5)$$

若 $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$, 则 x_t 和 y_t 具有协整关系, 且 $(1, -\hat{\beta})$ 为协整向量, 3.4 式为协整回归方程。通常用 ADF 检验来判断残差序列是否是平稳的, ADF 检验具体方法见下文。

上述模型表述的是变量之间的一种“长期均衡”关系, 而实际经济数据却是由“非均衡过程”生成的。因此, 我们需要用数据的动态非均衡过程来逼近经济理论的长期均

衡过程。这样便引出了误差修正模型 (ECM: Error Correction Model), 其基本思路是对自回归分布滞后模型, 即 ADL (1, 1) 模型

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

移项后, 整理可得

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_2 - 1) \left(y - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} x \right)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

即为误差修正模型, 其中 $y - \frac{\beta_1 + \beta_3}{1 - \beta_2} x$ 是误差修正项, 记为 ecm 。

3.7 式解释了因变量 y_t 的短期波动 Δy_t 是如何被决定的。一方面, 它受自变量短期波动 Δx_t 的影响, 另一方面, 取决于 ecm , 它反映了变量在短期波动中偏离它们长期均衡关系的程度, 称为均衡误差。设 $\lambda = \beta_2 - 1$, 则 3.7 式可简写为

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \lambda ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

由此可见, ECM 模型将变量的原始值与差分值有机的结合在一起, 充分利用两者的信息, 从短期和长期两个方面对两个序列进行描述。

3.2.3 多元 GARCH 模型

在现代金融市场中, 不同市场、不同资产之间, 往往存在着相互影响和波动的相关关系。同时, 为了分散、化解金融风险, 也需要对多个资产进行组合, 进行风险的对冲和规避, 而这些都是建立在对多个变量、多个市场之间波动相关特性的分析基础之上。因此我们可以选用多元 GARCH 模型, 来对 LME 和 SHFE 期铜价格的相关性进行分析。本节我们将介绍几种不同的多元 GARCH 模型, 并进行对比, 最后将选出我们所需要的模型, 同时由于本文仅涉及两个变量, 即 LME 和 SHFE 期铜价格收益率序列, 故本文将重点介绍二元 GARCH 模型。

(1) 多元 GARCH 基本定义

考虑一个多元收益率序列 $\{r_t\}$:

$$r_t = \mu_t + a_t$$

其中, $\mu_t = E(r_t | F_{t-1})$ 是 r_t 在给定过去信息 F_{t-1} 下的条件期望, $\{a_t\}$ 表示序列在 t 时刻的抖动或新息, 且有 $a_t | F_{t-1} \sim N(0, H_t)$, H_t 是在给定过去信息 F_{t-1} 下 a_t 的条件协方差矩阵, 且 $H_t \equiv [\sigma_{ij}] = D_t \rho_t D_t$, 其中 ρ_t 是 a_t 的条件相关矩阵, D_t 是 $k \times k$ 对角矩阵, 包含了 a_t 中元素的条件标准差 (即 $D_t = \text{diag}\{\sqrt{\rho_{11,t}}, \dots, \sqrt{\rho_{kk,t}}\}$)。

对 μ_t 采用简单的向量 ARMA 结构得到 r_t 的均值方程

$$\mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i r_{t-i} - \sum_{i=1}^q \Theta_i a_{t-i} \quad (3.9)$$

其中, p, q 为非负整数。同时, 定义 h_t 为把矩阵 H_t 的下三角阵按列依次堆积而成的 $\frac{k(k+1)}{2} \times 1$ 维向量。多元 GARCH 模型便是针对 H_t 建立的模型, 即收益率序列 r_t 的波动率模型。

(2) 三种多元 GARCH 模型简介

了解了基本概念, 我们对几种不同的多元 GARCH 模型进行简单介绍, 这些模型的本质是类似的, 只是他们参数的表现形式和假设条件不同而已。

① CCC-MGARCH 模型

Bollerslev (1990) 提出了常相关系数多元 GARCH 模型, 即 CCC-MGARCH 模型。在二元情形下, 该模型假定 $\rho_{21,t} = \rho_{21}$, 且 $|\rho_{21}| < 1$, 即条件相关矩阵 ρ_t 中的条件协方差不是时变的。从而 $h_t = H_t = (\sigma_{11,t}, \sigma_{22,t})'$ 的 GARCH (1, 1) 模型可记为

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (3.10)$$

其中

$$a_{t-1}^2 = (a_{1,t-1}^2, a_{2,t-1}^2),$$

α_0 是一个二维正向量, α_1 和 β_1 是 2×2 非负定矩阵。如果再定义 $\eta_t = a_t^2 - h_t$, 则可将 3.10 式改为

$$a_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) a_{t-1}^2 + \eta_t - \beta_1 \eta_{t-1} \quad (3.11)$$

可见, 如果 $\alpha_{12} = \beta_{12} = 0$, 则 a_{1t} 的波动率不依赖于 a_{2t} 过去的波动率; 类似的, 如果 $\alpha_{21} = \beta_{21} = 0$, 则 a_{2t} 的波动率不依赖于 a_{1t} 过去的波动率; 如果 α_1 和 β_1 是对角的, 则这两个波动率过程不是动态相关的。

该模型常相关系数的假设使得其波动率方程数量较少, 便于估计, 但同时产生了一个主要缺点: 在现实经济生活中, 在市场信息、政策影响下, 不同时期各个时间序列的相关关系是随着时间变化而变化的。因此, 该模型就不能捕捉序列间动态相关性的特征。

② BEKK 模型

BEKK 模型是 Engle 和 Kroner (1995) 提出的一类多元 GARCH 模型。在模型中, 令

$$A_j = \sum_{k=1}^K (\widetilde{A}_{jk} \otimes \widetilde{A}_{jk})^T, \quad B_j = \sum_{k=1}^K (\widetilde{B}_{jk} \otimes \widetilde{B}_{jk})^T$$

其中, $\widetilde{A}_{ik}, \widetilde{B}_{jk}$ 为 N 维方阵, \otimes 表示矩阵的 Kronecher 积。则与多元 GARCH (p, q) 模型对应的 BEKK 模型为

$$h_t = W + \sum_{i=1}^q \sum_{k=1}^K (\widetilde{A}_{ik} \otimes \widetilde{A}_{ik})^T a_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K (\widetilde{B}_{jk} \otimes \widetilde{B}_{jk})^T h_{t-j} \quad (3.12)$$

当 $p=q=1$ 时, BEKK 模型就为

$$h_t = W + \sum_{k=1}^K (\widetilde{A}_k \otimes \widetilde{A}_k)^T a_{t-1}^2 + \sum_{k=1}^K (\widetilde{B}_k \otimes \widetilde{B}_k)^T h_{t-1} \quad (3.13)$$

BEKK 模型的有点在于他容易满足矩阵 H_t 的正定性, 并具有相对较少的模型参数。但是模型中参数的经济意义不够明确, 这也成为它最大的缺点。

③ DCC-MGARCH 相关模型

与常相关系数多元 GARCH 模型相对应的是时变相关系数多元 GARCH 模型, 即 DCC-MGARCH。在介绍这个模型前, 我们先采用楚列斯基分解法对 H_t 进行重新参数化, 具体方法如下:

因为 H_t 是正定的, 所以存在一个具有单位对角元素的下三角矩阵 L_t 和具有正对角元素的对角矩阵 G_t , 满足

$$H_t = L_t G_t L_t' \quad (3.14)$$

在二元情形下, 我们有

$$H_t = \begin{bmatrix} \sigma_{11,t} & \sigma_{21,t} \\ \sigma_{21,t} & \sigma_{22,t} \end{bmatrix}, \quad L_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ q_{21,t} & 1 \end{bmatrix}, \quad G_t = \begin{bmatrix} g_{11,t} & 0 \\ 0 & g_{22,t} \end{bmatrix},$$

其中, 对 $i=1$ 和 2 , 有 $g_{ii,t} > 0$ 。

利用方程 3.14 可得

$$\sigma_{11,t} = g_{11,t}, \quad \sigma_{21,t} = q_{21,t} g_{11,t}, \quad \sigma_{22,t} = g_{22,t} + q_{21,t}^2 g_{11,t} \quad (3.15)$$

同时, 考虑简单的条件线性回归方程

$$a_{2t} = \beta a_{1t} + b_{2t} \quad (3.16)$$

其中, b_{2t} 表示误差项。根据以上方程, 结合最小二乘理论, 最终可得

$$g_{11,t} = \sigma_{11,t}, \quad q_{21,t} = \beta, \quad g_{22,t} = \text{Var}(b_{2t}), \quad b_{2t} \perp a_{1t},$$

其中, \perp 表示不相关。从而得到参数向量 $h_t = (g_{11,t}, g_{22,t}, q_{21,t})'$ 。

根据上面的结果, 可对 a_t 建立一个简单的 GARCH (1, 1) 类型的模型为

$$g_{11,t} = \alpha_{10} + \alpha_{10} b_{1,t-1}^2 + \beta_{11} g_{11,t-1}$$

$$q_{21,t} = \gamma_0 + \gamma_1 q_{21,t-1} + \gamma_2 a_{2,t-1} \quad (3.17)$$

$$g_{22,t} = \alpha_{20} + \alpha_{21} b_{1,t-1}^2 + \alpha_{22} b_{2,t-1}^2 + \beta_{21} g_{11,t-1} + \beta_{22} g_{22,t-1}$$

其中, $b_{1t} = a_{1t}$, $b_{2t} = a_{2t} - q_{21,t} a_{1t}$ 。

同时根据其估计结果可以得到波动的相关系数:

$$\rho_{21,t} = \frac{\sigma_{21,t}}{\sqrt{\sigma_{11,t}\sigma_{22,t}}} = \frac{q_{21,t}\sqrt{g_{11,t}}}{\sqrt{g_{22,t} + q_{21,t}^2 g_{11,t}}} \quad (3.18)$$

可见, 如果

$$q_{21,t} = \rho \sqrt{\rho_{22,t}} / \sqrt{\rho_{11,t}}$$

其中, ρ 是常数, 则 $\rho_{21,t}$ 是时变的。

(3) 三种多元 GARCH 模型对比

在了解了上面三种多元 GARCH 模型的基本形式和意义以后, 需要对其相对优缺点做一下总结, 为我们下面选择模型进行实证研究提供依据, 见表 3.2。

表 3.2 三种多元 GARCH 模型优缺点列表^[29]

Fig. 3.2 Advantages and disadvantages of three MGARCH models

模型	优点	缺点
CCC-MGARCH	模型形式简化, 参数少, 有一定的经济意义	常相关约束条件 不符合现实情况
BEKK	待估参数少 并保证 H_t 正定性	参数经济意义 不够明确
DCC-MGARCH	全面、准确刻画波动的相关 特性, 经济意义明确	参数相对较多 估计相对困难

本文的研究对象是 LME 和 SHFE 两市期铜价格及其波动的相关性, 并且两者的动态相关性是我们所重点关注的问题, 因此, 我们舍弃 CCC-MGARCH 模型; 经济意义明确当然是所有学者都会追求的目标之一, 同时现代计算机技术的发展使得对较多参数的估计不再成为研究的瓶颈, 所以本文选择 DCC-GARCH 模型作为实证研究的分析工具。

4 期铜市场价格相关性实证研究

4.1 数据的选择、处理及统计描述

4.1.1 数据的选择及来源

本文选取 1993 年 5 月 26 日到 2008 年 6 月 12 日期间 LME 3 月期铜和 SHFE 期铜合约的日收盘价数据,共 7154 个数据。因为 LME 3 月期合约相对 15 月期、27 月期和 63 月期合约来说,交易最活跃,价格影响范围最广。由于 SHFE 每个期铜合约都将在一定时间到期,因此,为克服期货价格的不连续性,我们选取每个时间段的主力合约,即持仓量、成交量最大的期货合约的日收盘价格序列作为代表,链接成连续的时间序列数据。这样做的目的是为了克服持仓量和成交量小的交易日会带来价格波动不稳定的缺点。通常来讲,交易量大、持仓量最大的主力合约价格相对较为稳定。

同时,由于 LME 和 SHFE 两个市场交易时间不一致,伦敦公开交易时间为北京时间 19:40 至次日凌晨 1:00 (包括中间休息时间),并在其他时间段设有电子交易盘及 24 小时电话交易;上海为北京时间 9:00-15:00 (包括中间休息时间),因此,应考虑电子盘的影响及“隔夜效应”。然而,伦敦公开交易市场通常汇集了国际上的大机构投资者,比电子和电话交易的信息更丰富、价格更有影响力^[30];另一方面,本文侧重于研究期铜日收益率情况,故不对上海期铜开盘价受前日伦敦市场的影响进行讨论,文中将这一问题忽略。^①

上海期铜数据来源于上海期货交易所,伦敦期铜数据来源于世华财经信息系统,并均有部分来源于上海中期期货公司网站。

4.1.2 数据的处理

(1) 交易日差异处理。由于中英两国法定节假日不同,而 SHFE 和 LME 两个市场均在节假日停止交易,因此两市场的交易日并不完全一致,为保持数据匹配,需要对所

^① 实际上,“上海期货交易所交易时间和非交易时间的波动均高于伦敦市场;并且,上海期铜市场非一交易时间的波动远远高于交易时间的波动。这说明,与伦敦市场相比,上海期铜市场在非交易时间内充满着更多信息流,这一现象归因于噪音的影响;然而,伦敦在非交易时间的波动比上海在非交易时的波动要低得多。这也从另一个侧面说明了上海期货交易期铜的价格波动可能受伦敦金属交易所价格的影响较大,信息流动占据主导地位。”高金余,刘庆富,《伦敦与上海期铜市场之间的信息传递关系研究》,《金融研究》,2007 年第 2 期。

有数据进行处理。目前，在研究中有两种处理方法：一种是假设节假日仍在进行交易，其交易价格数据即是在放假之前最后一个交易日交易价格的重复；另外一种方法就是直接删除在这些节假日之后形成完整的价格时间序列。本文采用后一种方法，删除所有非配对数据，这样得到配对数据共 7154 个。

(2) 由于伦敦期铜的报价单位为美元/吨，上海期铜的报价单位为人民币元/吨。报价单位的不同使得在比较两个市场期铜价格的关系时，汇率成为一个不得不考虑的因素，尤其是在 2005 年 7 月 21 日我国汇率制度改革以后。为了剔除汇率在期铜价格变化中的影响，本文将 LME 期铜报价折算成按人民币元/吨，美元兑人民币的汇率采用国家外汇管理局网站 (www.safe.gov.cn) 统计数据库中提供的人民币基准汇率。

(3) 差分处理。现有研究已经证明，期铜日收盘价格序列不是一个稳定的时间序列，并且，几乎所有研究都在进行有关实证检验前对价格序列作了差分或对数差分处理，即日收益率或日对数收益率。本文采用对数差分的方法，将收盘价格时间序列处理为日对数收益率时间序列。所采用公式如下：

$$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (4.1)$$

其中， P_t 代表期铜日收盘价。

(4) 分时间段处理。从图 1.1 和图 1.2，我们可以看出：2001 年前后，我国期货市场交易状况相差较大，之前的很长一段时间整个市场处于调整状态，仅从 2001 年开始，才开始整体回暖，成交量为 1.205 亿张，成交额为 3.01 万亿元，分别较上年增长 120.59% 和 87.44%，之后继续逐年上升。因此，如果要对现在期铜市场价格相关性进行研究，将时间段重新划分为两段较为合理。本文综合考虑我国期货市场规范发展阶段始于 2000 年，以及中国入世时间 2001 年底两个时间点，将其分为 2001 年 1 月 1 日之前和之后。为方便描述，在下文中将这三个时间段分别简称为全时段 (1993.5.26-2008.6.12)、前时段 (1993.5.26-2000.12.31) 和后时段 (2001.1.1-2008.6.12)。

根据上面的处理，我们将所选取数据用简化符号表示：

表 4.1 数据符号匹配表

Fig. 4.1 Matching table of literal

项目	全时段		前时段		后时段	
	LME	SHFE	LME	SHFE	LME	SHFE
价格序列	lme	shfe	lme1	shfe1	lme2	shfe2
对数收益率	d11	d1s	d111	d1s1	d112	d1s2

4.1.3 数据基本描述分析和平稳性检验

在对所取数据进行一系列处理后，下面对处理后的收盘价格序列和日收益率序列进行初步的描述分析和平稳性检验，分别包括了全时段、前时段和后时段三种情况。

(1) 对收盘价格序列的相关性描述。

首先，我们作出所要研究的 LME 和 SHFE 期铜价格序列的走势如图 4.1，借助本图，我们可以对 1993 年 SHFE 期铜开始交易以来其价格与 LME 期铜价格走势有一个较为直观清晰的认识，即两市期铜价格时间序列之间是联系比较紧密的。

然后，我们计算三个时间段两市期铜价格序列的相关系数。可以用以下公式来进行：

$$r = \frac{\sum (X_t - \bar{X})(Y_t - \bar{Y})}{\sqrt{\sum (X_t - \bar{X})^2 \sum (Y_t - \bar{Y})^2}} \quad (4.2)$$

以上 r 就是两列数据之间的相关系数，具体计算通过 Eviews5.0 软件来实现。

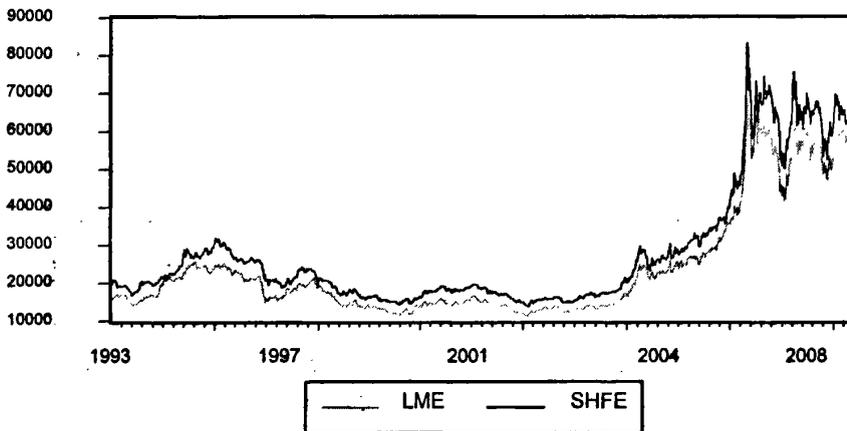


图 4.1 全时段两市期铜价格走势

Tab. 4.1 Series of LME and SHFE copper future prices of all-time

通过计算，我们可以得出从 1993 年 5 月 26 日至 2008 年 6 月 12 日，两市期铜价格序列始终保持着较高的相关性，全时段的相关系数为 0.997001，同时前时段和后时段分别为 0.969499 和 0.997474。可见，前时段的相关系数相对最低，后时段相对最高，说明 2001 年后两市期铜价格联系更加紧密了，这也是我们将数据分段考虑的理由之一。

当然这种紧密联系仅仅还是统计学意义上的相关性，并不能精确刻画两个市场之间期铜价格变动之间的关系，还需要在下文中做进一步的计量分析。

(2) 对日收益率序列的统计性描述。

图 4.2 和图 4.3 分别给出了 LME 和 SHFE 期铜价格日收益率的时间序列轨迹。通过图形,我们可以对其收益率变化和波动性进行初步判断。更加准确的判断可由表 4.2 得出。

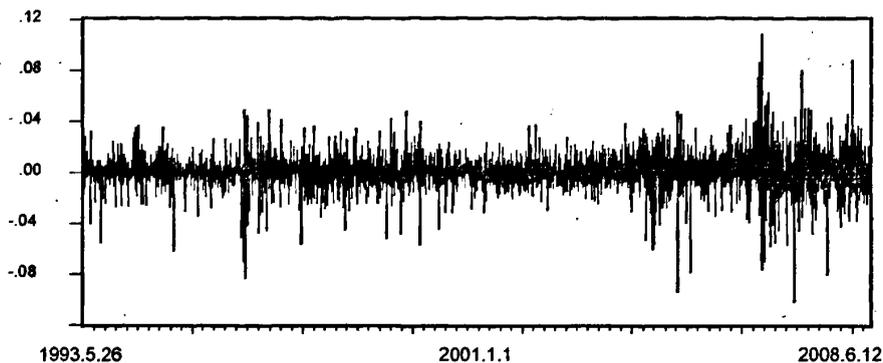


图 4.2 全时段 LME 期铜价格日收益率序列图

Tab. 4.2 Series of LME copper future daily yields of all-time

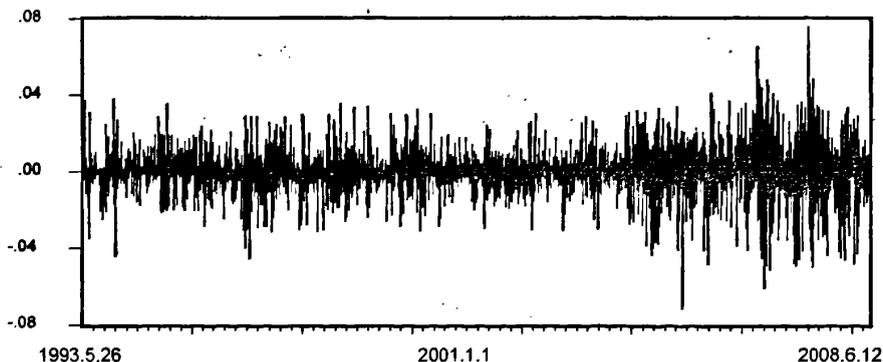


图 4.3 全时段 SHFE 期铜价格日收益率序列图

Tab. 4.3 Series of SHFE copper future daily yields of all-time

从图中看到,两组时间序列轨迹均出现了多个异常的峰值,并且,波动呈现出明显的聚类现象,说明两市的期货价格收益率序列日波动具有突发性和显著性,波动性具有条件异方差现象,可以推测两个序列中出现的扰动不是白噪声过程。将两图进行对比发

现, 出现异常波动值与聚类区间时, 二者具有相似的波动模式, 说明它们之间可能存在一定程度的相关性和波动影响的溢出效应。

由表 4.2 可以看出, 在 1993 年 5 月 26 日至 2008 年 6 月 12 日期间, 上海期铜收益率略高于伦敦期铜, 但上海、伦敦期铜收益率均值均不显著异于 0, 每个时间段的两组数据的标准差均显示伦敦期铜波动性更大性, 上海期铜稍稳定一些, 但相差不大。虽各序列的偏度有正有负, 但数值很小, 仍可认为各组收益率数据的分布大致上是对称的; 从峰度的数据可以看出, 各峰度值均大于正态峰度值 3, 分布均呈现明显的宽尾特征, 并且在平均值处的波峰很尖; 而 J-B 正态检验的结果同样证实了其非正态性。

表 4.2 LME 和 SHFE 期铜收益率序列的基本统计量分析

Tab. 4.2 Descriptive statistics of LME and SHFE copper future daily yields

统计量	d1l	d1s	d1l1	d1s1	d1l2	d1s2
样本数	3576	3576	1824	1824	1751	1751
均值	34.3E-05	31.1E-05	-3.13E-05	-4.54E-05	75.1E-05	69.8E-05
标准差	0.014751	0.012935	0.012346	0.010013	0.016877	0.015384
偏度	-0.212839	-0.166525	-0.659764	0.009283	-0.052874	-0.246595
峰度	8.699272	5.639435	7.891134	4.848971	7.988999	4.869815
J-B 值	4866.772	1054.554	1950.490	257.0440	1816.757	272.8236

将两时段分开来看, 除了峰度和 J-B 值以外, 其他三种数据均有较大不同。后时段的均值比前时段的大很多, 两者的数值也更加接近一些; 后时段的标准差也比前时段略大, 说明波动更加剧烈; 偏度方面, 前时段 LME 相对为左偏, SHFE 则为右偏, 后时段则均略微左偏, 并且幅度更加接近。这说明 2001 年前后两个市场的表现相差较大, 也从统计性方面说明了 2001 年之后两个市场的相关程度更高了, 同样说明了将时间段进行划分的合理性和可行性。

(3) 平稳性检验。如果经济时间序列是非平稳的就有可能引起伪回归 (spurious regression) 问题, 然而大多数时间序列都会因受到时间的影响表现为不平稳序列。下文分析所采用的格兰杰因果关系检验、协整和 ECM 检验及多元 GARCH 检验均涉及到序列平稳性问题, 故我们有必要对所取数据进行单位根检验, 即平稳性检验。

单位根检验的方法主要有 DF 检验或 ADF 检验和 P-P 检验, 本文选用的是 ADF 检验。检验随机序列 $\{y_t\}$ 是否为平稳序列, 估计回归方程式:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma t + (\beta - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (4.3)$$

其中, α_0 是常数项, γ 是趋势项, 在实际估计时如果两者的检验结果不显著, 可以从方程中剔除。滞后阶数 k 一般选择能保证残差 μ_t 是白噪声的最小 k 值, 具体可由 AIC 准则和 SC 准则方法决定。通常使 AIC 值和 SC 值达到最小时的 k 为最佳的估计式长度。原假设为 $H_0: \beta = 1$; 备择假设为 $H_1: \beta < 1$ 。

ADF 值是 4.3 式最后估计式中系数 β 的 T 检验值。如果 β 的 ADF 值小于临界值则拒绝存在单位根的原假设, 说明序列 $\{y_t\}$ 无单位根, 是平稳序列。

本文对期铜价格序列和三个时段收益率序列做 ADF 检验, 由于期铜价格序列的全时段数据已具代表性, 故将分时段情况省略; 然而, 由于下文需要, 对收益率序列所做的检验仍然分为三个时间段。检验结果如表 4.3 所示:

表 4.3 两市期铜价格序列及收益率序列稳定性检验结果

Tab. 4.3 Results of ADF test of LME and SHFE copper futures' prices and yields

检验值	ADF 值	临界值	AIC 值	SC 值	结论
lnlme	-1.09	-3.13*	15.46	15.47	不平稳
lnshfe	-1.44	-3.13*	15.56	15.57	不平稳
d11	-61.95	-2.56***	-5.60	-5.59	平稳
d1s	-60.95	-1.62***	-5.86	-5.85	平稳
d111	-31.44	-1.62***	-5.96	-5.95	平稳
d1s1	-43.23	-1.62***	-6.37	-6.37	平稳
d112	-45.73	-1.62***	-5.33	-5.32	平稳
d1s2	-42.84	-1.62***	-5.51	-5.51	平稳

注: 1) lnlme 和 lnshfe 为经过对数处理后的价格序列, 该做法的检验结果与不取对数的结果相差不大, 证明略; 2) 根据图 4.1-4.3, 我们选择价格序列为包含趋势项和常数项, 而收益率序列均为无趋势项和常数项; 3) *代表临界值显著性水平为 10%, ***代表临界值显著性水平为 1%。

检验结果显示: 期铜价格序列 ADF 值在 10% 显著性水平下仍大于临界值, 说明序列存在单位根, 为非平稳序列。但一阶差分, 即取 (对数) 收益率以后, 在 1% 的显著性水平下, 各项检验结果都较好, 说明其非常平稳, 即各日收益率序列均一阶平稳。

由上述分析可知,期铜价格日收益率序列在各阶段均已经满足了进行下面计量分析所需的条件,即均为平稳序列,这样我们就可以对这些时间序列做更为精确的计量经济学分析,以更好的研究 SHFE 和 LME 期铜价格的相关性。

4.2 模型检验及结果分析

4.2.1 格兰杰因果关系检验

前文关于价格序列相关性的结论只是说明 LME 和 SHFE 之间可能存在着相互作用、相互影响,并不能说明这种作用和影响必然发生,所以我们需要进一步考虑二者间是否存在伪相关问题。本文选用格兰杰因果关系检验来分析这一问题。同样将三个时间段的情况分别讨论,通过 Eviews 软件得出的格兰杰因果关系检验结果见表 4.4。

表 4.4 LME 与 SHFE 期铜价格序列格兰杰因果关系检验结果

否定性假设	样本数	F-统计量	相伴概率
shfe 不是 lme 的格兰杰原因	3575	20.0973	2.1E-09
lme 不是 shfe 的格兰杰原因		900.033	0.00000
shfe1 不是 lme1 的格兰杰原因	1823	1.51140	0.22088
lme1 不是 shfe1 的格兰杰原因		325.423	2.E-121
shfe2 不是 lme2 的格兰杰原因	1750	13.4734	1.6E-06
lme2 不是 shfe2 的格兰杰原因		461.452	1.E-161

通过表 4.4,我们可以看出:除了前时段 SHFE 期铜价格作为 LME 期铜价格格兰杰原因的概率仅为 78%,而后者至少在 99%的置信水平下是前者的格兰杰原因以外,全时段和后时段的检验结果都很好的说明了,至少在 99%的置信水平下两者存在双向的格兰杰因果关系。说明在后时段两个市场期铜价格走势的相互影响作用是比较明显的,并且相对来说,LME 对 SHFE 的影响程度要更大一些。

前文对两种期铜日收益率序列的统计分析也已经说明其在一定程度上存在某种联系,然而仅通过统计方法并不能看出其相互影响的方式和程度,这里同样选用格兰杰因果关系检验来分析说明,见表 4.5。

通过表 4.5 可以得出与表 4.4 相类似的结论,唯一的区别在于前时段 SHFE 期铜对数收益率明显不是 LME 期铜收益率的格兰杰原因(95%),这说明在前阶段,两种期铜

产品虽然价格序列相互影响（即便较小），但是其收益率却仅是 LME 对 SHFE 的单方向影响，SHFE 与 LME 期铜价格间的相关性是有限的。

表 4.5 LME 与 SHFE 期铜收益率序列格兰杰因果关系检验结果

Tab. 4.5 Results of Granger test of LME and SHFE copper future yields

否定性假设	样本数	F-统计量	相伴概率
d1s 不是 d11 的格兰杰原因	3574	8.19110	0.00028
d11 不是 d1s 的格兰杰原因		828.490	3.E-296
d1s1 不是 d111 的格兰杰原因	1822	0.04689	0.95420
d111 不是 d1s1 的格兰杰原因		340.493	3.E-126
d1s2 不是 d112 的格兰杰原因	1749	10.5517	2.8E-05
d112 不是 d1s2 的格兰杰原因		486.552	1.E-168

4.2.2 协整检验及 ECM 形式

在 4.1.3 中,我们已经验证了 $\ln lme$ 和 $\ln shfe$ 、 $\ln lme_1$ 和 $\ln shfe_1$ 以及 $\ln lme_2$ 和 $\ln shfe_2$ 这三组时间序列本身是非平稳序列,而其一阶差分(即对数收益率)序列均是平稳的,即均为一阶单整,这一点满足了协整检验的前提。下面我们用前面介绍过的 EG 两步法来检验各组数据间是否协整。

首先,我们详细的描述对 $\ln lme$ 和 $\ln shfe$ 的协整检验及 EMC 检验。

对 $\ln lme$ 和 $\ln shfe$ 两个序列建立方程进行 OLS 回归估计,得到如下回归方程:

$$\ln lme_t = -0.546126 + 1.037192 * \ln shfe_t + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

(0.014771) (0.000624)

其中,括号里为标准差,回归方程拟合优度为 0.993, F 值为 505024.9,说明模型拟合效果较好。但是 DW 值为 0.34,存在序列自相关性。由 OLS 回归得出的残差序列 E 如图 4.4 所示。

从图中我们发现该序列可能是平稳序列,对其进行 ADF 检验,得到 ADF 值为 -6.427330,小于 1%显著性水平下的临界值 -2.565610,因此可以认为得到的残差序列是平稳序列,表明 $\ln lme$ 与 $\ln shfe$ 之间具有协整关系。

由于 $\ln lme$ 和 $\ln shfe$ 存在协整关系,我们对其建立 ECM 模型,通过 Eviews 软件得出结果如下:

$$\ln lme_t = -0.023309 + 0.285404 * \ln shfe_t + 0.960073 * \ln lme_{t-1}$$

(0.006135) (0.018945) (0.006018)

$$-0.243819 * \ln shfe_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

(0.018595)

其中，括号里为标准差，回归方程拟合优度为 0.999，F 值为 1376227，模型拟合效果较好。同时 DW 值为 2.23，有效的消除了序列自相关。

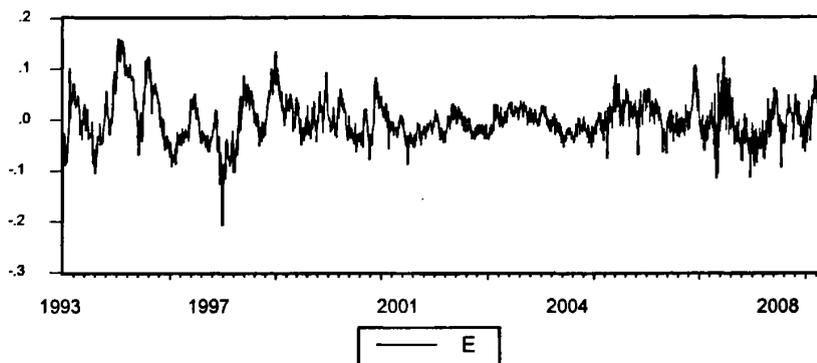


图 4.4 全时段 LME 与 SHFE 进行 OLS 后的残差序列图

Fig. 4.4 Series of residents of OLS between LME and SHFE yields of all-time

同时可以得到误差修正项 ecm ，根据 3.7 式得出：

$$ecm = \ln lme_t - 1.0415 \ln shfe_t \quad (4.6)$$

这样 4.5 式可改写成为：

$$\Delta \ln lme_t = -0.023309 + 0.285404 \Delta \ln shfe_t - 0.039927 ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

因此，我们可以认为 LME 期铜价格的短期变动可以分为两部分：一部分是 SHFE 短期波动的影响；另一部分是偏离长期均衡的影响。误差修正项 ecm 项的系数的大小反映了对偏离长期均衡的调整力度。从 $\lambda = 0.960073 - 1 < 0$ 来看，当短期波动偏离长期均衡时，将以 -0.039927 的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态。

然后，我们简要的列出对 $\ln lme1$ 和 $\ln shfe1$ 以及 $\ln lme2$ 和 $\ln shfe2$ 这两组时间序列的协整检验及 ECM 检验结果。

(1) $\ln lme1$ 和 $\ln shfe1$ ：

$$\text{OLS 回归方程: } \ln lme1_t = -0.577350 + 1.040388 * \ln shfe1_t + \varepsilon_t \quad (4.8)$$

(0.057335) (0.005778)

$R^2 = 0.946765$, $F = 32421.20$, $DW = 0.084$

对残差序列 E1 (图 4.5 上) 进行 ADF 检验：

$$ADF=-4.408657 < 1\% \text{ 临界值} = -3.433737$$

表明存在协整关系。

建立 ECM 模型，得到结果如下：

$$\begin{aligned} \ln lme1_t = & 0.000877 + 0.311959 * \ln shfe1_t + 0.983019 * \ln lme1_{t-1} \\ & (0.014527) \quad (0.028382) \quad (0.005847) \\ & -0.295371 * \ln shfe1_{t-1} + \varepsilon_t \\ & (0.028012) \end{aligned} \quad (4.9)$$

$$R^2=0.996781, F=187862.4, DW=2.11$$

$$\lambda_1 = -0.016981, ecml = \ln lme1_t - 0.97686 \ln shfe1_t$$

最终得到修正误差方程：

$$\Delta \ln lme1_t = 0.000877 + 0.311959 \Delta \ln shfe1_t - 0.016981 ecml_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

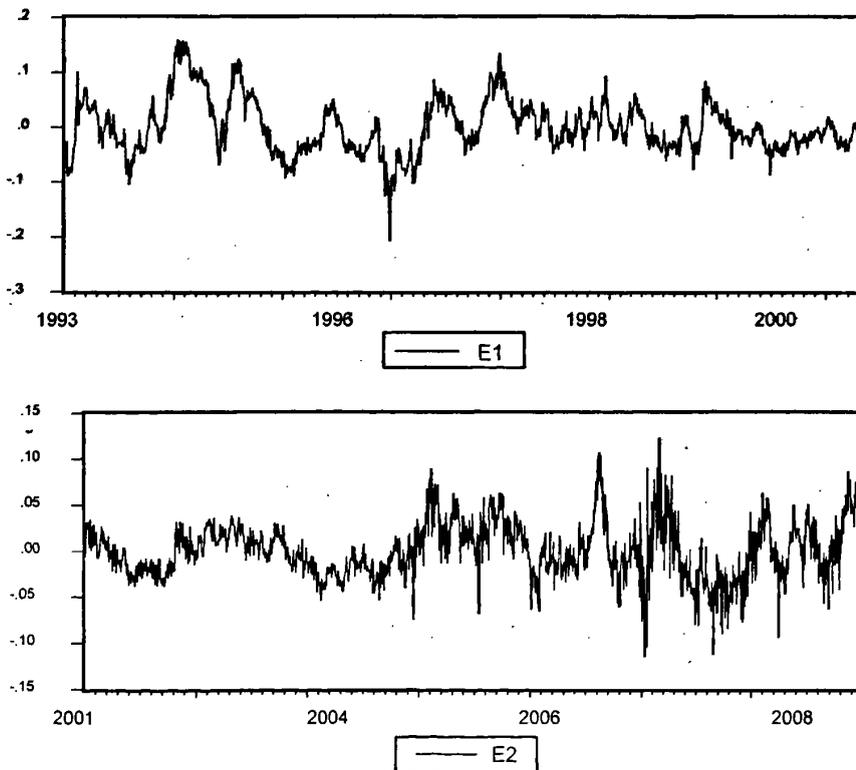


图4.5 OLS回归方程残差序列E1和E2图

Fig. 4.5 Series of residents of OLS between LME and SHFE yields(E1,E2)

(2) $\ln lme2$ 和 $\ln shfe2$:

$$\text{OLS 回归方程: } \ln lme2_t = -0.548560 + 1.037381 * \ln shfe2_t + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

$$(0.013110) \quad (0.001270)$$

$$R^2 = 0.997384, \quad F = 667134.5, \quad DW = 0.456$$

对残差序列 E2 (图 4.5 下) 进行 ADF 检验:

$$ADF = -5.783671 < 1\% \text{ 临界值} = -3.433890$$

表明存在协整关系。

建立 ECM 模型, 得到结果如下:

$$\ln lme2_t = -0.057965 + 0.305998 * \ln shfe2_t + 0.893707 * \ln lme2_{t-1}$$

$$(0.010176) \quad (0.026666) \quad (0.013474)$$

$$-0.195713 * \ln shfe2_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.12)$$

$$(0.025723)$$

$$R^2 = 0.999260, \quad F = 786668.6, \quad DW = 2.24$$

$$\lambda_2 = -0.106293, \quad ecm2 = \ln lme2_t - 1.03756 \ln shfe2_t$$

最终得到修正误差方程:

$$\Delta \ln lme2_t = -0.057965 + 0.305998 \Delta \ln shfe2_t - 0.106293 ecm2_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

比较两个时段下的检验结果, 我们发现, 4.10 式和 4.13 式的 β_1 值相差不大, 说明 2001 年前后 LME 期铜价格短期波动受 SHFE 期铜价格短期波动的影响相差不大。然而 λ_1 和 λ_2 却相差较大, 后者是远大于前者, 这说明 2001 年以后, 当两者的短期波动偏离其长期均衡时, 将以较之 2001 年以前更为强劲的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态, 说明 2001 年之后, LME 与 SHFE 短期价格波动的相关程度更大了, 两者重新调整到均衡水平的时间大幅减少。

4.2.3 多元 GARCH 模型分析

从上文的分析中, 我们已经得出 LME 和 SHFE 期铜价格收益率的格兰杰因果关系和协整关系。这些结论说明, LME 与 SHFE 期铜价格收益率之间是存在相关性的, 并不存在伪回归现象, 同时两者的长期均衡关系也得到了定量的描述, 短期波动的影响因素也通过 ECM 模型得出, 这为下文更进一步的分析奠定了基础; 而分阶段的对比分析说明, 后阶段的各项检验指标均优于前阶段, 这说明这样的分段是比较合理的, 而在较为精确的分析和预测中, 使用相距较近的数据将更加有说服力和准确性, 因此, 在采用

多元 GARCH 模型的分析中,本文仅使用后阶段的部分数据,即 2006 年 9 月 27 日至 2008 年 6 月 12 日各 400 个数据。^①

通过对三种多元 GARCH 模型的对比,本文选择 DCC-MGARCH 模型对 LME 和 SHFE 期铜价格收益率的动态相关性进行实证分析。在建立模型以前,需要检验 LME 和 SHFE 期铜价格收益率的残差序列的自相关性和 ARCH 效应,见图 4.6。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.091	-0.091	14.455	0.000			1 -0.026	-0.026	1.1456	0.284
		2 -0.025	-0.034	15.556	0.000			2 0.043	0.043	4.4409	0.109
		3 0.047	0.042	19.500	0.000			3 0.051	0.054	9.0814	0.028
		4 -0.010	-0.002	19.671	0.001			4 0.025	0.026	10.206	0.037
		5 0.021	0.023	20.473	0.001			5 0.037	0.034	12.674	0.027
		6 -0.008	-0.006	20.580	0.002			6 0.000	-0.003	12.674	0.049
		7 0.055	0.056	25.931	0.001			7 0.001	-0.005	12.675	0.080
		8 -0.013	-0.005	26.220	0.001			8 -0.015	-0.020	13.071	0.109
		9 0.007	0.010	26.313	0.002			9 -0.006	-0.009	13.142	0.156
		10 0.083	0.079	38.324	0.000			10 0.063	0.064	20.232	0.027
		11 -0.004	0.014	38.348	0.000			11 -0.023	-0.017	21.163	0.032
		12 -0.044	-0.043	41.729	0.000			12 0.035	0.031	23.304	0.025

图 4.6 LME (左) 和 SHFE (右) 期铜价格收益率残差序列相关图

Fig. 4.6 Correlograms of LME (left) and SHFE (right)

由上图可以看出, LME 期铜价格收益率存在一阶自相关和 ARCH 效应, 而 SHFE 期铜价格收益率的自相关性和 ARCH 效应均不明显。因此, 结合上文介绍的均值方程 3.9 和楚列斯基分解后的波动率方程 3.17, 可以建立 AR (1) -DCC-MGARCH (1, 1) 模型, 并进行估计。可以得到拟合的均值方程为

$$r_{1t} = -0.038405 - 0.49127r_{1,t-1} + a_{1t}$$

^① 对 GARCH 建模时, 需要特别注意对数据的选择。选择数据时主要应考虑两个方面: 数据的频率和数据时期的长度。对于数据的频率, 一般使用日数据或周内数据进行建模, 而不使用周数据。原因是采用低频数据建模时, 容易导致 GARCH 模型的参数估计过程中的收敛性或稳健性问题。数据时期的选择不能太长, 因为数据越多, 越有可能包含一些不正常的数, 这些不正常的数会影响长期波动性的预测。如果不想让过去太久远的不正常数据影响波动性的估计, 就不要过长的数据时期。另一方面, 数据太少则不能保证似然函数的充分定义, 从而影响模型的估计。因此本文在做多元 GARCH 实证时选择使用近两年的日数据。

$$r_{2t} = 0.0029493 + a_{2t}$$

第一个方程中参数的标准误差分别为 0.0070367 和 0.073632，第二个方程中参数的标准误差分别为 0.00098434。拟合的波动率方程为

$$\begin{aligned} g_{11,t} &= 0.0032249 + 0.6118b_{1,t-1}^2 + 0.025671g_{11,t-1} \\ q_{21,t} &= 0.15568 + 0.85585q_{21,t-1} + 0.037156a_{2,t-1} \\ g_{22,t} &= 0.0072048 + 0.070761b_{2,t-1}^2 + 0.10084g_{22,t-1} \end{aligned} \quad (4.14)$$

其中 $b_{1t} = a_{1t}, b_{2t} = a_{2t} - q_{21,t}a_{1t}$ 。方程 $g_{11,t}$ 中参数的标准误差分别为 0.0090629, 0.0018184 和 0.064127, 方程 $q_{21,t}$ 中参数的标准误差分别为 0.0061543, 0.0047098 和 0.0077378, 方程 $g_{22,t}$ 中参数的标准误差分别为 0.0075483, 0.0057873 和 0.0037641。条件协方差矩阵 H_t 可以利用 3.14 式中的楚列斯基分解从 4.14 式中得到，其具体变换形式由 3.15 式给出。该模型反映了两者的相关性都很强的动态依赖，这可以从式 4.14 的系数 0.85585 看出。同时，我们根据 3.18 式，可以拟合出时变相关系数，见图 4.7。

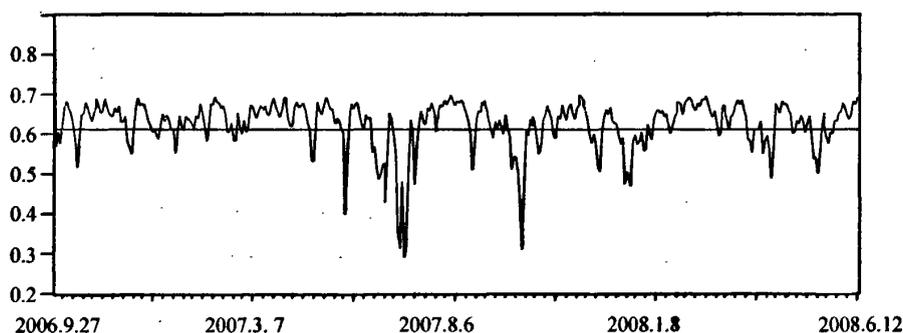


图 4.7 LME 与 SHFE 期铜价格收益率时变相关系数图

Fig. 4.7 Series of Dynamic correlation coefficients between LME and SHFE copper future yields

注 1)：水平线为时变相关系数均值。

由该图可以看出，拟合的时变相关系数系数波动比较大，最小时为 0.30，最高则接近于 0.70，其均值为 0.6238，远小于前面得出的价格序列相关系数 0.997474，这说明短期波动与长期走势的相关性质存在较大差别；2007 年六七月和十一月的相关系数较之其

他时期变小的幅度较大，两个市场期铜价格变动不一致性变大，这可能与次级债所带来的美元走软及资金撤离市场、各大产铜国矿工罢工频繁导致 LME 库存减少、原油与贵金属上涨以及人民币升值等事件有关，导致 LME 铜价较为坚挺，而 SHFE 铜价则较之走低，两市出现背离。然而在市场恢复信心，各种预期逐渐明朗以后，两市期铜价格相关性恢复到均值水平，这也说明了短期波动终将回归长期均衡，套利行为将使得价格背离逐渐消失。

4.3 研究结果有效性的实际检验

本节将把上文中 DCC-MGARCH 模型所拟合的数据应用到实际中，通过实际运用的结果来从侧面检验模型拟合的准确性和实用性，实际运用得到的结果的优劣程度可以说明该模型的拟合效果如何。

4.3.1 实际检验方法的选择

VaR 方法是一种借助历史数据所拟合出的标准差来预测未来损失的方法，因此可以将 DCC-MGARCH 的结果应用到该方法中。VaR 的含义是“在险价值 (Value at Risk)”，是指在市场正常波动下，某一金融资产或证券组合的最大可能损失。更为确切的是指，在一定的概率水平下（置信度）一种金融资产或证券组合在未来的特定的一段时间内的最大可能损失^[26]。该定义可表示为

$$\text{Prob}(\Delta P > \text{VaR}) = 1 - c \quad (4.15)$$

其中， ΔP 为证券组合在持有期 Δt 内的损失；VaR 为显著性水平 c 下处于风险中的价值。可见 VaR 定义中存在两个重要的参数——持有期和置信水平。

关于 VaR 的计算方法，可以先从最基础的标准正态分布分布入手。在收益率为标准正态分布的情况下，当给定一个置信水平如 95%，即 $c = 5\%$ ，则对应 $\alpha = 1.65$ ，于是就可以计算出相应的时间间隔为 Δt 的 VaR 为：

$$\text{VaR} = P_0 \alpha \sigma \sqrt{\Delta t} \quad (4.16)$$

其中 P_0 为资产当期价值， α 为一定置信度下的分位数， σ 为分布的标准差。可见，VaR 是分布的标准差与由置信水平确定的乘子以及时间间隔的乘积。

这种方法可以推广到正态分布和其他的累积概率密度函数，其中所有的不确定性都体现在 σ 上，而其他的分布会得到不同的 α 值。

对两种资产组成的资产组合的 VaR 可以通过下式得到：

$$VaR = \sqrt{w_1^2 VaR_1^2 + w_2^2 VaR_2^2 + 2\rho_{12} w_1 w_2 VaR_1 VaR_2} \quad (4.17)$$

其中 ρ_{12} 是两种资产收益率的相关系数， w_1 ， w_2 为两种资产的份额。

式 4.16 和 4.17 中的 σ 和 ρ_{12} 一般可以通过样本方差和相关系数替代，但是这样做过于粗糙，因此，我们可以通过 DCC-MGARCH 模型拟合出的标准差 σ_1 ， σ_2 和动态相关系数 $\rho_{12,t}$ 来计算不同时间的 VaR。

4.3.2 实际检验结果分析

在计算 VaR 之前，先对收益率序列进行分布检验，本文采用 Q-Q 图检验方法，见图 4.8。

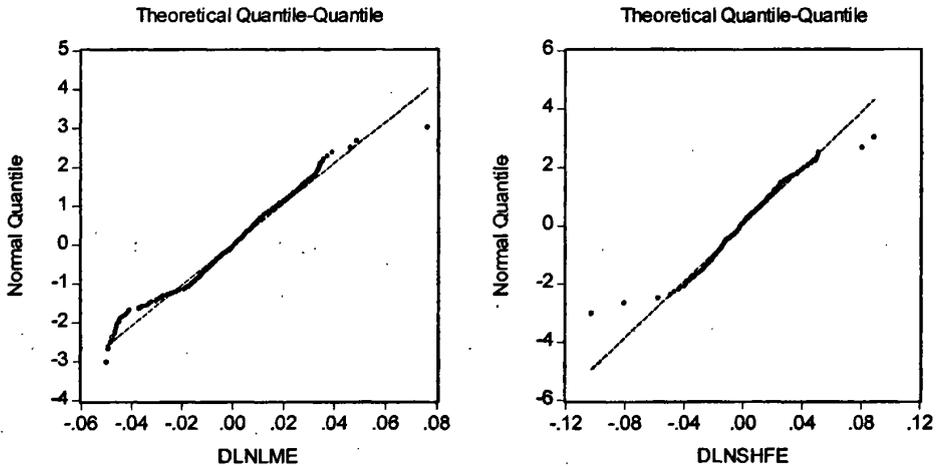


图 4.8 400 日 LME 与 SHFE 期铜价格收益率 Q-Q 图

Fig. 4.8 Q-Q graphs of LME and SHFE copper future yields (400 days)

虽然前文中曾描述过收益率序列的尖峰厚尾特征，但是从 Q-Q 图中可以看出，两个收益率序列均接近于呈一条直线，也可以说明其近似正态分布，故将假设其为正态分布进行 VaR 计算。

本文选择置信水平为 95%，即 $c = 5\%$ ，则对应的正态分布的分位数 $\alpha = 1.65$ 。在此，为了方便计算和理解，假设两种资产的当前份额相等，将 50% 的资产分配到 LME 期铜，

另外 50% 的资产分配到 SHFE 期铜，即式 4.17 中 $w_1 = w_2$ ，进一步假设其值均为 1。同时，假设每个 VaR 值的持有期也为 1。至此，利用 DCC-MGARCH 模型拟合的 $\sigma_{11,t}$ ， $\sigma_{22,t}$ 和 $\rho_{21,t}$ ，可以求得两种期铜资产组合的 VaR，见图 4.9。

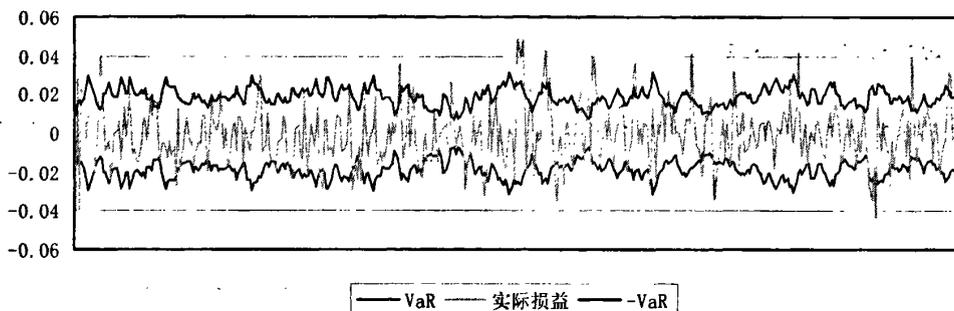


图 4.9 拟合 VaR 值与实际损益对比图

Fig. 4.9 Comparison chart between VaR and real profits and losses

由于期货市场存在多头 (long position) 和空头 (short position)，VaR 值的正负性对于不同持仓者的意义不同，故图 4.9 将 VaR 的正负值均列出，将这两条 VaR 曲线与实际损益曲线进行对比。从图中我们可以看出，两条 VaR 曲线很好的包络了实际损益曲线。从结果中可以发现，多空两种情况下，实际损益穿越 VaR 值曲线的次数为 44 次，而总共考察为 800 次，风险穿透率仅为 5.5%，与我们选取的 95% 的置信水平相差不大，这可以大致说明上文模型拟合的结果是较优的。

下面对 VaR 估计值的效果进行更为准确的检验，即采用 Kupiec 失败率检验法。该方法同时是借助实际损益穿越 VaR 的比例次数，不同的是它是通过检验该比例次数是否大于设定的某一置信度，通过似然比来检验。具体做法是假定置信度为 $1-c$ ，实际考察天数为 T ，失败的天数为 N ，则失败的频率 $f = (N/T)$ 可视为二项分布，其期望概率为 $f' = c$ ，在 $H_0: f = f'$ ，检验失败频率 f 是否显著不同于 f' 。然后通过似然比来检验：

$$LR = -2 \ln[(1-f)^{T-N} (f)^N] + 2 \ln[(1-f')^{T-N} (f')^N] \sim \chi^2(1) \quad (4.18)$$

如果 VaR 模型是有效的，则失败概率与设定的显著性水平 c 相等。如果它们相差太大，则说明模型不合适，应该拒绝该模型。

将本文实证数据带入式 4.18, 得 $LR = 0.408385 < \chi_{0.05}^2(1) = 3.8415$, 则接受原假设, 即 $f = f'$ 。可见, 在 5% 的置信水平上, 该 VaR 模型拟合效果很好, DCC-MGARCH 模型所拟合的结果在 VaR 方法中的应用效果较好, 从而得到本文选择 DCC-MGARCH 模型是可行的, 得到的动态相关系数可信度较高。由此看出, 借用时变相关系数多元 GARCH 模型得到的残差序列和动态相关系数, 我们可以预测期铜组合的一期 VaR 值, 在实际投资操作或风险管理中可以更加有效的利用资金、更加准确的规避风险, 虽然无法做到完全规避风险 (实际损益存在穿越 VaR 值的情况), 但在长期投资过程中还是可以算作有效的, 在实际中可以根据风险偏好和对资金利用效率偏好选择不同的置信水平。

5 结论

5.1 研究结论

通过实证分析,本文利用 Granger 因果关系检验、协整及 ECM 模型检验和 DCC-MGARCH 模型对 LME 和 SHFE 两市期铜价格及收益率序列进行了计量检验,通过这些计量模型定量的分析了其相关性质,得到诸多重要的结论。

首先,我们发现 LME 与 SHFE 期铜价格之间存在双向的格兰杰因果关系,不存在伪回归现象。具体指在中国期货市场进入正轨阶段及加入 WTO 之前,由于中国期货市场不完善,期铜交易量有限,使得 SHFE 期铜价格收益率受 LME 的单方向影响,而不影响 LME,SHFE 与 LME 期铜价格间的相关性是有限的;而在之后的阶段,两个市场之间存在显著的双向格兰杰因果关系。说明在两个市场之间的投资资金逐渐具有了灵活的双向流动性,两市投资者的投资策略与风险态度方面开始具有一定程度的共性。

其次,通过协整检验,可以看出两市期铜价格存在显著的协整关系,认为其长期价格收益率几乎没有显著差异,两市期铜价格收益率均受到长期均衡关系的显著影响。然而在短期波动方面,通过 ECM 模型可以看出 2001 年以后,当两者的短期波动偏离其长期均衡时,将以较之 2001 年以前更为强劲的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态。这说明两个市场之间的信息传递速度更快了,在国际市场更加自由化的条件下,套利行为将更加迅速的将短期偏离拉回到长期均衡位置。

再次,通过 DCC-MGARCH 模型,我们可以得到 LME 与 SHFE 期铜价格的短期动态相关系数,其均值仅为 0.6238,远小于价格序列的统计性相关系数,并且在某些特殊事件发生时可能还会有更大的波动,但总体来看其短期相关性仍是围绕均值波动,并且从总体来看,短期波动并未造成两市期铜价格差不断扩大。

最后,借助 VaR 方法,在对 DCC-MGARCH 模型结果进行检验的同时,将结果应用到实际中,发现采用 DCC-MGARCH 模型得到的动态相关系数和波动率方差来拟合出的 VaR 值通过了 Kupiec 失败率检验法的检验,呈显著有效,同时也可以从侧面表明 DCC-MGARCH 模型的估计是有效的,因此在实际中可以将两者有效地结合起来,加以运用。

总之,通过实证分析,我们可以对比看出,在 2001 年之后,无论从长期还是短期来看,SHFE 的地位和作用发生了很大的变化,期铜价格的影响力不断增强,使得 LME 与 SHFE 期铜价格收益率和市场波动性出现了明显的相互影响性,相关性加强,长期均衡性与短期动态相关性更加明显。

5.2 启示与展望

从上面的结论中我们可以得到宏观和微观两个层面的启示:

5.2.1 宏观层面

(1) 随着我国金融市场开放进程的加快和对外依存度的不断提高,国外与国内期铜市场之间的联系会越来越密切;并且,随着我国对有关商品进出口配额限制的逐步放松或取消以及进口关税的不断降低或取消,金属铜等商品的国内价格正逐步与国际价格接轨,市场化程度逐渐提高。

(2) 在全球金融系统中,伦敦市场对世界铜的价格发现和新信息的提供起到了非常重要的作用;我国资本市场正逐步开放,可将其作为比较和参考,来检测我国期货市场的价格发现功能和套期保值功能,这对商业用户和投资用户建立自己的全球风险管理策略,以及政府制定期货市场的相关政策均具有重要的借鉴作用,进而更有效地对我国期货市场的风险进行防范和控制。

(3) 随着市场规模的扩大、市场规范化程度的提高,SHFE 期铜在国际定价中的作用和影响力将逐渐增强,这对我国的经济利益和经济安全具有非常重要的意义。从保障国内企业和国民经济利益角度来看,我国必须高度重视、切实加快发展和完善衍生品市场,争取全球大宗商品国际定价中心的地位,不断提高我国在大宗商品国际定价中的话语权,以此减少企业参与国际商品采购的操作风险,降低政府监管成本,确保国民经济安全的平稳运行。

5.2.2 微观层面

(1) 由于国外与国内期铜市场之间存在较为密切的互动关系,无论是国内市场还是国际市场的投资者,都应该同时关注国内、国际市场上的供求信息变化与期货价格的波动,尤其是国际期货市场的投资者应高度重视中国期货市场相关品种的期货价格信息,以便更好地把握期货行情的波动;国内期货市场上的套期保值者可以利用国际期货市场的相关品种进行套期保值。

(2) 由于两个市场之间存在长期的协整关系与短期的动态调整,因此,两个市场不存在长期的、系统的套利机会;但是由于两个市场的短期动态相关性波动较大,并且容易受到突发事件影响而使价格发生偏离,因此当国内、国际期铜价格偏离均衡状态时,投机者可以进行无风险的跨市场套利。

(3) 套期保值者和投资者可以借助 VaR 模型来控制自己的保证金额度。保证金额度过大将造成资本成本增加,无法实现最大化的利用,而保证金不足则可能会被追加保

证金或强行平仓，从而造成损失；或者根据 VaR 的上下限和自己的头寸锁定已经获得的收益，甚至进行日内套利；期货公司或政府部门则可以借助 VaR 模型来确定向客户收取的保证金比例，以便更好的吸引客户、预防损失、防止市场产生动荡。

虽然本文的研究取得了预期的结果，但是由于研究条件和本人的研究水平有限，对于两市期铜价格间相关性的研究和应用方面仍然还有比较长的路要走：一是本研究主要探讨了 LME 和 SHFE 期铜价格的各种相关性，并没有对产生这种相关性的内在原因，即中介过程进行深入探讨，也没有考察影响单个市场期铜价格波动的其他因素；二是忽略了 LME 电子盘的影响，以及 SHFE 开盘便可能大幅震荡（隔夜效应），由于开盘时的高开或低开现象存在，使得 VaR 值在实际应用中的有效性受到影响；三是虽然提出了初步完善国内衍生品市场、提高我国话语权的建议，但是在具体实施的过程中，可能会遇到一些始料未及的困难，还有待于进一步研究。这些可以作为本文的不足，需要我们在今后进一步研究。

参考文献

- [1] 彭朝晖. 上海期货交易所与伦敦金属交易所金属铜期货价格关系的实证分析. 云梦学刊, 2002, 1: 40-42.
- [2] 周志明, 唐元虎. SHFE 与 LME 期铜价格关系实证研究. 数理统计与管理, 2004, 23 (1): 15-18.
- [3] 肖辉, 吴冲锋, 鲍建平等. 伦敦金属交易所与上海期货交易所铜价格发现过程. 系统工程理论方法应用, 2004, 13 (6): 481-484.
- [4] 田新民, 沈小刚. SHFE 与 LME 期铜价格因果关系分析. 首都经济贸易大学学报, 2005, 3: 34-38.
- [5] 李跃中. 期铜价格走势“中国因素”的实证研究:(硕士学位论文). 安徽: 安徽大学, 2006.
- [6] 张婷. 伦敦和上海金属期货关联性研究. 时代金融, 2007, 5: 40-42.
- [7] 吴文锋, 刘太阳, 吴冲锋. 上海与伦敦期铜市场之间的波动溢出效应研究. 管理工程学报, 2007, 3: 111-115.
- [8] 高金余, 刘庆富. 伦敦与上海期铜市场之间的信息传递关系研究. 金融研究, 2007, 2: 63-73.
- [9] 顾莉莉. 基于 BV-GARCH 模型的期铜市场信息流动的实证研究. 现代管理科学, 2007, 6: 113-114.
- [10] Rose. Information and volatility: The No-Arbitrage Martingale approach to timing and resolution irrelevancy. Journal of Finance vol, 1989.
- [11] King M, Wadhvani S. Transmission of volatility and links between national stock markets. Econometrica, 1990:62.
- [12] 戴国强, 徐龙炳, 陆蓉. 金融市场有效性探讨. 上海: 上海财经大学出版社, 2005.
- [13] 孙亚丽, 郑俊. 我国铜期货市场有效性的实证检验. 中南财经政法大学研究生学报, 2006, 3: 38-40.
- [14] Granger C W J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica, 1969. 37:424-438.
- [15] Booth G G, Chowdhury, Martikainen. The International Transmission of Information in Stock Index Futures Markets. European Journal of Operational Research, 1996.
- [16] 武拉平. 农产品市场一体化研究. 中国农业出版社, 2000.
- [17] 万广华, 周章跃, 陈良彪. 中国水稻市场整合程度研究. 中国农村经济, 1997, 8: 23-27.
- [18] Hamao Y. Correlations in price changes and volatility across international stock markets. Review of Financial Studies, 1990, 3.
- [19] Tse Y, Lee T H. The International Transmission of Information in Eurodollar Futures Markets: a Continuously Trading Market Hypothesis. Journal of International Money and Finance, 1996, 15.
- [20] Booth G, Ciner C. International Transmission of Information in Corn Futures Markets. Journal of Multinational Financial Management, 1997, 7.

- [21] 邹林刚. 中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系实证研究: (硕士学位论文). 南京: 南京农业大学, 2006.
- [22] 李海英, 唐衍伟, 罗婷. 中国燃料油价格国际市场相关性的实证研究. 资源科学, 2007, 29(1): 196-202.
- [23] Fung H G, Leung W, Xu X E. Information Flows Between the U.S and China Commodity Futures Trading. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2003, 21.
- [24] Xu X E, Fung H G. Gross-Market Linkages Between U.S and Japanese Precious Metals Futures Trading. International financial markets, 2005, 15.
- [25] 张帆, 赵进文. 大连大豆与豆粕期货收益率的波动效应研究: (硕士学位论文). 大连: 东北财经大学, 2005.
- [26] 皮埃特罗. 潘泽, 维普. K. 班塞尔. 用 VaR 度量市场风险. 蔡相译. 北京: 机械工业出版社, 2001.
- [27] 常清. 中国期货市场发展的战略研究. 经济科学出版社, 2000.
- [28] 华仁海、仲伟俊. 对我国期货市场价格发现功能的实证分析. 南开管理评论, 2002, 5.
- [29] 张世英, 樊智. 协整理论与波动模型-金融时间序列分析及应用. 北京: 清华大学出版社, 2004: 272.
- [30] 韩立岩, 郑葵方. 铜期货市场信息的国际传递. 金融管理, 2008, 20(1): 9-16.
- [31] 吕亮雯. DCC-MGARCH 模型计算方法研究及在金融市场中的应用: (硕士学位论文). 广州: 暨南大学, 2006.
- [32] 张延良. 金融自由化理论演进分析. 金融论坛, 2004.
- [33] 高铁梅. 经济计量分析方法与建模. 清华大学出版社, 2006.
- [34] 刘国光, 张兵. 基于 DCC 多元 GARCH 模型的股票收益和交易量相关性分析. 盐城工学院学报, 2005, 18(3): 19-22.
- [35] 刘培堂. 境内外证券市场分割研究: (博士学位论文). 上海: 上海交通大学, 2006.
- [36] Ruey S. Tsay. 金融时间序列分析. 潘家柱译. 北京: 机械工业出版社, 2006.
- [37] 中国期货市场年度报告. 中期研究院, 2007.
- [38] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用. 中国统计出版社, 2002.
- [39] 海尔奈莫斯. 期货交易学. 中国财经经济出版社, 1997.

攻读硕士学位期间发表学术论文情况

毕建凯. 沪铜与伦铜价格短期动态相关性研究及应用（学位论文第四章）. 中国科技论文在线，2008年12月

致 谢

时间转眼即逝，两年半的研究生生活马上就要结束了。回想当初，怀着满心的忐忑不安来到了经济系，随后在老师和同学的帮助指导下，我学到了很多的东西，不管是做人还是做事。在此，有太多太多的感谢要说。

本论文从开题到最终完成，承蒙我的导师金楠教授的悉心指导，凝聚了导师的大量心血，感激之情，难以言表。金老师渊博的学识和严谨求实的治学态度帮助我以较高的质量完成了论文写作，更为重要的是他翩翩的大家风度以及对我真诚的关爱对我将来的工作、学习和生活将有很大的帮助。值此论文完成之际，谨向我尊敬的金老师致以崇高的敬意和衷心的感谢。

这两年在经济系的学习和研究生活中，我也得到了原毅军教授、侯铁珊教授、任曙明副教授、梁艳副教授、兆文军副教授、黄飞雪副教授、陈艳莹副教授，张国锋老师、丁永健老师和孙玉涛博士的指导和帮助，是他们传授我知识，给予我思维启迪，在此特致上我由衷的感谢。

感谢我的同学在陪我度过这两年的幸福生活，让我过的充实，活得开心。感谢同寝室的于涛和陈广杰，无数次我们彻夜长谈，研究学术、畅想未来、讨论人生；感谢赵岩和石晓峰，在我情绪低落、遇到困难的时候总是给我鼓励和信心；感谢吕尚林在我论文完成过程中给予的帮助和建议；感谢我昔日的同学，就职于上海中期期货公司的任安、华南理工大学研究生汤艳和中国社会科学院研究生王秀丽等在我论文完成过程中对我的帮助，还要感谢对论文进行评审，提出宝贵意见和建议的各位专家和老师

同时，也一并感谢所有曾经关心和帮助我的老师、长辈、同学、朋友，感谢所有给予我帮助的人，在今后的学习工作和生活中，我也将铭记他们的忠言，以此激励自己。

最后我要感谢我的父母、亲人，我所取得的成绩与他们的关怀和期望是分不开的，是他们对我无微不至的关爱和支持，使我能够始终保持良好的精神面貌投入到研究生的学习之中，使我能够始终保持积极进取的心态去面对将来的人生。

太多的感谢无法一一道出，当我即将结束我的研究生生活时，我深切地体会到两年半的时间里我得到了太多太多人的关心与帮助，他们对于我的论文写作和生活给予了很大的帮助。在此，请让我再次诚致地说声：谢谢你们。

毕建凯

2008年10月