

湖南大学

硕士学位论文

上海与伦敦金属期货价格关系的实证研究

姓名：邓焜

申请学位级别：硕士

专业：金融学

指导教师：戴晓凤

20091010

摘 要

期货市场具有“套期保值、价格发现和规避风险”的功能，是现代要素市场不可缺少的重要组成部分。虽然我国期货市场发展时间不长，但发展十分迅速，尤其是经过近几年的治理整顿，我国期货市场规范化程度明显提高，国内期货市场在国际期货市场上的作用和影响日益凸现。

作为全球最大的金属期货交易所，伦敦金属所金属期货价格走势反映了对未来国际金属价格走势的预期，它对全球金属的生产消费具有重要的指导意义。目前我国已成为全球金属铜、铝最大消费国，研究上海和伦敦期货市场相关期货品种期货价格之间动态关系，这对正确认识我国金属市场在国际大宗商品定价中的作用和地位具有重要的意义。已有的相关文献主要使用线性Granger因果关系检验方法来研究不同期货市场价格之间的关系，事实上经济变量之间往往存在非线性结构，仅从线性关系角度考察两市场间的价格关系，难以准确表达两者间的价格决定关系。

本文以上海与伦敦铜铝期货为研究对象，首先对上海与伦敦金属期货市场期货价格非线性结构进行了检验，BDS统计量检验和R/S分析法的检验结果显示上海与伦敦金属期货市场的铜和铝期货都具有明显的非线性结构，如果运用线性因果检验方法那么甄别能力就会很弱。于是本文在非线性结构检验的基础上，使用非线性因果检验方法对它们价格之间的关系进行了实证研究，结果显示上海期铜、期铝价格和伦敦期铜、期铝价格之间存在双向的非线性Granger因果关系，由于非线性可能是由于波动率引起的，在经过GARCH模型对序列波动率进行过滤之后，发现调整后的价格序列之间的非线性因果关系显著变小，这表明非线性Granger因果关系很大程度上归因于波动率效应。

关键字：上海与伦敦；金属期货市场；价格关系；非线性；Granger因果关系

Abstract

Futures market's basic function is "hedging, price discovery and risk aversion", and it is an important and indispensable part of modern factor market. Although the development of China's futures market is not long, it developed rapidly. In recent years, especially after rectification, the standardization of China's futures market has improved significantly and the domestic futures market plays an increasingly apparent and important role in the international futures markets.

London Metal Exchange, as the world's largest futures exchange, its metal futures price movement reflects the expectation of the international metal price trend; it is of great significance in guiding the world's metal production and consumption. Presently, China has become the world's largest consuming country in copper and aluminum, so researching into dynamic relationships between prices of the related futures in the SHFE and LME has important significance for us to understand the role and status of China Metal Market in the aspect of pricing international bulk commodities. The informed relevant literature use the linear Granger causality method to study the relationship between futures market prices, but in fact the economic variables are often contain the non-linear configuration, so it is difficult to explain the price-determined relations accurately between the two variables by considering the price relation between two futures market only from the point of linear method.

This paper takes an empirical research on the relationship between copper and aluminum futures in SHFE and LME. Firstly, we exams the non-linear configuration in metal futures prices of SHFE and LME. The Results of BDS statistic and the R/S Method test show that the copper and aluminum futures' configuration in SHFE and LME are obvious non-linear. If we use linear causality method, we will have a weak screening capacity. In this paper, based on the existence of nonlinear configuration in copper and aluminum, we use the non-linear causality methods to empirical research about their price relationships. The result demonstrates that there exist a bidirectional non-linear Granger causal relation between copper and aluminum futures in SHFE and LME. As a result of non-linear filter may be due to fluctuations, the non-linear causal relations among adjusted prices sample decreases significantly after a filtration to the sample-volatility by GARCH model, this indicates that non-linear Granger causal is to

a large extent attribute to Volatility effect.

Key Words: SHFE and LME; price relationships; nonlinear; causality test

插图索引

图 4.1	上海与伦敦铜期货价格的对数日数据图	21
图 4.2	ds_t 序列的相关图	23
图 4.3	dl_t 序列的相关图	23
图 4.4	上海铜期货的 R/S 检验结果	25
图 4.5	伦敦铜期货的 R/S 检验结果	25
图 4.6	上海与伦敦铝期货价格的对数日数据图	27
图 4.7	ds_t 序列方程残差序列的相关图	28
图 4.8	dl_t 序列方程残差序列的相关图	28
图 4.9	上海铝期货的 R/S 检验结果	30
图 4.10	伦敦铝期货的 R/S 检验结果	31

附表索引

表 4.1	上海与伦敦铜期货的平稳性检验结果表	21
表 4.2	上海与伦敦铜期货一次差分后的平稳性检验结果	22
表 4.3	ds_t 残差序列 ARMA 模型检验结果	23
表 4.4	dl_t 残差序列 ARMA 模型检验结果	24
表 4.5	BDS 检验结果	24
表 4.6	铝期货价格和现货价格的平稳性检验结果	27
表 4.7	铝期货价格和现货价格一次差分后的平稳性检验结果	28
表 4.8	ds_t 残差序列 ARMA 模型检验结果	29
表 4.9	dl_t 残差序列 ARMA 模型检验结果	29
表 4.10	BDS 检验结果	29
表 4.11	特征根轨迹检验	32
表 4.12	最大特征值统计量检验	32
表 4.13	非线性 Granger 因果关系的检验结果	33
表 4.14	特征根轨迹检验	34
表 4.15	最大特征值统计量检验	34
表 4.16	非线性 Granger 因果关系的检验结果	35
表 4.17	均值方程和方差方程结果	36
表 4.18	铜期货价格和现货价格的平稳性检验结果	36
表 4.19	波动率过滤后铜的非线性 Granger 因果关系检验	37
表 4.20	均值方程和方差方程结果	37
表 4.21	铝期货价格和现货价格的平稳性检验结果表表	38
表 4.22	波动率过滤后铝的非线性 Granger 因果关系检验	39

第1章 绪论

1.1 文章的选题背景与研究意义

期货市场具有“套期保值、价格发现和规避风险”的功能，是现代要素市场不可缺少的重要组成部分。我国商品期货市场从1993年5月28日郑州粮食批发市场推出第一个标准化期货合约到现在已走过了16年的历程，虽然我国期货市场发展时间不长，但发展十分迅速，尤其是经过近几年的治理整顿，我国期货市场规范化程度明显提高，国内期货市场在国际期货市场上的作用和影响日益凸现，目前上海期货交易所(Shanghai Futures Exchange, SHFE)已成为紧随伦敦金属交易所(London Metal Exchange, LME)后的全球第二大期铜和期铝交易市场，其它金属期货在国际上的影响力也在不断上升。伴随着世界经济一体化的加快，全球制造加工中心正在向中国转移，中国已成为世界上最大的有色金属生产和消费国，研究上海金属期货市场和伦敦金属期货价格之间的关系，不仅可以揭示我国期货市场与国际市场的依存关系，检验上海期货市场是否成熟，还可以为其商业应用部门、市场参与者、期货交易所和期货监管部门等提供有价值的市场信息，这对正确认识我国金属市场在国际大宗商品定价中的作用和地位，以及在国际中的竞争力和影响力均具有重要的意义，对我国金融期货的推出也有一定的借鉴作用。

两个市场之间期货价格的关系主要是指期货价格之间的领先与滞后关系，是判断两个市场价格决定能力的主要因素。目前，已有的相关文献主要使用线性Granger因果关系检验方法来研究不同期货市场价格之间的关系，但是期货市场是多种因素相互作用影响的复杂系统，一些研究表明经济变量之间往往存在非线性结构，这些非线性结构一般可能是交易成本，噪声交易者的存在以及市场微观结构效应造成的(Hiemstra and Jones, 1994)，显然线性方法所检验的因果关系表述的只是经济变量均值之间的因果关系，如果变量之间存在的是非线性的因果关系的话，那么线性因果检验方法的甄别能力就会很弱。因此，有必要研究我国上海金属期货市场与伦敦金属期货价格是否存在非线性结构，以及在此基础上两市场期货价格间是否存在非线性因果关系，如果它们之间存在非线性关系，那么这种非线性关系的来源又是什么。

本文的研究意义在于：通过对国内期货市场与国际期货市场相关期货品种铜、铝期货价格之间动态关系的研究，可以从一个侧面反映我国大众原材料市场的开放程度，说明不同期货交易所的期货价格信息的传播方式以及相互影响的程度，

这些信息可以为市场参与者包括套期保值者、投机者、套利者以及期货监管部门提供有益的市场信息。另外检验上海和伦敦期货市场之间是否存在非线性因果关系这一点,可以为以后研究有关期货价格之间的联合动态模型是否需要将非线性关系考虑进来提供一个依据。

1.2 文献回顾和述评

长期以来,我们对证券市场的研究遵循着线性结构范式,对期货价格间关系的研究,都是在假定期货价格之间存在线性关系的基础上进行的,在这种线性范式下,有效市场假说等取得了很大成功,但诸如市场波动的集群性和市场价格对价值的严重偏离等现象却无法得到很好的解释。因为投资者对信息的及时反应不会造成信息的集群性,有效市场下人们基于历史价格的期望收益为零,价格对价值的严重偏离不会发生。但是,随后研究者们发现,事实上,人们对信息的反应可能采取非线性的方式,如人们需要对某种信息加以确认后才会做出反应,而且人们的投资行为具有模仿性,人们进行投资决策时可以更多的依赖于自己的经验和相互间的模仿,即投资决策的羊群行为。另一方面,由于市场中噪声交易者的存在,他们进行投资决策可能更多采取技术手段而非价值信息,当采取技术手段的噪声交易者达到某一临界点或者市场趋势达到某一临界点,市场可能出现非线性的波动聚集效应。同时,理性投资者并不一定能真正抑制市场的过度波动,一是市场无风险套利可能并不存在,套利者将面临未来资产转换的不确定性,二是完全可替代的资产不存在,这样,理性投资者的套期保值并不能真正使市场价格回归其基本价值。在市场的非线性范式下,价格是其价值的一个噪声估计。20世纪80年代以来,越来越多的研究结果表明了金融资产收益率时间序列具有的非线性关系,传统的金融资产收益率时间序列线性模型已经不能完整地刻画金融资产收益率时间序列的分布。

Granger(1980)^[3]指出,这个世界几乎肯定是由非线性关系构成的。Savit(1988)^[4]认为金融市场与商品市场存在价格的动态的非线性结构,去除趋势的价格序列是随机的,而这些波动是由内生的非线性产生。由于资产价格或收益与均衡水平经常会存在偏差,因此市场中内在的动力会不断地进行调整,使之恢复均衡水平。而线性与非线性的调整区别在于调整的幅度与偏差是否成比例,如果调整的幅度与偏差成比例则意味着价格序列之间存在线性关系,反之,则存在非线性关系。Savit认为非线性调整来源于一种市场的心理作用,但这种调整却不能产生通常在市场上可以观察到的随机性行为,而非线性的调整能够产生这种随机行为,所以均衡价格或收益的偏差之间存在的是非线性关系。Hsieh(1991)^[5]提出了类似的观点,他认为价格的波动幅度往往要大于在正态分布假设下的预期幅度,这可能是由于金融序列中的非线性结构造成的。Savit(1989)^[6]还指出有大量证据表明存

在的非线性用常规的线性统计检验是检验不出来的。

1980年美国经济学家 Stuzer 发表的论文“一个宏观模型中的混沌动力学系统和分支理论”^[7]最先将非线性混沌理论应用于经济学研究。随后 R.Day^[7, 8]、Benhabib^[9, 10]讨论了一些古典经济增长模型存在的混沌现象和条件。1990年, Day 的“混沌经济学”^[12]的出版, 标志着非线性经济学理论和方法的发展进入了新的阶段。

90年代以来, 对于市场的非线性特征, 国外学者运用混沌理论和分形结构对市场的非线性进行了大量的研究, Scheinkman 和 LeBaron(1989)^[11]发现了美国股票市场 CRSP 日收益率序列与周收益序列中存在非线性的证据。Edgar E. Peters^[2]运用 R/S 分析法对股票市场、债券市场和外汇市场运用月度数据进行了研究, 结果表明这些市场都具有非线性结构的。Dwyer 等(1996)^[12]使用了不含交易成本的持有成本模研究了 S&P500 指数期货和现货基差的非线性动态关系, 结果表明了两个市场间的非线性动态关系是非常重要的, 这种非线性动态关系与指数期货市场的套利活动有关。Kodres 和 Papell(1991)^[13]也发现了外汇期货价格也存在非线性结构, 而这种非线性结构不能够完全依靠期货日价格的涨跌幅限制来解释。Abhyankar, Copeland 和 Wong (1997) 采用高频数据发现 FT-SE100 指数期货和现货收益存在非线性结构。

在大量研究表明经济变量之间事实上存在的是非线性关系的情况下, Baek 和 Brock(1992)^[26]提出了一种用于揭示非线性因果关系的无参数统计方法。Hiemstra 和 D.Jones(1994)^[16]在此基础上提出了修正的非线性 Granger 检验方法, 这一方法很快被世界各国学者推广和使用。Hiemstra 和 D.Jones(1994)对股市价格和交易量之间的非线性因果进行了检验, 结果发现这两者之间存在双向非线性关系。Silvapulle and A.Moosa (1999)^[9]在检验原油期货和现货之间的领先滞后关系时进行了非线性因果关系检验, 结果发现这两者间存在双向因果关系。Abhyankar (1998)^[17]对美国股票市场和股指期货之间的非线性因果关系进行了检验, 结果发现他们之间也存在非线性的关系, 并且非线性部分归因于波动率。

Abhyankar (1998)^[14]使用高频数据发现在研究的样本期间, FT-SE100 指数期货引领股指现货大概是 5-15 分钟, 采用线性因果关系检验方法对自回归条件异方差(ARCH)模型过滤后的收益进行检验发现, 期货市场引领现货市场。但如果采用非线性的因果关系检验发现期货市场和现货市场存在双向的非线性因果关系。Param Silvapulle 等 (1999)^[15]也发现, 采用线性因果关系模型对原油期货市场进行检验时, 只存在期货价格领先现货价格的现象, 期货价格变化是现货价格变化的 Granger 原因; 但采用非线性因果关系模型检验时, 则发现存在双向的因果关系, 期货价格和现货价格互为因果关系、相互影响, 价格发现功能由两市场共同完成。

国内学者中马超群、李红权（2005）^[33]运用 BDS 和 CR 方法对中国股票市场非线性结构进行了研究，结果显示中国股票市场具有显著的非线性混沌特征，李建功（2004）^[18]和李铤、齐中英（2005）^[19]发现 SHFE 期铜价格存在明显的非线性结构，黄光晓，陈国进（2006）^[20]发现 LME 期铜价格存在非线性结构。这些研究结果表明经济变量之间往往存在非线性结构，因此，如果仅从线性关系角度考察不同市场间的价格关系，难以准确表达它们间的价格决定关系，于是，一些学者将两市场间价格的非线性关系加入研究当中。王承炜，吴冲锋（2002）^[21]对中国股市价格和交易量之间的非线性关系进行了检验，发现他们存在之间存在双向的非线性关系，并且非线性部分归因于波动率。房振明，王春峰，李晔，卢涛（2006）^[22]对股票与权证市场进行了研究，发现权证市场是股票市场的非线性原因，但股票市场不是权证市场的非线性原因。马超群，刘超，李红权（2009）^[23]运用 GARCH 模型和 R/S 分析法考查上海金属期货市场的非线性波动特征，发现上海金属期货市场具有明显的非线性特征。

1.3 本文的研究思路与研究方法

本文主要是实证型论文，对上海与伦敦金属期货市场价格关系进行研究。鉴于许多研究表明经济变量之间存在非线性结构，而目前国内相关研究主要是采用线性 Granger 检验为主，仅从线性关系角度考察两市场间的价格关系，难以准确表达两者间的价格决定关系。因此本文首先使用 BDS 统计量和 R/S 分析法分别对上海和伦敦金属期货价格做检验，接着采用非线性因果检验方法对上海与伦敦金属期货市场价格进行检验，由于非线性行为可能是由于信息流引起的，因此在经过 GARCH 模型对序列波动率进行过滤调整之后，进一步研究新的价格序列之间是否仍存在非线性因果关系。

本论文的结构安排如下：

第一章为绪论，就问题的提出及现实意义进行阐述，并简要回顾一下国内外对资本市场非线性的研究。

第二章为期货市场间的价格关系，本章从期货市场的微观结构、期货市场交易方面、市场流动性方面以及交易成本来阐述为什么期货市场间会存在价格引导。接着从期货市场间价格波动特征出发引出非线性是期货市场间价格波动的一个主要特征，并简单分析了期货市场间价格的非线性检验方法。

第三章为非线性因果关系检验方法与模型选择，本章对本文所使用的非线性特征检验、非线性因果关系检验以及波动率过滤后的非线性因果检验的方法和模型的选取进行了介绍。

第四章为实证部分，就上海与伦敦金属期货市场的合约铜和合约铝的非线性结构和非线性因果关系进行检验，并进一步分析了他们之间的非线性关系是否是

由于信息流引起的。

最后一章为结论部分。

本文在以下两个方面有所新意：第一：对不同期货市场间同一期货品种价格进行非线性因果关系检验；第二、由于非线性可能是由信息流引起的，在经过 GARCH 模型对序列波动率进行过滤调整之后，进一步研究新的价格序列之间是否仍存在非线性因果关系，这两点在国内尚属首次。

第 2 章 期货市场间的价格关系

期货市场是由现货市场发展到一定阶段所必然产生的一种高层次的市场组织形态，也是市场经济体系中的一个重要组成部分。在西方发达国家，经过 100 多年的发展，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，甚至有人将期货市场的功能实现作为判别一国经济现代化的标准之一，两个市场之间期货价格的关系主要是指期货价格之间的领先与滞后关系，是判断两个市场价格决定能力的主要因素。

2.1 期货价格间的领先滞后关系形成机理

领先滞后，单从字面上看，是指两事物在时间上有着先后顺序。在期货价格间，如果对于同种期货甲期货市场的期货价格变化能够影响乙期货市场期货的价格变化，前者期货价格引导后者期货价格变化，则说明甲期货市场的期货价格领先于（lead）乙期货市场的期货价格，即可用前者的期货价格来预测未来后者的期货价格，甲期货市场的价格可作为乙期货市场交易的定价基础。而如果反映在乙期货价格中的信息更充分，注入到乙市场上的信息更迅速、更透彻，后者期货市场吸收信息的能力更大时，乙市场的价格变化要先于甲期货市场的价格变化，可用乙期货价格预测甲期货市场的价格变化，甲期货价格是在乙期货市场价格变化的基础上变化。同样，也存在这样一种情况，甲期货市场价格和乙期货市场价格可以相互预测下一阶段另一个市场的价格变化，即两者相互影响，这时就说明这两个市场相互领导，区别在于有一个市场在价格发现功能方面会发挥得更出色，而另一个市场相对差一点。期货价格间的领先滞后关系主要是由以下几个因素造成的。

2.2.1 从期货市场交易方面看

期货交易是买、卖双方通过各自选择的经纪人，在交易所内自由竞价的交易。在这个过程中，它把众多的买方、卖方包括商品的生产者、销售者、贸易者、加工制造企业和用户，以及投机者，通过经纪人聚集在一起，让他们根据各自的生产成本、利润、有关商品供求信息和价格趋势的预期，通过交易所内特有的叫价制度（自由叫价制、一价制），公开报价进行竞争，自然“发现”期货价格。这个过程实际上是集中综合交易者不同角度的判断与期望，将众多影响供求关系的因素化为统一交易价格的过程，期货价格形成机制的运作实际上检验了众多交易者

对未来供求状况的预测，其价格较能反映价格的动态走势。期货交易通过改变交易者的信息数量，来影响价格预期的变化，预期的价格依赖于现在所拥有的对未来供求的各种信息。相比较而言，有信息的预测要比无信息的预测精确的多。

如果市场是完全的，那么所有的市场将同时反映新信息，价格将没有任何滞后的调整到新的平衡位置。实际上，不同交易机制的市场对信息处理的过程以及对新信息反映的速度是存在差异的；不同期货市场在“价格发现”过程中所起的作用是不相同的。基于信息的市场微观结构模型证明了知情交易者的交易结果导致价格序列中包含了新信息。如果知情交易者选择一个特定的市场交易以揭示其私有信息，那么该市场的价格将引导其他市场，那么可用这个期货市场的期货价格来预测未来的另一个期货市场的期货价格。如果知情交易者选择一个特定的市场交易以揭示其私有信息，那么该市场的价格将引导其他市场，那么可用这个期货市场的期货价格来预测未来的另一个期货市场的期货价格。

2.2.2 从期货市场的微观结构看

金融市场微观结构的概念有狭义与广义之分。狭义的市场微观结构是仅指市场价格发现机制，广义的市场微观结构是各种交易制度的总称，包括价格发现机制、清算机制与信息传播机制等。显然，期货市场的微观结构概念比一般广义的微观结构概念还要宽泛一些，因为期货交易所交易的“资产”是一份合约，而不是有价证券。而合约中既包括了部分交易与清算机制的内容，也包括了影响其市场价格行为的其它条款。因此合约设计本身也构成期货市场微观结构的一项重要内容。与现货市场分散、非统一的交易形式相比，期货市场在交易制度方面有着其特殊性。1、期货合约标准化制度。2、保证金制度和逐日盯市制度。3、持仓限额和大户报告制度。4、信息披露制度。

不同期货交易所微观结构有所不同，例如在标的物质量标准的制定、期货合约的设计以及交易、交割规则制定等方面存在一定的差异，特别是各个国家对外贸易开放程度的不一致。以上海期货交易所和伦敦金属交易所为例，由于上海和伦敦所处的时区不同，因而期货交易时间是不一致的（上海开盘时间为 9:00，收盘时间为 15:00；伦敦开盘时间为 19:55，收盘时间为第二天的 1:00）；并且，上海期货交易所只有场内电子盘交易，而伦敦期货交易所既有人工喊价交易（场内交易），又有电子盘交易（场外交易）。此外上海和伦敦期货市场在合约设计上也存在一定的差异，伦敦铜、铝期货合约中 3 月、15 月、27 月期的期货合约均为连续合约，而上海铜、铝期货合约均将在一定时间内到期，具有非连续的特点。再加我国对外贸易开放程度与英国的不一致，因此，也有理由相信国内、国际期货市场上相关商品的期货价格之间存在差异，国内与国外期货市场间存在领先滞后关系。

2.2.3 从市场流动性方面看

在期货市场上,能够上市交易的商品必须具备的一个极其重要的条件就是“价格波动频繁”,唯有此才有产生价格发现的必要,才能产生利用价格变化获利的投机意识。期货市场上套利交易的存在,允许投机者进行买空卖空活动,增强了期货市场的流动性。对于金融市场来说,流动性是其生命力所在,是市场行为的决定因素。对于缺乏流动性的市场来说,由于交易双方的交易难以完成,它也就失去了存在的必要。从更广泛的意义上看,市场流动性的增加不仅保证了金融市场的正常运转,也促进了资源的有效配置和经济增长。

由于不同期货市场的发展时间和发展程度都是不同的,以及不同期货市场产品的交易特征、集中程度和竞争也存在差异,因此不同期货市场上期货的流动性是不同的,从而导致不同期货市场间期货价格存在领先滞后关系。

2.2.4 从交易成本方面看

与其他市场比较而言,期货市场是交易成本相对较低的市场。但是由于不同的期货市场发展程度不同,交易所的性质不同以及交易工具不同等各种原因的存在,使得交易、交割等各个环节的交易成本不同。交易成本的提高,会降低交易者参与的积极性。交易者只有在预测收益大于交易成本的时候才会入市交易,如果交易成本过高,交易者的预测即便是正确的,在考虑交易成本后,也可能不会入市交易,这会限制相应的信息融入期货价格的程度,从而影响价格发现的效率。交易规模越大,流动性越高的市场,价格发现效率越高。这是因为交易规模越大、市场流动性好意味着众多的交易者的参与,交易者可以比较容易的买入或者卖出期货合约,因而当交易者收集到新的信息时,可以以较快的速度很容易的通过买卖期货合约将新的信息融入到期货价格中。所以交易成本也是影响不同期货市场间期货价格关系的重要原因。

综上所述,期货市场因其特有的功能结构能很快的吸收信息,成为信息的聚集地,从期货交易方面、期货市场微观结构以及流动性和交易成本来看,有理由相信国内、国际期货市场上相关商品的期货价格之间存在领先滞后关系。

2.2 期货市场价格波动特征

2.2.1 期货市场价格波动的非线性特征

对期货市场非线性特征的研究都是基于 20 世纪 80 年代以来非线性科学的发展及其在经济学、金融学领域应用的成果。现实世界的线性关系其实并不多见。如果线性关系只是空间中一个无限小的几何点,那么非线性关系是除这一点以外的整个空间。因此建立在线性关系之上的传统科学所展现的只是一副过度简单或

者严重歪曲了的世界图景。现实世界中大量非线性问题的存在一直困扰着人们。经典科学以研究线性关系为主,面对着非线性现象,传统上科学家们往往将非线性问题“线性化”。虽然这种“线性化”方法已经取得了巨大的成功,并形成了一套成熟和完善的理论与方法体系,包括牛顿经典力学、爱因斯坦的相对论和量子力学理论以及线性方程、曲线和微积分等数学方法。然而,世界上还存在大量不能用“线性化”方法处理的非线性关系和问题。

传统的资本市场理论是建立在有效市场假说(EMH)之上的。在线性范式下得到的有效市场假说在金融学发展历程中扮演着重要的角色,并取得了很大成功,但这一研究范式也存在很多局限。一方面,线性假设导致对现实世界的过分简化,它通过分解的办法将复杂事物简化为多个组成部分,但对个体特征的叠加未必能还原整体的性质。另一方面,线性模型假设随机扰动为外生变量,而对于许多复杂的、非线性的系统而言,扰动常常来自系统内部。最近几十年兴起的非线性科学研究发现,非线性系统往往存在间断点、奇异点,在这些点附近的系统行为完全不允许作线性处理。“非线性因素是系统出现分叉、突变、自组织等非平庸行为的内在根据,用线性化处理所‘化’掉的恰好是这类奇异行为”。非线性科学认为,世界的本质是非线性的,而线性是非线性的特例。最近的一些研究表明经济变量间的确存在非线性结构,这些非线性结构一般可能是交易成本,噪声交易者的存在以及市场微观结构效应造成的,(Abhyankar, 1996; Silvapulle and Moosa, 1999; Chen and Lin, 2004)。

期货市场价格波动的非线性的特征表现在:

(1) 非对称性。非对称源于对称性破缺,这是一种发展和创新,它产生了一种新的秩序,也增加了系统的复杂程度。而非线性的相互作用和反馈机制正是导致对称性破缺的根源。一些研究表明期货价格变化不是一个独立同分布过程,且价格序列是非平稳的,并且期货的收益率序列呈现出“尖峰厚尾”的非正态分布,且存在显著的序列自相关。

(2) 分形。在多数现实的复杂系统中,因为其自相似行为是有的,所以长期相关行为也是有时间限度的。Mandelbrot 指出这种长期相关的持续期间反映了非线性系统的“非周性循环”。一些研究表明期货价格(收益率)序列还反映出分形的性质和混沌动力学机制,期货价格序列一般表现为长期记忆性。

(3) 与股票市场一样,期货市场的波动也呈现出羊群效应和聚集效应。期货市场上投资者进行投资决策时可以更多的依赖于自己的经验和相互间的模仿,即出现投资决策的羊群行为。另一方面,由于市场中噪声交易者的存在,他们进行投资决策可能更多采取技术手段而非价值信息,当采取技术手段的噪声交易者达到某一临界点或者市场趋势达到某一临界点,期货市场于是出现非线性的波动聚集效应。

(4) 多元性。非线性的基本特征就是它的多元性。在数学上表现为, 非线性曲线包括了直线外的所有曲线, 非线性方程有多重解。非线性相干导致的多元性不仅与不确定性有关, 还与随机性有关, 因而与混沌和分形都有关联。

此外期货市场价格序列还具有非加和性等特性。对于一个非线性方程而言, 产生复杂性态的原因不是一次项和常数项, 而是高阶项。以二次项为例, x^2 的含义是 x 作用于自己一次, 所以非加和性的原因在于自反馈。

2.2.2 期货市场价格非线性行为的理论解释

(1) 期货价格变动的复杂性。

期货价格变动的复杂性一方面表现为价格的突变。突发的基本面消息刺激、金融大鳄兴风作浪以及市场信息和情绪积累导致的行情突变, 常常让投资者感到莫名其妙和措手不及。另一方面, 期货价格难以预测但其走势又呈现某种趋势性。期货价格走势不是趋势和噪声的简单叠加, 在任何一个时间尺度上, 期货价格走势似乎都包含趋势和噪声这两种因素, 但是两者又不能用统计学方法截然分开。

(2) 市场投资者众多, 交易策略复杂。

期货市场是由众多具有不同投资目标、理念、交易策略、预决策机制与投资期限的投资者组成。投资者的行为和市场环境是协同进化的。期货市场的复杂性和非线性的决定因素不是交易机制而是千差万别的投资者。投资者对信息反应方式, 以及信息在投资者之间的传导都是以非线性方式进行的。由异质投资者组成的期货市场, 正常情况下应该有稳定市场的作用。但在某些情况下, 异质投资者会变成同质投资者, 从而使市场立即变为一个非线性系统, 对信息有高度的敏感性。信息的微小转变都可能造成期货价格的暴涨或暴跌。

(3) 期货市场的羊群效应和聚集效应

期货市场波动的集群性和市场价格对价值的严重偏离无法得到很好解释。因为投资者对信息的及时反应不会造成信息的集群性, 有效市场下人们基于历史价格的期望收益为零, 价格对价值的严重偏离不会发生。但是, 随后研究者们发现, 事实上, 人们对信息的反应可能采取非线性的方式, 如人们需要对某种信息加以确认后才会做出反应, 而且人们的投资行为具有模仿性, 人们进行投资决策时可以更多的依赖于自己的经验和相互间的模仿, 即投资决策的羊群行为。另一方面, 由于市场中噪声交易者的存在, 他们进行投资决策可能更多采取技术手段而非价值信息, 当采取技术手段的噪声交易者达到某一临界点或者市场趋势达到某一临界点, 市场可能出现非线性的波动聚集效应。同时, 理性投资者并不一定能真正抑制市场的过度波动, 一是市场无风险套利可能并不存在, 套利者将面临未来资产转换的不确定性, 二是完全可替代的资产不存在, 这样, 理性投资者的套期保值并不能真正使市场价格回归其基本价值。在市场的非线性范式下, 价格是其价

值的一个噪声估计。

(4) 期货市场是一个开放的耗散系统。

期货市场与外界环境在不停的进行信息、资金交换与投资者的转换。其中信息硕士学位论文第二章期货市场非线性理论评述的交换在三者之中占据了主要的地位,控制与支配了资金的交换与投资者的转换。当基本面信息良好,期货价格上扬时,市场会吸引更多的资金与投资者流入;反之资金与投资者则会从市场中流出。它不断从周围环境中引进负熵流来抵消熵增,通过“涨落”的作用,形成稳定有序的耗散结构。所以期货市场是一个开放的、远离平衡的耗散系统。

2.3 期货市场间价格关系的检验

两个市场之间期货价格的关系主要是指期货价格之间的领先与滞后关系,是判断两个市场价格决定能力的主要因素。本文首先对上海和伦敦金属期货价格做非线性结构的检验,在此基础上对这两个市场间的价格关系进行检验。具体检验分为以下几个步骤:

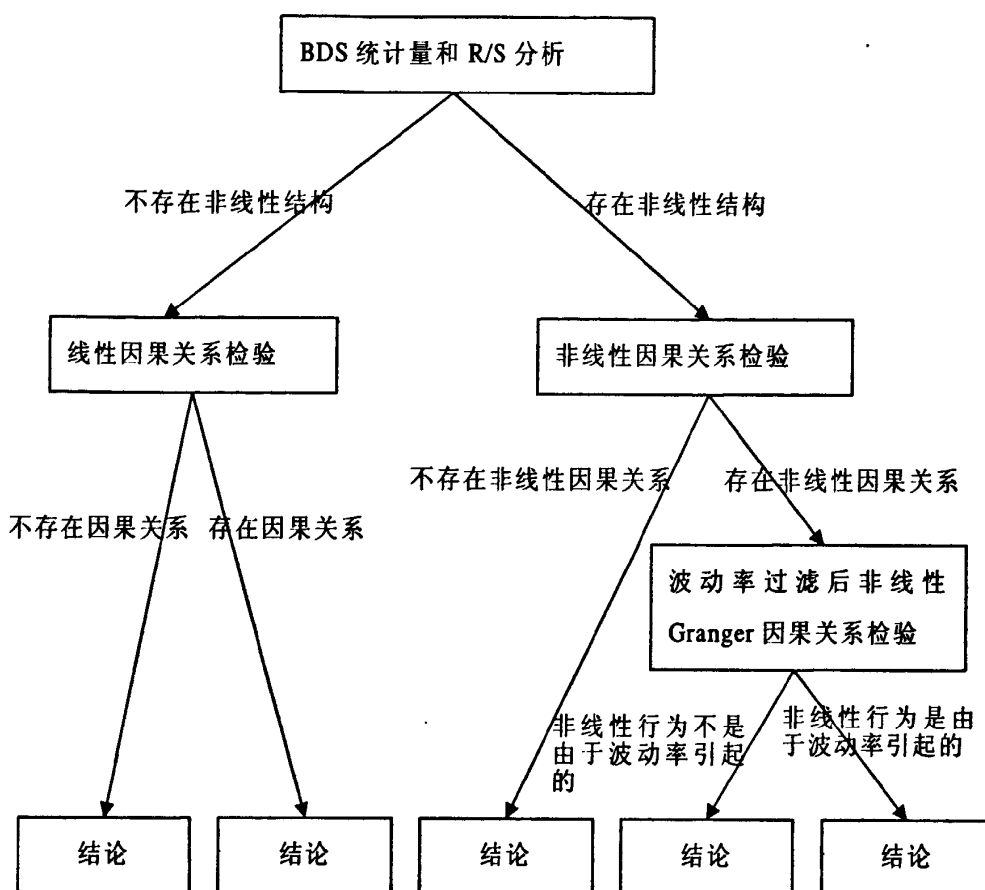
第一,使用 BDS 统计量和 R/S 分析法分别对上海和伦敦金属期货价格做非线性结构存在性的检验。如果第一步的检验结果表明存在则继续进行下一步检验。

第二,检验期货价格和现货价格序列的平稳性。对于时间序列来说,平稳性检验是一个非常基本的也是非常重要的问题,因为它关系到是否会产生谬误回归的问题。

第二,在两时间序列满足同阶整的情况下,分析是否存在长期均衡关系,两价格序列的生成机制是否存在联系,也就是检验两序列是否存在协整关系。

第三,非线性 Granger 因果关系的检验。Granger 因果关系检验假定了有关两变量中任一个变量的预测信息全部包含在这些变量的时间序列中。在以其中任意一个变量作为被解释变量时,如果把另一个变量的滞后值包括进来可以显著地改进对被解释变量的预测,就表明这个变量是被解释变量的 Granger 原因。但 Granger^[25]指出,在求证存在协整关系的两时间序列的因果关系时,一定是要在误差纠正框架下进行分析,否则分析的结果是无效的。如果第三步检验表明两市场存在非线性 Granger 因果关系,则进行下一步检验。

第四,由于非线性行为可能是由于信息流引起的,因此在经过 GARCH 模型对序列波动率进行过滤调整之后,进一步研究新的价格序列之间是否仍存在非线性因果关系。



2.4 本章小结

本章首先从期货市场微观结构和期货市场的价格传导机制方面阐述为什么期货市场间会具有价格引导的功能。其次根据最近的一些研究成果，说明了期货市场价格波动性具有非线性的特点，以往基于线性范式理论下对相应期货引导功能的检验可能存在偏差。

由于同一商品的现货价格和期货价格受相同的供求因素的影响，因此有理由相信国内期货市场与国际期货市场上相关商品的期货价格之间存在互动关系；再加上不同期货交易所在标的物质量标准的制定、期货合约的设计以及交易、交割规则制定等方面存在一定的差异，特别是各个国家对外贸易开放程度的不一致，因此，也有理由相信国内、国际期货市场上相关商品的期货价格之间存在较大的差异。通过对国内、国际期货市场相关期货品种期货价格之间相互关系的研究，可以从一个侧面反映我国大众原材料市场的开放程度，说明不同期货交易所的期货价格信息的传播方式以及相互影响的程度，同时还可以为市场参与者包括套期保值者、投机者、套利者以及期货监管部门提供有益的市场信息。

第3章 非线性因果关系检验方法与模型选择

鉴于许多研究表明经济变量之间存在非线性结构,而目前国内相关研究主要是采用线性 Granger 检验为主,仅从线性关系角度考察两市场间的价格关系,难以准确表达两者间的价格决定关系。因此本章首先使用 BDS 统计量和 R/S 分析法分别对上海和伦敦金属期货价格做检验,选择 BDS 统计量检验法是因为该方法不仅能检验时间序列是否高阶相关,还能用来判断时间序列是否存在非线性结构,并且 BDS 检验能有效地检测出其他一些统计检验所忽视的非线性特征,因而在非线性检验中具有很强的功效性。选用 R/S 分析法是因为该分析法优于传统的判别相关性的方法,如自相关函数、方差比等,同时也是非线性动力学系统特征的重要判别方法。接着在非线性结构的检验基础下,采用非线性因果检验方法对上海与伦敦金属期货市场进行检验,由于非线性行为可能是由于信息流引起的,因此在经过 GARCH 模型对序列波动率进行过滤调整之后,进一步研究新的价格序列之间是否仍存在非线性因果关系

3.1 非线性特征检验法

3.1.1 BDS 统计量检验法

关联维数最早是由数学家、物理学家引入,它的直观含义是系统自由度的个数。若 $d=\infty$,则该系统自由度的个数为无穷大,即为随机系统;若 d 为有限,则认为该系统是确定性系统。但在 d 的具体计算过程中,由于数据的数量和质量往往达不到 d 定义中所要求的极限状态,因而单从 d 的值来判断系统是否存在非线性结构,有很大的局限性。再加之对处于完全随机与完全确定之间的动力系统的关联维数还缺乏全面的定量研究因此对于经济系统而言,要想直接从观测到的时间序列来判断该系统是否为随机系统存在一定困难。

为弥补关联维数对非线性检验存在的缺陷, Brock、Dechert 和 Scheinkman, (1987)^[25] 基于 Grass-berge-Procacia 关联积分的概念设计了一个新的统计量,即为 BSD 统计量。该方法不仅能检验时间序列是否高阶相关,还能用来判断时间序列是否存在非线性结构,并且 BDS 检验能有效地检测出其他一些统计检验所忽视的非线性特征,因而在非线性检验中具有很强的功效性。

BDS 统计量检验法首先根据序列 $\{e_t\} t=1,2,\dots,N$, 构造一个 m 维嵌入空间 $e_t^m = (e_{t-m+1}, \dots, e_t)$, 这个空间被称为序列的 m -历史,记作: $N=T-m+1$, 则嵌入空间的向量可构成 $N(N-1)/2$ 对不同的组合。相关积分定义为:

$$C(N, m, r) = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i < j} H(r - \|e_i^m - e_j^m\|) \quad (2.1)$$

$$\text{其中 } H(z) = \begin{cases} 0 & z \leq 0 \\ 1 & z > 0 \end{cases}$$

$\Pr(\bullet)$ 表示概率, $\|\bullet\|$ 表示极大范数, 当 $N \rightarrow +\infty$ 时, 相关积分 $C(N, m, r)$ 即为 $P(\|e_i^m - e_j^m\| < r)$ 。在相关积分的基础上定义 BDS 统计量 $W(N, m, r)$ 表示为:

$$W(N, m, r) = \sqrt{N} \frac{C(N, m, r) - C(N, m, r)^m}{\hat{\sigma}(N, m, r)} \xrightarrow{d} N(0, 1) \quad (2.2)$$

其中 $\hat{\sigma}(N, m, r)$ 为 $C(N, m, r) - C(N, m, r)^m$ 的渐进标准差的估计。

BDS 的零假设是标准正态分布, 当 BDS 统计量显著为正或者显著为负都意味着非正态行为。当 BDS 检验的零假设成立, 则意味着时间序列是正态分布, 价格行为不具有可预测性, 当 BDS 统计量拒绝零假设时, 则意味着股价序列是非线性的, 具有可预测性。除了少数病态的情形, BDS 统计量检验能够探测大多数的非线性。

在使用 BDS 统计量对数据进行检验时, 必须首先去除序列中的线性相关的成分, 然后对残差序列使用 BDS 统计量检验是否为 I.I.D(独立同分布)。通常使用 ARMA 类线性模型来消除线性相关成份。如果检验结果拒绝残差是 I.I.D 的, 则意味着数据具有非线性结构。

3.2.2 R/S 分析法

R/S 分析法又称重标极差分析法, 最早由英国水利学家 Hurst 提出。Hurst 发现通常假定为随机的河水流入量序列在长达几年的时间尺度上存在某种稳定的相关行为, 并提出了一个新的统计量 H 来识别这一系统性的非随机特征, 即 Hurst 指数。Mandelbrot 等证明这一统计量优于传统的判别相关性的方法, 如自相关函数、方差比等。

R/S 分析的主要思想是分析重标度的累积均值离差的标度行为。定义长度为 N 的收益序列, 并将它分割为长度为 n 的 A 个连续子区间, 将每一子区间标为 $I_a (a=1, \dots, A)$, 于是 I_a 中每一点可以表示为 $R_{k,a} (k=1, \dots, n; a=1, \dots, A)$ 对每一长度为 n 的子区间 I_a , 计算其均值为:

$$e_a = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n R_{k,a}$$

对单个子区间计算其累计均值离差:

$$x_{k,a} = \sum_{i=1}^k (R_{i,a} - e_a), k=1, 2, \dots, n \text{ 定义单个子区间的极差 (Range) 为:}$$

$R_{i_k} = \text{Max}_k(X_{k,a}) - \text{Min}_k(X_{k,a}), k=1, 2, \dots, n$, 随后计算每一子区间的标准差 S_{i_k} :

$$S_{i_k} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (R_{k,a} - e_a)^2}$$

因此, 对划分长度, 可以计算 A 个子区间平均的重标度极差:

$$(R/S)_n = \frac{1}{A} \sum_{a=1}^A \frac{R_{i_k}}{S_{i_k}}$$

对不同的分划长度 (即不同的时间尺度) n 重复以上计算过程, 可以得到多个平均重标度极差值。Mandelbrot 证明 $\log(R/S)$, 与 $\log(n)$ 存在线性关系:

$$\log(R/S)_n = a + H^* \log(n) \quad (2.3)$$

因此, 对 n 和 R/S 进行双对数回归, 其斜率即 Hurst 数 H 。

当 $H=0.5$ 时, 意味着序列在各个尺度上都是相互独立的, $H=1$ 表明序列完全正相关, 这是确定性系统的特征; 若 $0.5 < H < 1$, 意味序列在自相似的各个时间尺度上都具有相关的特征, 这是分形市场的一个关键特征, 同样也是敏感依赖于初始条件的非线性动力学系统的特征; 当 $0 < H < 0.5$ 时, 序列在各尺度上均呈现反持续性。

在多数现实的复杂系统中, 因为其自相似行为是有的, 所以长期相关行为也是有时间限度的。Mandelbrot 指出这种长期相关的持续期间反映了非线性系统的“非周性循环”。当系统初始条件的影响消失时, 长期相关性也随之消失。在比长期相关持续期间更大的时间尺度上统计表现出不相关的随机行为 (相应地, 统计分布也改变为接近正态分布)。因此, 存在一个重要的临界 (Crossover Point) 来刻画这种信息消散的大致时间长亦即标度行为消失的时间长度。在 R/S 分析的 $\log(R/S)$, $\log(n)$ 回归图中, 这一临界点反映为拟合直线的斜率化。如果存在临界点, 对应横轴上的某点 $\log(n_{\max})$, 回归线会产生一个斜率断点, 在此之前有 $0.5 < H < 1$, 而在后则有 $H=0.5$ 。 $n_{\max}$ 即为大致估计的长程相关持续期反映了非周期循环的平均循环长度。

为获得序列的平均循环周期, Hurst 提出 V_n 统计量, 即 $V_n = (R/S)_n / \sqrt{n}$, 其中 n 为观测的天数。对于具有状态持续性的过程来说, R/S 以大于时间的平方根标度 ($H > 0.5$), 关于 $\log(n)$ 向上倾斜。当 V_n 的图形状发生改变时就产生突变, 长期记忆过程消失。图形的拐点处即为序列的非周期循环的长度。

3.2 非线性因果关系检验方法

3.2.1 向量误差修正模型

在进行 Baek、Brock 非线性检验方法前, 要检验两个期货价格序列是否平稳,

因为对于时间序列来说平稳性检验是一个非常基本的也是非常重要的问题,它关系到是否会产生谬误回归的问题。其次在两时间序列满足同阶整的情况下,分析是否存在长期均衡关系,两价格序列的生成机制是否存在联系,也就是检验两序列是否存在协整关系,如果两时间序列存在协整关系那么应采用带误差纠正项的 VAR 模型地残差进行非线性 Granger 因果关系检验。

Baek-Brock 检验考察两变量在时间上(temporally)是否有领先滞后关系,通常采用因果导向关系来对其进行检验。Granger 因果关系检验假定了有关两变量中任一个变量的预测信息全部包含在这些变量的时间序列中,比如上海铜期货价格 S_t 、伦敦铜期货价格 L_t , 它们间的因果关系检验要求估计以下的回归模型,

$$\Delta S_t = u_1 + \sum_{i=1}^k \Gamma_i^{11} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i^{12} \Delta L_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$\Delta L_t = u_2 + \sum_{i=1}^k \Gamma_i^{21} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i^{22} \Delta L_{t-i} + \eta_t \quad (2.5)$$

其中两残差 ε_t 、 η_t 假定为不相关。在以 ΔS_t 作为被解释变量时,即式(2.4),如果把 ΔL_t 的过去或滞后值包括进来可以显著地改进对 ΔS_t 的预测,就表明 ΔL_t 是 ΔS_t 的 Granger 原因。而当把 ΔS_t 的过去或滞后值包括进来可以显著地改进对 ΔL_t 的预测,则表明 ΔS_t 是 ΔL_t 的 Granger 原因。但是,Granger^[26]指出,如果是对两个存在协整关系的变量进行因果关系的检验,必须是在误差纠正框架下进行,这是因为传统的因果关系检验忽略了由误差纠正项($EC_t(-1)$)所代表的回复到均衡状态的信息。现把在误差纠正框架下检验 Granger 因果关系的模型列示如下,

$$\Delta S_t = u_1 + \alpha_1(L_{t-1} - c - \beta_1 S_{t-1}) + \sum_{i=1}^k \Gamma_i^{11} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i^{12} \Delta L_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

$$\Delta L_t = u_2 + \alpha_2(L_{t-1} - c - \beta_1 S_{t-1}) + \sum_{i=1}^k \Gamma_i^{21} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i^{22} \Delta L_{t-i} + \eta_t \quad (2.7)$$

与式(2.4)和(2.5)相比,这两个模型中增加了 $L_{t-1} - c - \beta_1 S_{t-1}$ 项,它是误差纠正项的滞后一期,记为 EC_{t-1} ,代表的是一种长期均衡关系。事实上,误差纠正模型反映了一个变量的变动是如何由短期调节和长期调节共同作用完成的。

3.3.2 Baek、Brock 非线性检验方法

线性因果检验方法是用最小均方预测误差来作为评价新增预测能力的标准。显然线性方法所检验的因果关系表述的只是经济变量均值之间的因果关系。因此如果变量之间存在的非线性的因果关系的话,那么线性因果检验方法的甄别能力就会很弱。Baek 和 Brock(1992)^[27]提出了一种用于揭示非线性因果关系的无参数统计方法。该方法使用相关积分(correlation、integral)——跨期空间概率的估计值(an estimator of spatial probabilities across time)来甄别时间序列之间的因果关

系。考虑两个严格平稳、弱依赖的时间序列 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$, $t=1, 2L$; X_t^m 表示 X_t 的 m 阶先导向量, 而 X_t 和 Y_t 滞后阶数分别为 L_x 和 L_y 的滞后向量表示为 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 和 $Y_{t-L_y}^{L_y}$,

即: $X_t^m \equiv (X_t, X_{t+1}, L, X_{t+m-1})$, $m=1, 2, l, t=1, 2L$,

$$X_{t-L_x}^{L_x} \equiv (X_{t-L_x}, X_{t-L_x+1}, L, X_{t-1}), \quad L_x=1, 2L, \quad t=L_x+1, L_x+2, L$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} \equiv (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, L, Y_{t-1}), \quad L_y=1, 2L, \quad t=L_y+1, L_y+2, L$$

对于给定的 $m \geq 1$, $L_x \geq 1$, $L_y \geq 1$ 和 $e > 0$, Y 严格的不是 X 的原因, 当:

$$\Pr(\|X_t^m - X_t^m\| < e, \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{t-L_x}^{L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{t-L_y}^{L_y}\| < e) = \Pr(\|X_t^m - X_t^m\| < e, \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{t-L_x}^{L_x}\| < e) \quad (2.8)$$

其中 $\Pr(\cdot)$ 表示概率, $\|\cdot\|$ 表示极大范数。对 SHFE 和 LME 期铜价格之间的非线性 Granger 检验是建立在 VAR 方程标准化的参差基础上的, Hiemstra 研究表明参差很难满足 iid 的要求, Hiemstra 和 Jones (1994) 提出了修正的非线性 Granger 检验方法。式 (1) 可以进一步表达为:

$$\frac{C1(m+L_x, L_y, e)}{C2(L_x, L_y, e)} = \frac{C3(m+L_x, e)}{C4(L_x, e)} \quad (2.9)$$

$$\text{其中 } C1(m+L_x, L_y, e) \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{t-L_x}^{m+L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{t-L_y}^{L_y}\| < e) \quad (2.10)$$

$$C2(L_x, L_y, e) \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{t-L_x}^{L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{t-L_y}^{L_y}\| < e) \quad (2.11)$$

$$C3(m+L_x, e) = \Pr(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{t-L_x}^{m+L_x}\| < e) \quad (2.12)$$

$$C4(L_x, e) = \Pr(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{t-L_x}^{L_x}\| < e) \quad (2.13)$$

其中 $m \geq 1$, $L_x \geq 1$, $L_y \geq 1$, $e > 0$, (2.10) 式代表严格的格兰氏非因果关系条件, (4)-(6) 代表联合概率的相关积分估计量用来检验是否满足 (2.11) 式的条件。对于 $t=1, \dots, T$, $\{X_t^m\}$, $\{X_{t-L_x}^{L_x}\}$, $\{Y_{t-L_y}^{L_y}\}$ 定义为序列 $\{X_t\}$ 向前 m 阶向量和滞后 L_x 阶向量以及序列 $\{Y_t\}$ 滞后 L_y 阶向量。令 $I(z_1, z_2, e)$ 为示性函数, 即当向量 z_1 和 z_2 在极大范数距离 e 之内, 该值则为 1, 否则为 0。 (2.11) — (2.12) 式的联合概率相关积分估计量可以进一步表示为:

$$C1(m+L_x, L_y, e, n) = \frac{2}{n(n-1)} \sum \sum I(X_{t-L_x}^{m+L_x}, X_{s-L_x}^{m+L_x}, e) \cdot I(Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}, e) \quad (2.14)$$

$$C2(L_x, L_y, e, n) = \frac{2}{n(n-1)} \sum \sum I(X_{t-L_x}^{L_x}, X_{s-L_x}^{L_x}, e) \cdot I(Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}, e) \quad (2.15)$$

$$C3(m+L_x, L_y, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum \sum I(X_{t-L_x}^{m+L_x}, X_{t-L_y}^{m+L_y}, e) \quad (2.16)$$

$$C4(L_x, e, n) \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum \sum I(X_{t-L_x}^L, X_{t-L_x}^L, e) \quad (2.17)$$

上式中, $t \leq s, s = \max(L_x, L_y) + 1, \dots, T + m - 1, n = T + 1 - m - \max(L_x, L_y)$ 。

使用(2.14)-(2.17)式中的联合概率估计值, 严格意义上的非线性格兰氏因果关系可以表示为如下: 对于 $m \geq 1, L_x \geq 1, L_y \geq 1, e > 0$, 下式成立:

$$\sqrt{n} \left(\frac{C1(m+L_x, L_y, e, n)}{C2(L_x, L_y, e, n)} - \frac{C3(m+L_x, e, n)}{C4(L_x, e, n)} \right) \sim AN(0, \sigma^2(m, L_x, L_y, e)) \quad (2.18)$$

3.3 波动率模型及波动率过滤后非线性 Granger 因果关系检验方法

Hsieh(1991)发现很多的非线性结构是由于 ARCH 效应所引起, 因此期货价格之间的非线性因果关系很有可能是和信息流有关系, 在这种情况下采用非线性格兰氏因果检验很可能得到的是错误的因果关系。因此本文通过建立波动率模型来消除这种异方差效应, 以进一步来研究经过调整的价格序列之间是否仍存在非线性因果关系。

价格序列的条件方差定义为:

$h_t, Z_t = \mu + u_t$, 其中 $u_t | \phi_{t-1} \sim N(0, h_t)$

$$h_t = h_0 + \sum_{j=1}^q a_j u_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^p b_k h_{t-k} \quad (2.19)$$

$t = \max(p, q), \dots, T$ 。通过施加约束 $b_1 = \dots = b_p = 0$, 我们就可以得到 ARCH(q) 模型。尽管 ARCH/GARCH 模型能够刻画波动率的特征, 但是在 GARCH(p, q) 模型中, 条件方差仅取决于残差值的大小, 而不取决于残差的符号, 并不能区分何种性质的信息对资产价格的影响程度, 比如我们实际在金融市场中经常观测到的现象就是“好消息”和“坏消息”对波动性就具有不同的影响作用。而且 GARCH 模型对系数的符号存有约束, 即必须非负。因此, Nelson 在 1991 年提出了指数广义自回归条件异方差 EGARCH(p, q) 模型, 其方差方程为,

$$\ln h_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \frac{|u_{t-i}|}{h_{t-i}^{1/2}} + \sum_{i=1}^p r_i \frac{u_{t-i}}{h_{t-i}^{1/2}} + \sum_{j=1}^q \theta_j \ln h_{t-j} \quad (2.20)$$

其中 $t = \max(p, q), \dots, T$, 这个模型的优势不仅在于可以避免上面模型的局限性, 不存在对系数的限制, 同时也能区分利好消息和利空消息对波动性的不对称影响。采用 SHFE 期铜和 LME 期铜价格的原数据, 有可能识别到的是由共同因素: 信息到达导致的因果关系。本文具体调整的模型构造如下:

均值方程: $x = c + \eta$

$y = c + \varepsilon$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \Big| \Omega_{t-1} \sim N(0, \Sigma_t), \text{ 其中, } \Sigma_t = \begin{pmatrix} h_{x,t}^2 & h_{x,y,t} \\ h_{y,x,t} & h_{y,t}^2 \end{pmatrix}$$

GARCH 方程为:

$$\ln(\sigma_x^2) = w_x + \sum_{j=1}^p \varphi_{xj}(\sigma_{x,t-j}^2) + \sum_{k=1}^p (\psi_{xk} \varepsilon_{x,t-k}^2) \quad (2.21)$$

$$\ln(\sigma_y^2) = w_y + \sum_{j=1}^p \varphi_{yj}(\sigma_{y,t-j}^2) + \sum_{k=1}^p (\psi_{yk} \varepsilon_{y,t-k}^2) \quad (2.22)$$

斜方差项定义为 $h_{i,j,t} = \rho_{ij} h_{it} h_{jt}$ ($i \neq j$) ($i = x, y$), $\hat{\sigma}_x^2$ 和 $\hat{\sigma}_y^2$ 分别是(2.21)和(2.22)

的 GARCH 方差序列。具体检验步骤: 一: 构造新的残差序列, $x'_t = x_t / \sqrt{\hat{\sigma}_x^2}$ 和

$y'_t = y_t / \sqrt{\hat{\sigma}_y^2}$, 二: 检验新的残差序列 x'_t 和 y'_t 是否平稳且存在协整关系。三: 如

果 x'_t 和 y'_t 存在协整关系, 对其进行非线性 Granger 因果关系检验。

3.4 本章小结

本章首先对非线性特征检验所使用的检验方法和模型的选取进行了介绍。选择 BDS 统计量检验法是因为该方法不仅能检验时间序列是否高阶相关, 还能用来判断时间序列是否存在非线性结构, 并且 BDS 检验能有效地检测出其他一些统计检验所忽视的非线性特征, 因而在非线性检验中具有很强的功效性。选用 R/S 分析法是因为该分析法优于传统的判别相关性的方法, 如自相关函数、方差比等, 同时也是非线性动力学系统特征的重要判别方法。

接着本章介绍了 Baek、Brock 非线性因果关系检验方法和本文所使用 Hiemstra 和 Jones(1994)提出的修正的非线性 Granger 检验方法, 由于非线性行为可能是由于信息流引起的, 本章接着介绍了波动率模型及波动率过滤后非线性 Granger 因果关系检验方法。

插图索引

图 4.1	上海与伦敦铜期货价格的对数日数据图	21
图 4.2	ds_t 序列的相关图	23
图 4.3	dl_t 序列的相关图	23
图 4.4	上海铜期货的 R/S 检验结果	25
图 4.5	伦敦铜期货的 R/S 检验结果	25
图 4.6	上海与伦敦铝期货价格的对数日数据图	27
图 4.7	ds_t 序列方程残差序列的相关图	28
图 4.8	dl_t 序列方程残差序列的相关图	28
图 4.9	上海铝期货的 R/S 检验结果	30
图 4.10	伦敦铝期货的 R/S 检验结果	31

附表索引

表 4.1	上海与伦敦铜期货的平稳性检验结果表	21
表 4.2	上海与伦敦铜期货一次差分后的平稳性检验结果	22
表 4.3	ds_t 残差序列 ARMA 模型检验结果	23
表 4.4	dl_t 残差序列 ARMA 模型检验结果	24
表 4.5	BDS 检验结果	24
表 4.6	铝期货价格和现货价格的平稳性检验结果	27
表 4.7	铝期货价格和现货价格一次差分后的平稳性检验结果	28
表 4.8	ds_t 残差序列 ARMA 模型检验结果	29
表 4.9	dl_t 残差序列 ARMA 模型检验结果	29
表 4.10	BDS 检验结果	29
表 4.11	特征根轨迹检验	32
表 4.12	最大特征值统计量检验	32
表 4.13	非线性 Granger 因果关系的检验结果	33
表 4.14	特征根轨迹检验	34
表 4.15	最大特征值统计量检验	34
表 4.16	非线性 Granger 因果关系的检验结果	35
表 4.17	均值方程和方差方程结果	36
表 4.18	铜期货价格和现货价格的平稳性检验结果	36
表 4.19	波动率过滤后铜的非线性 Granger 因果关系检验	37
表 4.20	均值方程和方差方程结果	37
表 4.21	铝期货价格和现货价格的平稳性检验结果表	38
表 4.22	波动率过滤后铝的非线性 Granger 因果关系检验	39

第4章 上海与伦敦金属期货市场价格关系的实证检验

4.1 数据来源及处理

本文选取上海与伦敦期货交易所合约铜、铝和合约作为实证研究对象。由于上海和伦敦所处的时区不同,因而期货交易时间是不一致的(上海开盘时间为 9:00,收盘时间为 15:00;伦敦开盘时间为 19:55,收盘时间为第二天的 1:00);并且,上海期货交易所只有场内电子盘交易,而伦敦期货交易所既有人工喊价交易(场内交易),又有电子盘交易(场外交易)。并且,在成熟的伦敦期货市场,场内交易的收盘价格作为当天官方结算价的收盘价格,能够反映 Ring 交易、Kert 交易、绝大部分 Inter-office 交易和 Select 电子盘交易的信息,基本能够反映 LME 一天内的交易价格信息,因而具有相当的代表性。鉴于此,本文对伦敦期货交易所的交易数据选用场内交易的收盘价格数据,而对上海期货交易所则选用场内相应的电子盘交易数据。

此外上海和伦敦期货市场在合约设计上也存在一定的差异,伦敦铜、铝期货合约中 3 月、15 月、27 月期的期货合约为连续合约,而上海铜、铝期货合约均将在一定时间内到期,具有非连续的特点。为研究需要,我们按照以下方式产生研究所需要的连续期货数据。在伦敦期货市场选择 3 月铜、铝期货价格的收盘数据,在上海期货市场铜、铝数据为后推三个月产生的连续期货合约每个交易日的期货收盘数据,例如,假设现在的时间是 2000 年 1 月,则选取后推三个月的连续期货合约 2000 年 4 月份交割的期货合约作为代表,而到 2000 年 2 月,则选取 2000 年 5 月份交割的期货合约作为代表,以此类推将上海期货铜、铝形成连续期货数据。之所以选择 3 月期铜、期铝,是因为无论在国内还是国际期货市场,3 个月后到期合约的成交都是最为活跃的。本文中上海和伦敦铜、铝每日期货价格均从国泰安研究服务中心^[28]搜集得到,数据的时间跨度从 1999 年 1 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日,剔除掉两市场节假日休息的天数,样本总数共为 2325 个。由于伦敦金属交易所铜期货价格的报价单位为美元/吨,而上海期货交易所的报价单位为人民币元/吨,为保持一致,本文将伦敦金属交易市场的铜、铝期货按国家外汇管理局网站^[29]统计数据库中公布的人民币对美元的每日基准汇率折算成按人民币元/吨报价。为了既保持价格时间序列的长期相关性和降低数据的异方差,本文对期货价格序列进行了对数化处理,下面的分析主要是针对对数化后的期货价格序列进行。另外,为研究方便,我们用 S 和 L 分别表示上海期货交易所和伦敦金属交易所交易的期货。

4.2 非线性结构检验

4.2.1 合约铜的检验结果及分析

4.2.1.1 线性相关性检验

在对期货价格时间序列进行BDS统计量检验之前，应首先检验时间序列的线性相关性，若没有线性相关，就可以直接进行BDS检验，否则，应消除原始序列中的线性相关成分，再对消除后的序列进行BDS检验。

首先从上海铜期货和伦敦铜期货价格的时间序列图形来看(图 4.1)，大致上有一个上升的趋势，存在着漂移，但不能确定是否有趋势。

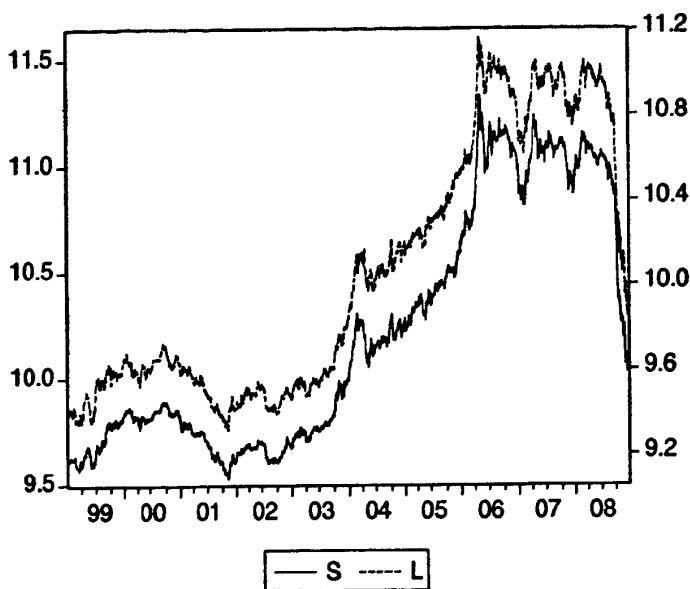


图 4.1 上海与伦敦铜期货价格的对数日数据图

为了有效的检验变量的平稳性，下面采用 ADF 和 PP 检验法来检验这两序列的平稳性，结果见表 4.1。

从表上发现，不管是在有趋势的情况下，还是无趋势的情况下，ADF 和 PP 检验法所得的值都大于临界值，一致证明这两个变量都是非平稳的。

表 4.1 上海与伦敦铜期货的平稳性检验结果表

检验方法	ADF 检验法		PP 检验法	
检验模型	有截距、无趋势	有截距、有趋势	有截距、无趋势	有截距、有趋势
变量 s_t	-1.138089	0.334710	-1.168481	-0.000804
变量 l_t	-1.119287	0.686073	-1.180102	0.253136

有截距、无趋势的临界值为：1%的显著性水平下为-3.434，5%的显著性水平下为-2.863；

有截距、有趋势的临界值为：1%的显著性水平下为-3.963，5%的显著性水平下为-3.412。

这时再对这两变量做一次差分后的平稳性检验，结果见表 4.2。可以看出，这时的检验结果都小于显著性水平下的临界值，也就是说差分后的变量都是平稳的。因此，上海与伦敦铜期货价格序列都是一阶单整的。

表 4.2 上海与伦敦铜期货一次差分后的平稳性检验结果

检验方法	ADF 检验法	PP 检验法
检验模型	无截距，无趋势	无截距，无趋势
变量 S_t	-24.34149	-49.86263
变量 f_t	-50.56027	-50.98569

无截距、无趋势的临界值为：1%的显著性水平下为-2.567，5%的显著性水平下为-1.941。

记差分后的新序列为 ds_t 和 dl_t 。首先观察 ds_t 和 dl_t 的自相关系数和偏自相关系数的图形。再对新序列AR模型的残差进行Ljung和Box Q统计量检验。Q统计量首先是由Box、Pierce(1970)提出的，检验对应的零假设为 $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$ ，检验统计量为：

$$Q_{BP} = N \sum_{k=1}^m \rho_k^2 \sim \chi^2(m)$$

其中，N为样本容量， ρ_k 为样本k阶自相关系数。后来Ljung、box（1978）提出一个在小样本条件下具有更好近似性质的修正Q统计量：

$$Q_{BP} = N(N+2) \sum_{k=1}^m \rho_k^2 / (N-k) \sim \chi^2(m)$$

其中， ρ_k 是残差序列的k阶自相关系数，N为样本容量，m是设的滞后阶数。m阶滞后的Q统计量的原假设是：序列不存在m阶自相关；备选假设为：序列在m阶自相关。如果Q统计量某一滞后阶数显著不为零，则说明序列存在某种程度上的序列相关。在实际的检验中，通常会计算出不同滞后阶数的Q统计量、自相关系数和偏自相关系数。如果各阶Q统计量都没有超过由设定的显著性水平决定的临界值，则接受原假设，即不存在序列相关，并且此时，各阶的自相关和偏自相关系数都接近于0；如果在某一滞后阶数m，Q统计量超过设定的显著性水平的临界值，则拒绝原假设，说明残差序列存在m阶自相关。由于Q统计量的P值要根据自由度m来估算，因此，一个较大的样本容量是保证Q统计量有效的重要因素。本文各合约的样本总数均为为2325个，有一定的代表性。

ds_t 和 dl_t 的自相关系数和偏自相关系数分别见图4.2、4.3。

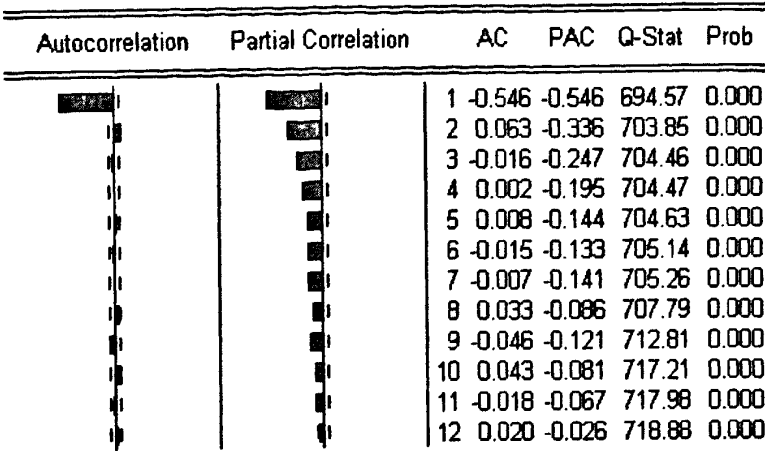


图 4.2 ds_t 序列的相关图

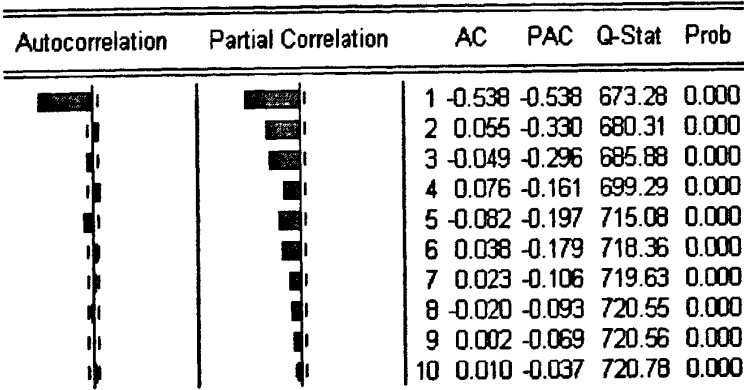


图 4.3 dl_t 序列的相关图

注：在1%的显著性水平下滞后5阶和10阶数对应的临界值分别为15.09和23.21

从图可以看出 ds_t 和 dl_t 序列基本满足AR(4)和AR(7)过程。建模得到

$$ds_t = 0.00016 - 0.00739 * ds_{t-1} + 0.090099 * ds_{t-2} + 0.06515 * ds_{t-3} + 0.05285 * ds_{t-4} + u_t \tag{4.1}$$

$$dl_t = 0.00017 - 0.04828 * dl_{t-1} + 0.02773 * dl_{t-2} + 0.00781 * dl_{t-3} + 0.06789 * dl_{t-4} - 0.024723 * dl_{t-5} + 0.05055 * dl_{t-6} + 0.06474 * dl_{t-7} + \delta_t \tag{4.2}$$

再对AR(4)模型的残差序列 u_t 和 δ_t 分别进行Ljung-box检验，结果如表4.3和4.4

所示。

表 4.3 ds_t 残差序列 ARMA 模型检验结果

Ljung-Box Q 统计量	上海铝期货	伦敦铝期货
Q(5)	2.5842	0.0774
Q(10)	8.7905	0.2745
Q(15)	13.588	2.7988
Q(20)	26.277	23.150
Q(25)	35.414	24.488
Q(30)	45.050	26.741
Q(35)	48.534	27.651

注：在1%的显著性水平下上述各滞后阶数对应的临界值分别为 15.09、23.21、30.58、37.57、44.31、50.89、57.34。

表 4.4 dl_t 残差序列 ARMA 模型检验结果

Ljung-Box Q 统计量	上海铝期货	伦敦铝期货
Q(5)	2.5842	1.1889
Q(10)	8.7905	15.224
Q(15)	13.588	17.864
Q(20)	26.277	23.150
Q(25)	35.414	28.849
Q(30)	45.050	38.483
Q(35)	48.534	40.382

表中所计算 ds_t 和 dl_t 的修正 Q 统计值均小于相应的检验临界值, 因此所得数据可以看做不包含线性相关成分。

4.2.1.2 BDS 统计量检验

根据上面线性相关性的检验, 对差分后的数据进行 BDS 检验, 结果如表 4.7 所示。SHFE 和 LME 铜期货的 Z 统计量值都是显著的, 拒绝残差服从独立同分布的假设。即这两个市场的铜期货价格都存在明显的非线性结构。

表 4.5 BDS 检验结果

维度参数	SHFE 铜期货			LME 铜期货		
	BDS 统计量	Z 统计量	P-value	BDS 统计量	Z 统计量	P-value
2	0.026041	12.85442	0.0000	0.017503	9.484544	0.0000
3	0.055171	17.11993	0.0000	0.038489	13.16076	0.0000
4	0.076794	19.98851	0.0000	0.054870	15.79925	0.0000
5	0.090796	22.64636	0.0000	0.064726	17.92969	0.0000
6	0.098256	25.37914	0.0000	0.068327	19.67968	0.0000

4.2.1.3 R/S 分析

根据线性相关性的检验结果, 在进行 R/S 分析之前, 首先, 对样本序列进行 AR(4) 处理, 消除短期序列相关, 突出序列的长记忆性, 然后, 按照第三章中介绍的方法对残差序列进行 R/S 分析。

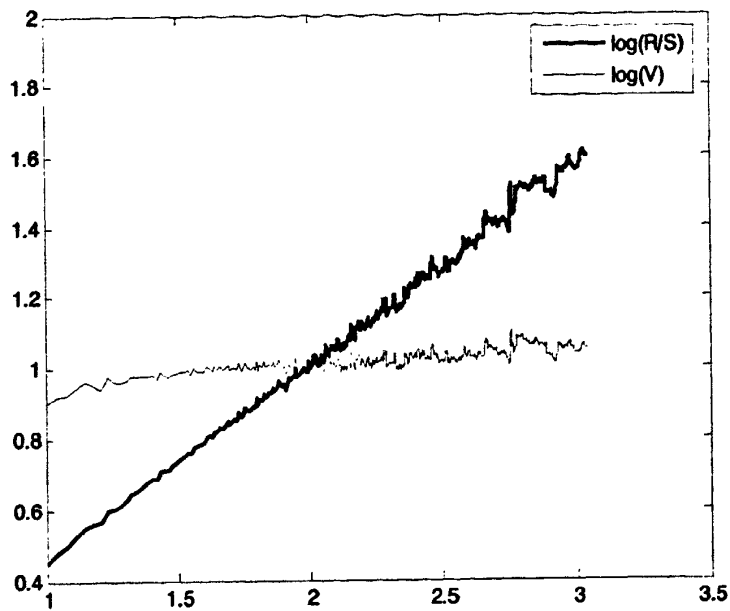


图 4.4 上海铜期货的 R/S 检验结果

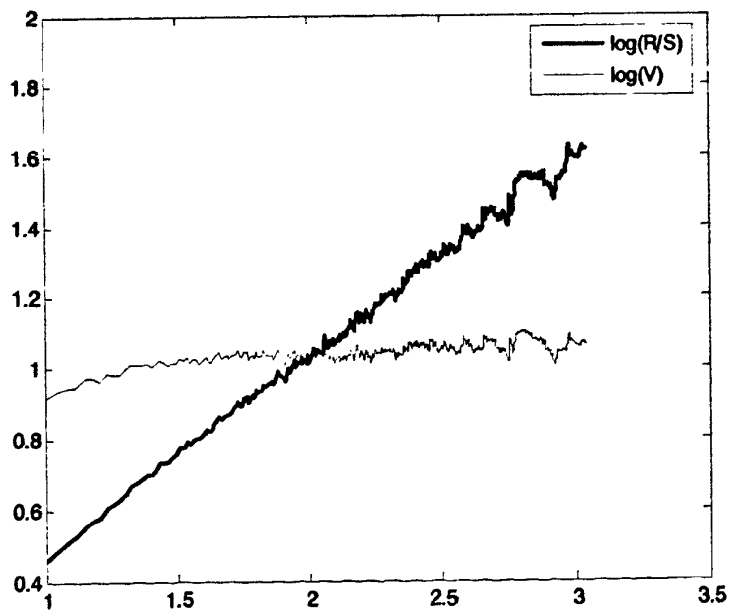


图 4.5 伦敦铜期货的 R/S 检验结果

根据 R/S 分析的一个经验法则：一般而言，计算 Hurst 指数时， n 的小值可能产生不稳定估计迭代因，R/S 分析一般从 $n=10$ 或更大的分划长度开始计算。本文选取 $n \geq 10$ 从开始运用于回归。实证采用 Matlab 程序实现。结果见图 4.4、4.5。

以 $\log(n)$ 为解释变量, $\log(R/S)$ 为被解释变量, 采用普通最小二乘法进行估计, 得到回归方程:

$$\text{上海铜: } \log(R/S) = -0.1265 + 0.5689 \log(n) \quad (4.3)$$

$$\text{伦敦铜: } \log(R/S) = -0.0723 + 0.5562 \log(n) \quad (4.4)$$

从表中结果可以看出, 上海和伦敦铜期货价格在各个时段的 H 值都明显超过 0.5, 表明它们都属于分形的时间序列, 具有持久性和长期相关性(长期记忆)。长期记忆性一般指由人们的偏好和市场情绪引起的, 市场情绪是对影期货市场时间的一种反映, 这种反应与有效市场假说不同, 不能立即反映在期货价格上, 因而会产生偏差且会持续一段时间, 偏差长期积累的效果会导致市场的长期记忆性。各国人们的偏好和市场情况不同在很大程度上是由市场结构和交易的不同导致的, 因此各国汇率的持续性有所不同。上海期铜的 Hurst 指数大于伦敦期铜 Hurst 指数, 说明上海期铜的时间序列具有更长期的记忆过程, 过去的信息对现在和未来的影响随时间衰减, 但其速率却非常慢。Hurst 指数的倒数是分形维数, 上海和伦敦铜期货价格分形维数值都介于 1 和 2 之间, 也说明它们具有分形特征, 因而是有偏的随机过程。其原因在于信息以非线性的方式呈现, 人们也以非线性的方式对信息做出反应, 所有这些最终都通过市场活动反映出来, 使得期货所构成的时间序列呈现出非线性特征。

4.2.2 合约铝的检验结果及分析

4.2.2.1 线性相关性检验

同样在对铝期货价格时间序列进行 BDS 统计量检验之前, 应首先检验时间序列的线性相关性, 若没有线性相关, 就可以直接进行 BDS 检验, 否则, 应消除原始序列中的线性相关成分, 再对消除后的序列进行 BDS 检验。

首先从上海和伦敦铝期货价格的时间序列图形来看(图 4.2), 大致上有一个上升的趋势, 存在着漂移, 但不能确定是否有趋势。

为了有效的检验变量的平稳性, 下面采用 ADF 和 PP 检验法来检验这两序列的平稳性, 结果见表 4.6。

从表上发现, 不管是在有趋势的情况下, 还是无趋势的情况下, ADF 和 PP 检验法所得的值都大于临界值, 一致证明这两个变量都是非平稳的。

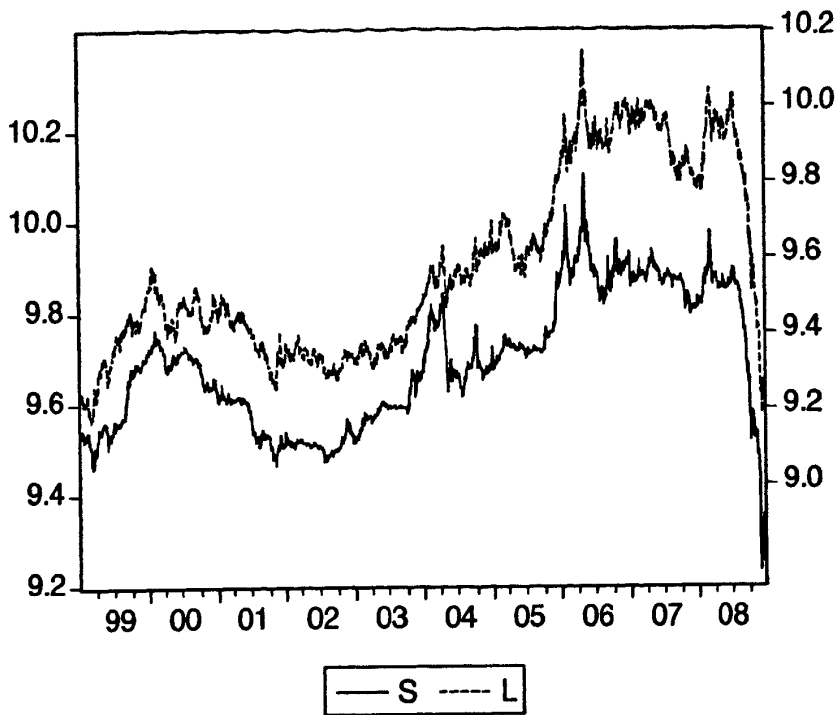


图 4.6 上海与伦敦铝期货价格的对数日数据图

从表上发现，不管是在有趋势的情况下，还是无趋势的情况下，ADF 和 PP 检验法所得的值都大于临界值，一致证明这两个变量都是非平稳的。

表 4.6 铝期货价格和现货价格的平稳性检验结果

检验方法	ADF 检验法		PP 检验法	
检验模型	有截距、无趋势	有截距、有趋势	有截距、无趋势	有截距、有趋势
变量 s_t	-0.962686	0.274069	-1.148142	0.008267
变量 l_t	-1.290477	0.504798	-1.325361	0.463844

有截距、无趋势的临界值为：1%的显著性水平下为-3.434，5%的显著性水平下为-2.863。

有截距、有趋势的临界值为：1%的显著性水平下为-3.963，5%的显著性水平下为-3.412。

从上发现，不管是在有趋势的情况下，还是无趋势的情况下，ADF 和 PP 检验法所得的值都大于临界值，一致证明这两个变量都是非平稳的。

这时再对这两变量做一次差分后的平稳性检验，结果见表。可以看出，这时的检验结果都小于显著性水平下的临界值，也就是说差分后的变量都是平稳的。因此，上海与伦敦铝期货价格序列都是一阶单整的。

表 4.7 铝期货价格和现货价格一次差分后的平稳性检验结果

检验方法	ADF 检验法	PP 检验法
检验模型	无截距，无趋势	无截距，无趋势
变量 s_t	-48.51737	-48.64832
变量 l_t	-51.27641	-51.21880

无截距、无趋势的临界值为：1%的显著性水平下为-2.567，5%的显著性水平下为-1.941。

记差分后的新序列为 ds_t 和 dl_t 。首先观察 ds_t 和 dl_t 的自相关系数和偏自相关系数的图形。

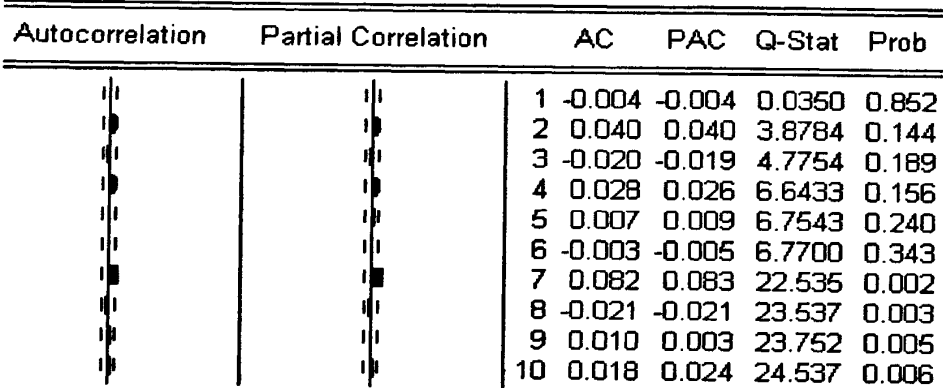


图 4.7 ds_t 序列方程残差序列的相关图

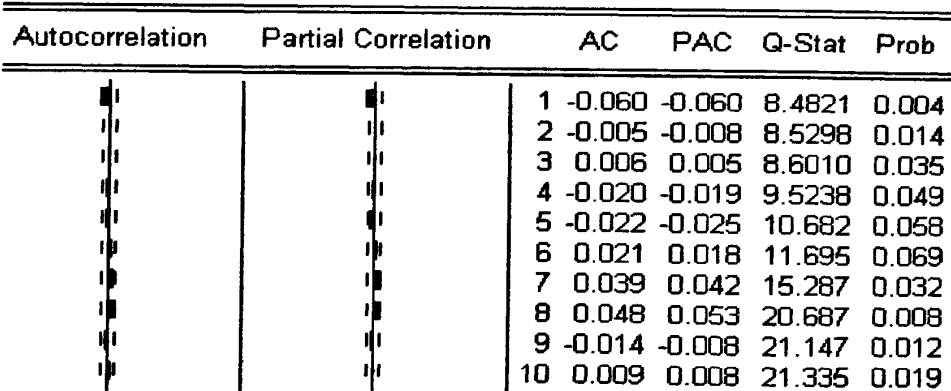


图 4.8 dl_t 序列方程残差序列的相关图

从图可以看出 ds_t 序列基本满足AR(7)， dl_t 序列基本满足AR(1)过程。建模得到

$$ds_t = -0.00007 - 0.00196*ds_t(-1) + 0.040710*ds_t(-2) - 0.01966*ds_t(-3) + 0.02704*ds_t(-4) + 0.01158*ds_t(-5) - 0.00916*ds_t(-6) + 0.101498*ds_t(-7) + u_t \tag{4.5}$$

$$dl_t = 0.00001 - 0.05910*dl_t(-1) + \delta_t \tag{4.6}$$

再对AR(4)模型的残差序列 u_t 和 δ_t 分别进行Ljung-box检验，结果如表4.3和4.4

所示。

表 4.8 ds_t 残差序列 ARMA 模型检验结果

Ljung-Box Q 统计量	上海铝期货	伦敦铝期货
Q(5)	0.4177	2.3379
Q(10)	2.8623	14.030
Q(15)	8.6694	16.829
Q(20)	22.434	17.032
Q(25)	24.499	28.849
Q(30)	29.858	38.483
Q(35)	34.776	40.382

表 4.9 dl_t 残差序列 ARMA 模型检验结果

Ljung-Box Q 统计量	上海铝期货	伦敦铝期货
Q(5)	1.1342	1.1219
Q(10)	3.4925	13.234
Q(15)	10.285	15.225
Q(20)	23.567	21.220
Q(25)	32.251	26.629
Q(30)	42.674	36.123
Q(35)	45.264	38.762

所计算的修正Q统计值均小于相应的检验临界值，因此所得数据可以看做不包含线性相关成分。

4.2.2.2 BDS 统计量检验

根据上面线性相关性的检验，对差分后的数据进行BDS检验，结果如表4.7所示。SHFE和LME铝期货的Z统计量值都是显著的，拒绝残差服从独立同分布的假设。即这两个市场的铝期货价格都存在明显的非线性结构。

表 4.10 BDS 检验结果

维度参数	SHFE 铝期货			LME 铝期货		
	BDS 统计量	Z 统计量	P-value	BDS 统计量	Z 统计量	P-value
2	0.035625	15.50680	0.0000	0.013856	7.281324	0.0000
3	0.067858	18.58130	0.0000	0.026910	8.990339	0.0000
4	0.091288	20.97789	0.0000	0.037903	10.65301	0.0000
5	0.107213	23.61736	0.0000	0.043603	11.81015	0.0000
6	0.115187	26.28473	0.0000	0.044867	12.56779	0.0000

4.2.2.3 R/S 分析

根据线性相关性的检验结果,在进行 R/S 分析之前,首先,对样本序列进行 AR(1)处理,消除短期序列相关,突出序列的长记忆性,检验方法同上。结果见图 4.9、4.10。

以 $\log(n)$ 为解释变量, $\log(R/S)$ 为被解释变量,采用普通最小二乘法进行估计,得到回归方程:

$$\text{上海铝: } \log(R/S) = -0.1574 + 0.6081 \log(n) \quad (4.7)$$

$$\text{伦敦铝: } \log(R/S) = -0.0881 + 0.5614 \log(n) \quad (4.8)$$

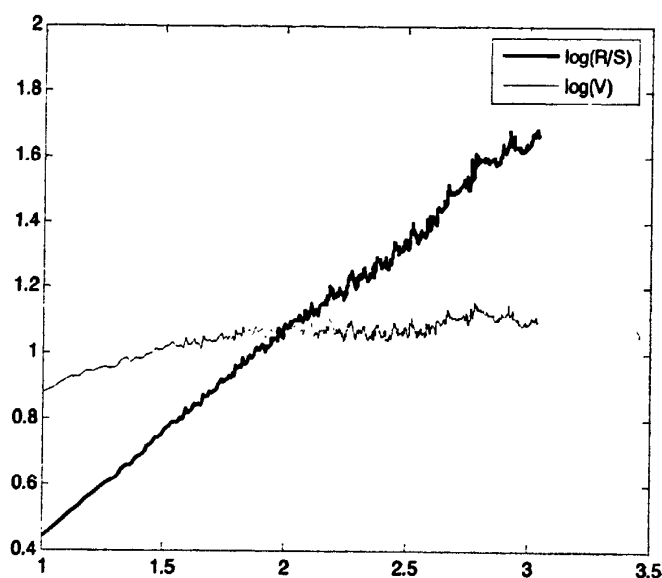


图 4.9 上海铝期货的 R/S 检验结果

从表中结果可以看出,上海和伦敦铝期货价格在各个时段的 H 值都明显超过 0.5,表明它们都具有持久性和长期相关性(长期记忆)。和铝期货的检验结果相同,上海期铝的 Hurst 指数大于伦敦期铝 Hurst 指数,说明上海期铝的时间序列具有更长期的记忆过程,过去的信息对现在和未来的影响随时间衰减,但其速率却非常慢。上海和伦敦铝期货价格分形维数值都介于 1 和 2 之间,也说明它们具有分形特征,因而是有偏的随机过程。其原因在于信息以非线性的方式呈现,人们也以非线性的方式对信息做出反应,所有这些最终都通过市场活动反映出来,使得期货所构成的时间序列呈现出非线性特征。

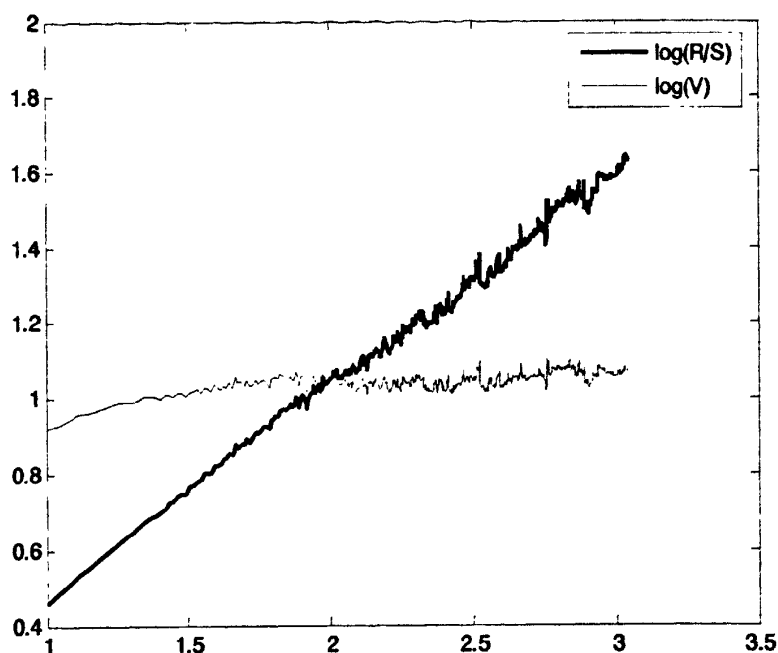


图 4.10 伦敦铝期货的 R/S 检验结果

4.3 非线性 Granger 因果关系检验

4.3.1 合约铜的检验结果及分析

根据 BDS 检验所得结果,显然线性方法关系检验对存在非线性结构的时间序列的甄别能力较弱。接下对上海和伦敦铜期货价格进行非线性因果关系检验。

4.3.1.1 协整检验

在进行 Baek、Brock 非线性检验方法前,首先要检验两个期货价格序列是否平稳,因为对于时间序列来说平稳性检验是一个非常基本的也是非常重要的问题,它关系到是否会产生谬误回归的问题。其次在两时间序列满足同阶整的情况下,分析是否存在长期均衡关系,两价格序列的生成机制是否存在联系,也就是检验两序列是否存在协整关系,如果两时间序列存在协整关系那么应采用带误差纠正项的 VAR 模型地残差进行非线性 Granger 因果关系检验。

上节的实证表明上海与伦敦铜期货价格都是一阶单整的时间序列,从上发现,现货价格和期货价格都是一阶单整的时间序列,满足同阶整的要求,现采用 Johansen 的最大特征根法来检验协整关系。在进行协整检验时,首先应确定协整检验的滞后项。根据易丹辉(2003)所介绍的确定滞后项的方法,以 s_t 和 l_t 为研究对象,建立一个向量自回归(vector auto regression, VAR)模型。在决定最优

滞后项时，根据赤池信息准则(AIC)和施瓦茨准则(SC)这两统计值的大小来选择。当两统计量在同一滞后阶数的情况下取值同时达到最小，则取该滞后阶数来检验协整关系。而如果两统计值分别在不同的滞后项时取值达到最小，则需通过一个似然比（LR）函数来决定模型的最优滞后项^[30]。构造的似然比函数（LR）为：

$$LR=-2*(L_p-L_q) \tag{4.9}$$

其中 L_p 和 L_q 分别表示滞后项为 P 和滞后项为 Q 时整体模型的对数似然函数值。在原假设（滞后项取 P）条件下，该统计量有渐近的 χ^2 分布，自由度为从 VAR(P) 到 VAR(Q)对模型参数施加的零约束个数。如果计算得出的伴随概率小于 0.05，则拒绝原假设，接受备择假设。从合约铜的数据来看，当 VAR 取滞后 4 项时，SC 取值最小，大小为-11.26032，而当滞后项取 8 时，AIC 取值达到最小，大小为-12.52809。因此自由度为 16，现假设滞后 4 项时是最优的，则构造的似然比函数 $LR=-2*(13142.46-13149.12)= 13.32$ ，最后计算似然比函数得到的伴随概率为 0.65，大于 0.05，接受原假设，即选择滞后 4 项来对合约铜进行协整关系检验。这时根据最大特征根检验方法得到的协整检验结果见表

表 4.11 特征根轨迹检验

无协整的假说	特征值	迹统计检验量	5%的临界值
None *	0.009380	23.60471	15.49471
At most 1	0.000567	1.306171	3.841466

表 4.12 最大特征值统计量检验

无协整的假说	特征值	最大特征值统计量	5%的临界值
None *	0.009380	22.29854	14.26460
At most 1	0.000567	1.306171	3.841466

当原假设为“不存在协整关系”时，在迹统计量检验中迹统计检验量为 23.60471，大于 5%的显著性水平下的临界值，在最大特征值统计量检验中为 22.29854 大于 5%的显著性水平下的临界值。而当“至多有一个协整关系作为原假设时”，迹统计检验量和最大特征值统计量小于显著性水平为 5%的临界值，因此，结果表明存在一个协整关系，上海与伦敦铜期货在长期之间有着均衡的关系，存在共同的趋势，这为价格发现功能的检验提供了必要的前提。

4.3.1.2 非线性因果关系检验

从上面的检验可知，两时间序列存在协整关系那么应采用带误差纠正项的 VAR模型地残差进行非线性Granger因果关系检验，从协整检验可知，VAR的最优滞后项为4项。这时误差纠正模型的参数估计结果为：

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & 0.0001 - 0.02437 * EC_{t-1} + 0.39446 * \Delta I_{t-1} + 0.20545 * \Delta I_{t-2} + 0.08166 * \Delta I_{t-3} \\ & [0.42025] \quad [-3.06711] \quad [19.3539] \quad [8.94533] \quad [3.52636] \\ & + 0.09624 * \Delta I_{t-4} - 0.317648 * \Delta s_{t-1} - 0.072999 * \Delta s_{t-2} - 0.026652 * \Delta s_{t-3} - 0.004948 * \Delta s_{t-4} \\ & [4.49695] \quad [-12.2928] \quad [-2.69045] \quad [-1.01267] \quad [-0.21806] \end{aligned} \quad (4.9)$$

$$\begin{aligned} \Delta I_t = & 0.0002 + 0.01197 * EC_{t-1} - 0.08709 * \Delta I_{t-1} - 0.0570 * \Delta I_{t-2} - 0.0640 * \Delta I_{t-3} + 0.0392 * \Delta I_{t-4} \\ & [0.49309] \quad [1.15529] \quad [-3.27577] \quad [-1.90340] \quad [-2.12159] \quad [1.40752] \\ & + 0.0884 * \Delta s_{t-1} + 0.14134 * \Delta s_{t-2} + 0.06812 * \Delta s_{t-3} + 0.00176 * \Delta s_{t-4} \\ & [2.62258] \quad [3.99317] \quad [1.98417] \quad [0.05948] \end{aligned} \quad (4.10)$$

(括号里为t统计值)

进行修正的Baek和Brock非线性因果检验必须事先选定先导项m, 滞后项Lx、Ly, 以及参数e。根据Hiemstra和Jones的蒙特卡洛模拟基础上, 我们选定m=1, Lx=Ly, 滞后阶从1至9, $\sigma=1$, 所有这些结果是在大样本情况下成立的, 这对金融数据的样本长度有一定的要求, 本文样本长度达到10年, 有一定的代表性, 但是将整体样本拆成子集的检验结果是不合适的。我们分别选定 $e=0.5\sigma$, $e=\sigma$ 和 $e=1.5\sigma$, 但由于结果相似, 本文只给出 $e=1.5\sigma$ 的结果。实证采用c语言程序实现对向量误差修正模型残差采用修正Baek和Brock方法进行非线性因果关系检验的结果显示见表2。

表 4.13 非线性 Granger 因果关系的检验结果

H ₀ : SHFH 期铜价格不是 LME 期铜价			H ₀ : LME 期铜价格不是 SHFE 期铜	
格的 Granger 原因			价格的 Granger 原因	
Lx=Ly	CS	TVAL	CS	TVAL
1	0.0179	6.985*	0.0172	5.601*
2	0.0230	6.922*	0.0240	6.820*
3	0.0263	7.098*	0.0272	6.987*
4	0.0243	6.442*	0.0292	7.366*
5	0.0202	6.083*	0.0276	6.850*
6	0.0205	6.218*	0.0271	6.424*
7	0.0185	5.405*	0.0264	6.590*
8	0.0177	4.936*	0.0258	6.348*
9	0.0166	4.611*	0.0251	6.059*

表中 CS 值为两个变量之间检验非线性 Granger 的统计量, TVAL 为该统计量的 t 值, $e=1.5$

对向量误差修正模型的残差采用修正的 Baek 和 Brock 方法进行非线性因果关

系检验的结果显示 SHFH 期铜价格和 LME 期铜价格之间存在双向的非线性 Granger 因果关系。

4.3.2 合约铝的检验结果及分析

4.3.2.1 协整检验

同上在进行 Baek、Brock 非线性检验方法前，首先要检验两个期货价格序列是否平稳，上节的实证表明上海与伦敦铝期货价格是一阶单整的时间序列现货价格和期货价格都是一阶单整的时间序列，满足同阶整的要求，现采用 Johansen 的最大特征根法来检验协整关系。从合约铝的数据来看，当 VAR 取滞后 3 项时，SC 取值最小，大小为 -12.48885，而当滞后项取 9 时，AIC 取值达到最小，大小为 -12.52809。因此自由度为 24， $LR = -2 \times (14675.93 - 14670.78) = 10.3$ ，最后计算似然比函数得到的伴随概率为 0.99，大于 0.05，接受原假设，即选择滞后 3 项来对合约铝进行协整关系检验。这时根据最大特征根检验方法得到的协整检验结果见表

表 4.14 特征根轨迹检验

无协整的假说	特征值	迹统计检验量	5%的临界值
None *	0.009380	19.58338	15.49471
At most 1	0.000567	1.164786	3.841466

表 4.15 最大特征值统计量检验

无协整的假说	特征值	最大特征值统计量	5%的临界值
None *	0.009380	18.41860	14.26460
At most 1	0.000567	1.164786	3.841466

当原假设为“不存在协整关系”时，在迹统计量检验中迹统计检验量为 19.58338，大于 5%的显著性水平下的临界值，在最大特征值统计量检验中为 18.41860 大于 5%的显著性水平下的临界值。而当“至多有一个协整关系”作为原假设时，迹统计检验量和最大特征值统计量小于显著性水平为 5%的临界值，因此，结果表明存在一个协整关系，SHFE 与 LME 期铝价格在长期之间有着均衡的关系，存在共同的趋势，这为价格发现功能的检验提供了必要的前提。

4.3.2.2 非线性因果关系检验

从上面的检验可知，两时间序列存在协整关系那么应采用带误差纠正项的 VAR 模型地残差进行非线性 Granger 因果关系检验，从协整检验可知，VAR 的最优滞后项为 3 项。这时误差纠正模型的参数估计结果为：

$$\Delta s_t = -0.00009 - 0.00398 EC_{t-1} - 0.12993 \Delta s_{t-1} + 0.021475 \Delta s_{t-2} - 0.02568 \Delta s_{t-3} +$$

$$\begin{aligned} & [-0.50964] \quad [-1.07304] \quad [-5.92606] \quad [0.96877] \quad [-1.30734] \\ & 0.32387 \Delta l_{t-1} + 0.03538 \Delta l_{t-2} - 0.00803 \Delta l_{t-3} \end{aligned} \quad (4.11)$$

$$\begin{aligned} & [22.8270] \quad [2.20894] \quad [-0.51183] \\ \Delta l_t = & 0.00002 + 0.02068 EC_{t-1} + 0.09734 \Delta s_{t-1} + 0.081577 \Delta s_{t-2} + 0.004998 \Delta s_{t-3} - \\ & [0.06925] \quad [3.63295] \quad [2.89464] \quad [2.39951] \quad [0.16589] \\ & 0.07972 \Delta l_{t-1} - 0.06101 \Delta l_{t-2} - 0.031468 \Delta l_{t-3} \end{aligned} \quad (4.12)$$

$$[-3.66372] \quad [-2.48414] \quad [-1.30725]$$

(括号里为t统计值)

进行修正的Baek和Brock非线性因果检验必须事先选定先导项m, 滞后项Lx、Ly, 以及参数e。根据Hiemstra和Jones的蒙特卡洛模拟基础上, 我们选定m=1, Lx=Ly, 滞后阶从1至9, $\sigma=1$, 所有这些结果是在大样本情况下成立的, 这对金融数据的样本长度有一定的要求, 本文样本长度达到10年, 有一定的代表性, 但是将整体样本拆成子集的检验结果是不合适的。我们分别选定 $e=0.5\sigma$, $e=\sigma$ 和 $e=1.5\sigma$, 但由于结果相似, 本文只给出 $e=1.5\sigma$ 的结果。对向量误差修正模型残差采用修正Baek和Brock方法进行非线性因果关系检验的结果显示见表2。

表 4.16 非线性 Granger 因果关系的检验结果

H ₀ : SHFH 期铝价格不是 LME 期铝价格的 Granger 原因			H ₀ : LME 期铝价格不是 SHFE 期铝价格的 Granger 原因	
Lx=Ly	CS	TVAL	CS	TVAL
1	0.0179	5.544*	0.0168	4.779*
2	0.0185	4.909*	0.0185	5.127*
3	0.0193	5.051*	0.0166	4.721*
4	0.0221	5.363*	0.0157	3.908*
5	0.0196	5.004*	0.0135	3.367*
6	0.0178	4.380*	0.0133	3.142*
7	0.0182	4.420*	0.0134	3.220*
8	0.0177	4.170*	0.0128	2.966*
9	0.0182	3.984*	0.0124	2.478*

表中 CS 值为两个变量之间检验非线性 Granger 的统计量, TVAL 为该统计量的 t 值, $e=1.5$

由于线性的 VAR 模型已经去除了线性预测能力, 所以剩余的残差序列之间的任何新增预测能力都可以认为是非线性预测能力。从表可以看到, 在滞后阶数从 1 阶到 9 阶情况下, SHFH 期铝价格和 LME 期铝价格的 T 值都是显著的, 表中 SHFH 期铝价格和 LME 期铝价格之间存在双向的非线性 Granger 因果关系。

4.4 波动率调整后的非线性 Granger 因果关系检验

4.4.1 合约铜的检验结果及分析

根据Hsieh(1991)^[16]：很多的非线性结构是由于ARCH效应所引起的，下面要检验的是修正的Baek和Brock(1992)检验是否受到与信息（能够说明SHFE期铜价格和LME期铜价格的波动率持续性）相联系的潜在变量效应所影响。分别对SHFE与LNE期铝价格序列建立EGARCH模型，根据AIC和SC准则确定最佳模型为GARCH(1,2)，GARCH(1,1)，均值方程和方差方程结果在表3。

表 4.17 均值方程和方差方程结果

均值方程	方差方程			
$s_t = 9.7770218 + u_t$	$\ln h_t = 0.000362 + 1.078677 u_{t-1}^2 - 0.110238 h_{t-1} + 0.028772 h_{t-2}$			
	[1.623575]	[2.619488]	[-0.844830]	[0.199533]
$l_t = 10.06819 + u_t$	$\ln h_t = 0.000472 + 1.070301 u_{t-1}^2 - 0.068319 h_{t-1}$			
	[6.301319]	[5.604918]	[-0.962835]	

通过GARCH模型分别得到方差序列 $\hat{\sigma}_s^2$ ， $\hat{\sigma}_l^2$ ，构造波动率过滤的新价格序列， $s'_t = s_t / \sqrt{\hat{\sigma}_s^2}$ 和 $l'_t = l_t / \sqrt{\hat{\sigma}_l^2}$ ，采用ADF检验发现调整后的价格序列是平稳的(见表4.8)。

表 4.18 铜期货价格和现货价格的平稳性检验结果

检验方法	ADF 检验法	
检验模型	有截距、无趋势	有截距、有趋势
变量 s'_t	-5.382591	-5.365361
变量 l'_t	-4.302286	-4.323902

有截距、无趋势的临界值为：1%的显著性水平下为-3.434，5%的显著性水平下为-2.863；有截距、有趋势的临界值为：1%的显著性水平下为-3.963，5%的显著性水平下为-3.412。

为了去除了线性预测能力，我们对 x'_t 和 y'_t 建立VAR模型，根据AIC、SC准则选择滞后2阶，

$$s'_t = 0.59433 * s'_t(-1) + 0.32268 * s'_t(-2) + 0.01005 * l'_t(-1) + 0.02648 * l'_t(-2) + 1.68959$$

[30.2740]

[16.4775]

[1.24767]

[3.26900]

[2.78372]

(4.13)

$$l'_t = 0.02926 * s'_t(-1) + 0.08618 * s'_t(-2) + 0.50311 * l'_t(-1) + 0.30630 * l'_t(-2) + 4.30987$$

[0.60773]

[1.79394]

[25.4370]

[15.4139]

[2.89451]

(4.14)

然后对VAR模型的残差进行非线性Granger因果关系检验，为了和前面的结果

进行比较，我们仍选定 $m=1, Lx=Ly, e=1.5, s=1$ 。

表 4.19 波动率过滤后铜的非线性 Granger 因果关系检验

H ₀ : 上海期铜价格不是伦敦期铜价格的 Granger 原因			H ₀ : 上海期铜价格不是伦敦期铜价格的 Granger 原因	
Lx=Ly	CS	TVAL	CS	TVAL
1	0.0034	1.99	0.0047	1.972
2	0.0045	2.327	0.0051	2.153
3	0.003	1.945	0.0052	2.184
4	0.0029	1.895	0.0027	1.732
5	0.0028	1.859	0.0027	1.737
6	0.0028	1.845	0.0028	1.716
7	0.0028	1.838	0.0019	1.397
8	0.0028	1.827	0.0018	1.387
9	0.0028	1.825	0.0019	1.386

表中 CS 值为两个变量之间检验非线性 Granger 的统计量，TVAL 为该统计量的 t 值， $e=1.5$

实证结果显示波动率过滤后统计量 CS 和 T 值都显著的减小了，T 值在 1% 水是不显著的，这说明两个时间序列的非线性因果关系表现在它们的方差持续之中，一旦用 GARCH 模型将这种效应过滤，非线性因果关系将显著变小，这表明非线性 Granger 因果关系很大程度上归因于波动率效应。

4.4.2 合约铝的检验结果及分析

同上下面要检验的是修正的 Baek 和 Brock(1992)检验是否受到与信息（能够说明 SHFE 期铝价格和 LME 期铝价格的波动率持续性）相联系的潜在变量效应所影响。分别对 SHFE 与 LME 期铝价格序列建立 GARCH 模型，根据 AIC 和 SC 准则确定最佳模型为 GARCH(1,2)，均值方程和方差方程结果在表 4.20。

表 4.20 均值方程和方差方程结果

均值方程	方差方程			
$s_t = 9.701175 + u_t$	$\ln h_t = 0.000017 + 0.868313 u_{t-1}^2 - 0.0428956 h_{t-1} + 0.187983 h_{t-2}$			
	[2.597480]	[6.498377]	[-0.332372]	[2.436060]
$l_t = 9.436145 + u_t$	$\ln h_t = 0.000076 + 0.984253 u_{t-1}^2 - 0.097832 h_{t-1} + 0.117364 h_{t-2}$			
	[10.00535]	[7.120359]	[-1.129830]	[2.127081]

通过 GARCH 模型分别得到方差序列 $\hat{\sigma}_s^2, \hat{\sigma}_l^2$ ，构造波动率过滤的新价格序列，

$s'_t = s_t / \sqrt{\hat{\sigma}_s^2}$ 和 $l'_t = l_t / \sqrt{\hat{\sigma}_l^2}$ ，采用 ADF 检验发现调整后的价格序列是平稳的(表

4.21)。

表 4.21 铝期货价格和现货价格的平稳性检验结果表

检验方法	ADF 检验法	
	有截距、无趋势	有截距、有趋势
变量 s_t'	-6.971608	-8.396270
变量 l_t'	-7.636270	-8.663498

为了去除了线性预测能力，我们对 x_t' 和 y_t' 建立VAR模型，根据AIC、SC准则选择滞后5阶，

$$\begin{aligned}
 s_t' = & 0.92090 * s_t'(-1) + 0.05472 * s_t'(-2) - 0.03663 * s_t'(-3) - 0.03911 * s_t'(-4) + 0.06057 * s_t'(-5) + \\
 & [44.5091] \quad [1.94520] \quad [-1.30133] \quad [-1.39022] \quad [2.92952] \\
 & 0.00450 * l_t'(-1) + 0.00035 * l_t'(-2) + 0.00074 * l_t'(-3) + 0.00162 * l_t'(-4) + 0.001833 * l_t'(-5) + \\
 & [0.99275] \quad [0.07861] \quad [0.16498] \quad [0.35947] \quad [0.40420] \\
 & 7.920324 \quad (4.15) \\
 & [3.93355]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 l_t' = & 0.07368 * s_t'(-1) - 0.03180 * s_t'(-2) + 0.02585 * s_t'(-3) - 0.07235 * s_t'(-4) + 0.08460 * s_t'(-5) \\
 & [0.78411] \quad [-0.24884] \quad [0.20223] \quad [-0.56619] \quad [0.90081] \\
 & + 0.13000 * l_t'(-1) + 0.16521 * l_t'(-2) + 0.16208 * l_t'(-3) + 0.167880 * l_t'(-4) + 0.10970 * l_t'(-5) + \\
 & [6.31093] \quad [8.06450] \quad [7.90793] \quad [8.19510] \quad [5.32407] \\
 & 22.20580 \quad (4.16) \\
 & [2.42798]
 \end{aligned}$$

然后对VAR模型的残差进行非线性Granger因果关系检验，为了和前面的结果进行比较，我们仍选定 $m=1, Lx=Ly, e=1.5, s=1$ 。

表 4.22 波动率过滤后铝的非线性 Granger 因果关系检验

H ₀ : SHFH 期铝价格不是 LME 期铝价格的 Granger 原因			H ₀ : LME 期铝价格不是 SHFE 期铝价格的 Granger 原因	
Lx=Ly	CS	TVAL	CS	TVAL
1	0.0033	2.064	0.0025	1.023
2	0.0036	2.192	0.0003	0.209
3	0.0030	1.832	0.0004	0.265
4	0.0038	2.165	0.0007	0.521
5	0.0034	1.948	0.0010	0.677
6	0.0033	1.817	0.0014	0.961
7	0.0033	1.797	0.0015	1.032
8	0.0035	1.870	0.0013	0.900
9	0.0037	1.935	0.0017	1.120

表中 CS 值为两个变量之间检验非线性 Granger 的统计量，TVAL 为该统计量的 t 值,c=1.5

实证结果显示波动率过滤后统计量 CS 和 T 值都显著的减小了，T 值在 1%水平下都是不显著的，这说明两个时间序列的非线性因果关系表现在它们的方差持续之中，一旦用 GARCH 模型将这种效应过滤，非线性因果关系将显著变小，这表明非线性 Granger 因果关系很大程度上归因于波动率效应。

4.5 本章小结

本章首先对上海与伦敦金属期货市场期货价格非线性结构进行了检验，BDS 统计量检验和 R/S 分析法的检验结果显示上海与伦敦金属期货市场的铜和铝期货都具有明显的非线性结构。在非线性检验的基础上，接着对数据进行了非线性 Granger 因果关系检验，上海期铜价格和伦敦期铜价格之间存在双向的非线性 Granger 因果关系。上海期铝价格和伦敦期铝价格之间也存在双向的非线性 Granger 因果关系。对数据进行波动率过滤后的非线性 Granger 因果关系检验，统计量的值明显变小，这表明非线性 Granger 因果关系很大程度上归因于波动率效应。

结 论

我国期货市场是一个快速发展的新兴市场, 其国际期货市场上影响力正逐步增大, 目前对我国期货市场的理论研究只是在线性范式的框架下进行的, 一些研究表明经济变量之间往往存在非线性结构。本文通过对国内期货市场与国际期货市场相关期货品种铜、铝期货价格之间动态关系的研究, 揭示国内期货市场与国际期货市场的联系。

本文研究的主要结论为:

第一, 无论是上海市场还是伦敦市场铜、铝、期货价格序列均是非平稳的, 但期货价格的一阶差分均是平稳的, 即期货价格序列是一阶平稳过程。

第二, 上海、伦敦期铜和期铝价格序列满足协整关系, 这两个市场期铜和期铝在长期之间存在着均衡的关系, 其价格生成机制是有联系的, 并不是相互独立的。

第三, BDS检验结果显示, 上海和伦敦铜、铝期货的Z统计量值都是显著的, 拒绝残差服从独立同分布的假设。即这两个市场的铜期货价格都存在明显的非线性结构。

第四, 上海和伦敦铜、铝期货价格的H值都明显大于0.5, 表明它们都属于分形的时间序列, 具有持久性和长期相关性(长期记忆)。上海期铜、期铝的Hurst指数大于伦敦期铜、期铝的Hurst指数, 说明上海期铜的时间序列具有更长期的记忆过程, 过去的信息对现在和未来的影响随时间衰减, 但其速率却非常慢。上海和伦敦铜期货价格分形维数值都介于1和2之间, 也说明它们是有偏的随机过程。其原因在于信息以非线性的方式呈现, 人们也以非线性的方式对信息做出反应, 所有这些最终都通过市场活动反映出来, 使得期货所构成的时间序列呈现出非线性特征。

第五, 在误差纠正框架下进行非线性Granger因果关系检验, 运用Hiemstra和Jones(1994)提出的修正的非线性Granger检验方法对数据进行检验, 上海和伦敦铜、铝期货价格存在双向的非线性Granger关系。上海和伦敦期货市场之间存在非线性关系这一结果表明, 在研究有关期货价格之间的联合动态模型时需要将期货之间的非线性关系考虑进来。

第六, 对合约铜和铝进行了波动率过滤后的非线性Granger因果关系检验, 结果显示非线性关系变小, 并且在1%水平下是不显著的, 这一结果表明上海和伦敦市场铜、铝期货之间存在的非线性Granger因果关系很大程度上是由波动率引起的。暗含的经济含义是, 每日的信息到达会同时影响到两个市场铜期货价格

的变化,而这两个市场铜期货价格变化的关系是通过信息到达这一共同因素联系起来的,信息的这种作用是极其显著且呈主导作用,上海和伦敦期铜、期铝价格之间的波动对信息流的到达是相当依赖的。

以上实证结果表明,上海和伦敦期货市场金属期货价格存在双向的非线性因果关系,这表明这两个市场金属期货价格相互影响互为因果关系,并且上海和伦敦期铜、期铝价格之间的波动对信息流的到达是相当依赖的。检验得出上海金属期货的价格时间序列具有显著的非线性动力学特征,市场价格对信息的反应存在非对称性、滞后性等非线性行为。对监管者而言,当市场具有长期记忆时,出台相关政策时既要考虑市场的短期相关关系,又要考虑长期的、滞后的影响。此外,由于波动的非线性和有偏的随机游走特性的存在,一些政策可能会由于在不恰当时候出台反而会加剧市场的波动,甚至酿成危机。对于期货投资者特别是机构投资者而言,波动率长记忆效应的存在说明在一定的非周期循环的期间内,期货价格的波动趋势在一定程度上是可以预测的。期货价格波动的“有限记忆的功能”的存在使得政策只能影响到短期的期货价格,而不能影响汇率的长期变化。上海和伦敦期货市场之间存在非线性关系这一结果表明,仅从线性关系角度考察两市场间的价格关系,难以准确表达两者间的价格决定关系。在研究有关期货价格之间的联合动态模型时需要将期货之间的非线性关系考虑进来。由于铜、铝国内、国际期货市场上的期货价格存在较为密切的互动关系,因此,无论是国内期货市场还是国际期货市场的投资者,都应该同时关注国内、国际市场上供求信息的变化,同时关注国内、国际期货市场上期货价格的波动,尤其是国际期货市场的投资者应高度重视中国期货市场有关品种的期货价格信息,以便更好地把握期货行情的波动。国内期货市场上铜、铝的套期保值者也可以利用国际期货市场的相关品种进行套期保值。另外,在国内、国际期货市场上相关品种的期货价格偏离均衡状态时,投资者可以进行无风险的跨市场套利。随着我国实施在加入 WTO 时所做的各项承诺,大宗原材料的进口数量将逐步放开,进口关税也将逐步下降,因此有理由相信,国内、国际市场大宗原材料价格将逐步接轨,由此国内企业将可能面临更大的价格风险,这就要求国内企业树立风险防范意识,积极利用期货市场进行套期保值,防范风险。同时这也给我国期货市场的发展带来了新的机遇,提出了新的要求,我国必须加快新的期货品种及金融衍生工具的推出,适应全球市场一体化的形势,满足市场的需求。

参考文献

- [1] 陶珮, 李经谋等. 中国期货市场理论问题研究. 北京:中国财政经济出版社,1997.21-30,241
- [2] Edgar, E. Peters. 资本市场的混沌和秩序(第二版). 北京:经济科学出版社, 1999,54-95
- [3] Granger, C., Forecasting in Business and Economics. New York:Academic Press, 1980
- [4] Savit, R. When random is not random: An introduction to chaos inmarket prices: The Journal of Futures Markets, 1988,(8): 271-290
- [5] Hsieh, D. Chaos and nonlinear dynamics: Application to financial market, Journal of Finance, 1991,(46): 1839-1877
- [6] Savit, R. Nonlinearities and chaotic effects in option prices, The Journal of Futures Markets, 1989,(9): 507-518
- [7] Day, R. Irregular Growth Cycles. American Economic Review, 1982
- [8] Day, R. The Emergence of Chaos from Classie Economic Growth, Quarterly Journal of Eeconomics, 1983,54
- [9] Benhabib. Day. Rational Choice and Erratie Behavior. Review of Economic Studies, 1981, 48:459-471
- [10] Benhabib J. Cycle and Chaos in Economic Equilibrium. Princeton University Press, 1992
- [11] Scheinkman and Le Baron. Nonlinear Dynamics and Stock Returns, Journal of Business, 1989,(62):311-337
- [12] Gerald P. Dwyer, Jr., Peter Locke and Wei Yu. Index arbitrage and nonlinear dynamics between the S&P 500 futures and cash, The Review of Financial Studies, 1996, 9(1): 301-332
- [13] Kodres, L. E. and Papell, D, H. Nonlinear Dynamics in the Foreign Exchange Future Market, Working Paper. University of Michigan, 1991
- [14] Abhay Abhyankar. Linear and nonlinear Granger causality: Evidence from the UK stock index futures market: Journal of Futures Markets,1998,(18): 519-540
- [15] P. Silvapulle, I.A.Moosa. The relationship between the spot and futures prices: evidence from the crude oil market. Journal of Futures markets, 1999,19:175-93
- [16] Hiemstra, C. and J.D.Jones. Testing for liner and nonlinear Granger Causality in

- the stock price-volume relation: *Journal of Finance*, 1994, 49: 1639-1665
- [17] Abhay Abhyankar. Linear and nonlinear Granger causality: Evidence from the UK stock index futures market: *Journal of Futures Markets*, 1998, (18): 519-540
- [18] 李红权, 马超群. 股市收益率与波动性长期记忆效应的实证研究. *财经研究*, 2005, 31(8): 29-37
- [19] 李建功. 中国期货市场的混沌研究. *重庆邮电学院学报*, 2004, (1): 54-56
- [20] 李钺, 齐中英. 沪铜, 天然橡胶期货价格时间序列的非线性检验. *哈尔滨工业大学学报*, 2005, (7): 81-83
- [21] 黄光晓, 陈国进. 基于分型市场理论的期铜价格 R/S 分析. *当代财经*, 2006, (3): 60-64
- [22] 王承炜, 吴冲锋. 中国股市价格—交易量的线性及非线性因果关系研究. *管理科学学报*, 2002, 5(4): 7-12
- [23] 房振明, 王春峰, 李晔, 卢涛. 我国股票与权证市场之间的线性及非线性因果关. *系统工程*, 2006, 24(7): 50-57
- [24] 马超群, 刘超, 李红权. 上海金属期货市场的非线性波动特征研究. *财经理论与实践*, 2009, 30(1): 36-40
- [25] Brock W, Dechert W D and Scheinkman J. A tests for independence based on the correlation dimension, Working paper, Department of Economics, University of Wisconsin, Madison, 1987
- [26] Granger C.W.J. Some recent development in a concept of causality, *Journal of Econometrics*, 1988, 39: 199-211
- [27] Baek, E. , W.brok. A general test for nonlinear granger causality, Working paper, Iowa state University of Wisconsin, Madison, 1992
- [28] 国泰安研究服务中心. <http://www.gtarsc.com>
- [29] 国家外汇管理局网站. <http://www.safe.gov.cn>
- [30] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用. 北京: 中国经济出版社, 2003
- [31] 王沫然. MATLAB 与科学计算(第二版). 北京: 电子工业出版社, 2004
- [32] 朱平芳. 现代计量经济学. 上海: 上海财经大学出版社, 2004, 197-199
- [33] 李子奈, 叶阿忠. 高等计量经济学. 北京: 清华大学出版社, 2000, 52-57
- [34] Engle, R.F., Granger C.W.J. Cointegration and error correction, representation estimation and testing, *Ecomometrica*, 1987, 55: 251-276
- [35] J. Quan. Two step testing procedure for price discovery role of futures prices, *Journal of Futures of markets*, 1992, 12(99): 139-49
- [36] Victor K. Ng, Stephen Craig Pirrong. Price dynamics in refined petroleum spot and futures markets, *Journal of Empirical Finance*, 1996, (2): 359-388

- [37] Garbade KD, Silber WL. Dominant and satellite: a study of dually-traded securities. *Review of Economics and Statistics*, 1979, (61):455-460
- [38] Ross, S. Information and volatility: the no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy. *Journal of Finance*, 1989,(44):1-17
- [39] Chan, K. A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures markets. *Review of Financial Studies*, 1992, (5):123-152
- [40] Yiuman Tse.. Price discovery and volatility spillover in the DJIA index and futures markets. *Journal of Futures Markets*, 1999, 19(8):911-930
- [41] Breedon, F. and A. Holland. Electronic versus open outcry markets: the case of the bund futures contract. Working Paper, 1998
- [42] Fortendery T.R., Zapata H.O. An examination of cointegration relations between futures and local grain markets. *The Journal of Futures Markets*, 1993,(13): 921-932
- [43] Tse, Y., Booth, G. G. The relationship between U. S. and eurodollar interest rates: evidence from the futures markets. *Weltwirtschaftlicher Archiv*, 1995, 131(1):28-46
- [44] Tse, Y., Booth, G. G.. Information shares in international oil futures markets, *International Review of Economics and Finance*, 1997, (6):49-56
- [45] Booth, G. G., Brockman, P., and Tse, Y.. The Relationship between US and Canadian Wheat Futures, *Applied Financial Economics*, 1998, (8):73-80
- [46] Mohanty S., Peterson W. F and Kruse N. C.. Price Asymmetry in the International Wheat Market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 1995,(43):355-366
- [47] Goodwin B. K. & Schroeder T. C., Price dynamics in international wheat markets. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 1991, (39):237-254
- [48] Maosen Zhong, Ali F.Darrat, Rafael Otero.. Price discovery and volatility spillovers in index futures markets:some evidence from Mexico. *Journal of Banking and Finance*, 2004,(28): 3037-3054
- [49] Baek E, Brock W. A nonparametric test for independence of a multivariate time series. *Statistica Sinica*, 1992,2:137-156
- [50] Bong-Soo Lee, Oliver M. Rui. The dynamic relationship between stock returns and trading volume: domestic and cross-country evidence. *Journal of Banking and Finance*, 2002, (26):51-78

致 谢

麓山依旧，湘水长流！弹指一挥间，伴随着这篇毕业论文的完成，在湖南大学金融学院的美好求学时光已然逝去，回忆过往，心中充满无限的感激与不舍。这两年半是我人生最为宝贵与美好的时光，也是我一生中最值得留恋的岁月，在这里我练就了以后赖以生存与发展的专业知识本领和为人处世的态度，忘却的尘埃永远都不会尘封这段迷久愈珍的记忆。感谢生活给我这样一个学习知识和感悟人生的机会，感谢父母和各位亲友对我成长的关怀，感谢各位老师对我的培养和教育，感谢我的朋友和同学与我共度美好的时光。

首先，我要衷心感谢我的父母，是他们用斑白的两鬓和佝偻的腰肢为我开启了成功之门。父母已过天命之年，却没有丝毫埋怨辛勤劳作为我创造良好的学习条件。在多年的求学生涯中，父母的鼓励片刻没有离身；成长的岁月里，父母的关怀时刻围绕在身，他们的养育之恩是我穷尽一生也无法报答的。我惟有努力工作，用实际的成就回报他们无尽的恩情与期望。

其次，我要感谢我的恩师——戴晓凤教授。感谢戴老师知遇之恩，能在戴老师门下学习是我的幸运和福分。戴老师直率坦诚的为人处世，乐观进取的人生精神，敏捷锐利的思维反应，渊博的专业知识，严谨的务实治学态度，诲人不倦的高尚师德对我影响深远。这种影响不是一朝的迸发，而是日积月累的渗透，戴老师所具备的人格魅力将使我终身受用。本文从选题到最终定稿，从提纲挈领到遣词造句，戴老师倾注了大量的心血。没有戴老师组织的学术讨论和提出的具有建设性的指导意见，本文将很难顺利完成。在此，向她表示崇高的敬意和衷心的感谢！

再者，我还要感谢金融学院杨胜刚院长、祝炳奎书记、曾令华教授、晏艳阳教授、贺学会教授、姜昱副教授、曹晓东副教授、刘轶副教授、陈之大副教授对我的悉心教导和帮助，使我在学业上能有所建树。同时我还要感谢刘晓剑、戴晓梅、罗俊杰、邓利华、潘新玲、王莎等各位老师，是他们的辛勤劳动和悉心照顾，使我的研究生生活得以顺利完成。

最后，我要感谢各位亲朋好友，他们的亲切关怀和无私帮助给我以激励和鼓舞，给我以无尽向上的力量。滴水之恩，当涌泉相报。我将永存这份感激之情并以此作为激励，在今后的工作和学习中不断开拓进取，勇创辉煌！

邓焜

2009年11月

附录 A 攻读学位期间所发表的学术论文目录

- [1] 《SHFE 与 LME 期铜价格非线性因果关系研究》 财经理论与实践, 2010 年第 1 期