

# 上海铜期货市场国际定价功能研究

华仁海

(南京财经大学金融学院, 南京, 210003)

刘庆富

(复旦大学金融研究院, 上海, 200433)

## 研究领域：金融学

### 作者姓名、工作单位：

华仁海, 南京财经大学金融学院

刘庆富, 复旦大学金融研究院

### 作者简介：

华仁海 (1964.05-), 男, 江苏扬州人, 博士, 南京财经大学金融学院教授, 副院长, 2002-2003 年度赴美国南加州大学马歇尔商学院做访问学者, 主要研究方向为衍生品市场。主持国家自然科学基金 2 项, 在经济学 (季刊)、世界经济、金融研究等重要学术期刊上发表学术论文 20 多篇。

刘庆富 (1973.9 - ), 男, 山东人, 博士, 复旦大学金融研究院。Email: [Liuqf@fudan.edu.cn](mailto:Liuqf@fudan.edu.cn);

### 联系地址：

华仁海, 南京财经大学金融学院, 210003, 联系电话: 025-83495938. 13905187213

E-MAIL: [huarenhai@hotmail.com](mailto:huarenhai@hotmail.com), [huarh@njue.edu.cn](mailto:huarh@njue.edu.cn)

# 上海铜期货市场国际定价功能研究

华仁海

(南京财经大学金融学院, 南京, 210003)

刘庆富

(复旦大学金融研究院, 上海, 200433)

**摘要:** 金属铜作为重要的工业原材料, 其价格变动与世界经济形势密切相关, 而在金属铜的国际定价过程中, 期货市场发挥了极为重要的作用, 上海期货交易所金属铜的期货价格也日益受到国际社会的关注。本文借助现代计量分析方法, 对上海期货交易所、伦敦金属交易所和纽约商业交易所金属铜期货价格之间的联系及期货价格波动的溢出效应进行了实证研究, 研究结果表明, 三个市场期货价格之间相互影响、相互作用, 一个市场上的价格波动将传导到另外二个市场上, 并对相关市场上的价格波动产生影响。总体而言, 伦敦市场在铜的国际定价中仍处于主导地位, 上海市场已成为全球第二大铜定价中心, 而纽约市场的影响力最小。但随着时间的推移, 上海铜期货市场在国际铜定价中的作用和影响力呈明显的上升趋势。

**关键词:** 期货市场 信息联结 国际定价

## 一、引言

随着世界经济的一体化, 全球制造加工中心正向中国转移, 中国大宗商品的进口量与日俱增。目前, 中国在石油、金属、橡胶、大豆等大宗商品上的购买量位居全球各国前列, 其中, 2004 年我国精炼铜净进口量为 108 万吨, 消费量达到 330 万吨, 中国铜需求量约占全球供应量的 1 / 5, 中国成为全球金属铜的第二消费大国, “中国因素”在全球商品定价中产生了一定的影响。世界经济的历史表明, 期货市场是全球大宗商品定价体系中的重要组成部分, 并发挥着重要的作用, 例如, 伦敦国际石油交易所交易的北海布伦特原油是全球石油最重要的定价基准之一, 美国芝加哥期货交易所 (CBOT) 交易的农产品期货价格是国际上公认的权威价格, CBOT 已成为全球农产品的定价中心。而在金属铜的国际定价中, 期货市场同样发挥了重要作用, 目前国际上进行铜期货交易最有影响力的期货交易所包括伦敦金属交易所 (LME)、上海期货交易所 (SHFE)、纽约商业交易所 (NYMEX), 2004 年这三家交易所铜期货合约的成交量 (单边统计) 分别为 457.0 百万吨, 106.2 百万吨, 36.2 百万吨。

由于中国因素影响力的不断增大, 上海期货交易所铜期货市场正日益受到国际社会的关注, 在国际市场上的影响力也明显提升, 但上海铜期货市场在国际铜定价中的影响力究竟有多大, 上海期货交易所与伦敦金属交易所和纽约商业交易所这三个市场铜期货价格之间存在怎样的联系, 一个市场上的价格波动对其它市场上价格波动会产生怎样的影响, 尤其是近年来上海铜期货市场在国际铜定价中的作用和影响力是否有较显著的提高, 所有这些问题都有待我们做出回答。并且上述问题的研究具有重要的理论意义, 因为我国作为许多大宗商品的进口大国和消费大国, 在国际大宗商品定

---

\*本研究得到国家自然科学基金 (70573044) 和江苏省教育厅高校哲学社会科学基金 (05SJB790012) 的资助。

价中的话语权如何，直接关系到我国的经济利益和经济安全，只有掌握了大宗商品的定价话语权，才能在瞬息万变的国际市场上把握主动，实现由经济大国向经济强国的转变。本文以金属铜为例，研究上海期货交易所在国际铜定价中的作用，定量地刻划上海期货交易所在国际铜定价中的影响力。

论文的结构如下：第二部分为文献回顾，第三部分介绍本文研究所用数据，第四部分为研究方法，第五部分为实证分析结果，第六部分为本文的主要研究结论及启示。

## 二、文献回顾

当同一种商品在多个期货市场上同时进行交易时，如果这些市场之间是完全开放的，市场之间存在无阻力的、连续无间断的信息共享，则在这些市场中的交易可被视作单一的市场，市场中商品价格变化由于交易时间的不同步而相继发生。但如果这些市场不是完全开放的，市场之间存在某种限制或阻力，则由于市场准入、交易成本、监管以及流动性等方面的原因将导致交易所之间在价格发现方面存在差异。

国外学者对在不同市场上进行交易的相关资产价格之间的联系进行了大量的实证研究，其中 Garbade 和 Silber(1979)最早研究了纽约证券交易所与区域性交易所证券价格之间的联系，提出了主导市场 (Dominant Market) 和卫星市场(Satellite Market)的概念，并认为区域性交易所是卫星市场，但又不是单纯的卫星市场(Satellites, but not pure satellites)。Pallmann(1992)、Harris 等(1995)、Hasbrouch(1995)等对在多个市场上交易的同一证券的价格发现问题进行了研究，提出了刻划每一个市场贡献大小的度量方法。Booth、Lee 和 Tse(1996)运用从 1990 年到 1994 年日经 225 指数期货合约的每日收盘价格，研究了大阪证券交易所、新加坡交易所和芝加哥交易所这 3 个市场之间的信息传递，发现这 3 个市场中没有一个可单独被视作信息流的主要来源。Booth、Brockman 和 Tse(1998)研究发现，芝加哥期货交易所 (CBOT) 与加拿大温尼伯商品交易所 (WCE) 小麦期货的期货价格存在协整关系，并且 CBOT 小麦期货价格引导 WCE 小麦期货价格。Covrig、Ding 和 Low(2004)讨论了日经 225 指数在东京股票交易所、大阪证券交易所和新加坡交易所的价格发现问题，结果显示，期货市场对价格发现的贡献度超过了 75%，大阪证券交易所在其中的贡献度占了期货市场的 57% 以上，并且在总的信息份额中占了 43%。Xu 和 Fung(2005)利用双参数 GARCH 模型研究了同时在东京商品交易所(TOCOM)和纽约商业交易所(NYMEX)进行期货交易的黄金、白金和白银期货价格波动的溢出效应，研究发现，两个市场相关品种期货价格之间存在很强的传导作用，但美国市场的作用相对更大。

目前对上海期货交易所与伦敦金属交易所铜期货价格之间的联系已有学者进行了研究，其中 Gang 和 Butcher (1994) 应用 Granger 因果检验研究了上海金属交易所 (上海期货交易所的前身) 与伦敦金属交易所铜期货价格之间的引导关系。张光平 (2004) 应用相关分析和线性回归分析方法研究了从 1993 年 3 月 31 日至 2003 年 12 月 15 日上海期货交易所和伦敦金属交易所三月期铜期货价格之间的联系，研究结果表明 LME 期货价格对 SHFE 期货价格具有相当的引导作用，但 SHFE 对 LME 的影响从 2001 年第四季度开始逐渐系统性地增强，上海铜价格对国际市场的影响力在逐步增大。华仁海、陈百助 (2004) 利用 Johansen 协整检验、误差修正模型、Granger 因果检验以及冲击反应分析，对上海期货交易所与伦敦金属交易所铜期货价格之间的动态关系进行了实证研究，研究结果显示：上海期货交易所与伦敦金属交易所铜的期货价格之间存在长期均衡关系，两个市场相关品种的期货

价格相互影响、相互引导，相对而言，伦敦市场对上海市场的影响力大于上海市场对伦敦市场的影响力。韩德宗（2004）则探讨了宏观经济因素与铜期货价格之间的联系。

由以上文献综述可知，目前对上海铜期货市场国际定价功能的研究大多局限在讨论上海期货交易所与伦敦金属交易所铜期货价格之间的联系，没有考虑纽约商业交易所铜期货交易的影响，另外，所用研究方法和工具相对简单，均不能定量地刻划出每一个市场在价格发现中作用的大小，同时也没有考虑价格波动的溢出效应。本文将系统地研究上海期货交易所与伦敦金属交易所和纽约商业交易所金属铜期货价格之间的相互联系以及期货价格波动的溢出效应，定量地刻划出每一个市场在价格发现中作用的大小，全方位地揭示上海期货交易所金属铜国际定价中的地位 and 影响力。

### 三、数据

由于不同国家所处时区的不同，各个国家的期货交易时间往往不一致，为对后面的实证结果进行分析和解释，了解一个市场相对于另一个市场的实际交易时间非常重要。上海期货交易所期铜只有场内电子盘交易，交易时间为上午 9：30-11：30，下午 13：30-15：00。而伦敦金属交易所期铜既有人工喊价交易（场内交易和场外交易），同时还有电子盘交易。伦敦金属交易所场内交易时间为伦敦当地时间 12：00 - 12：05，12：30 - 12：35，15：30 - 15：35，16：15 - 16：20，而场外交易时间为 13：15-15：10 和 16：35-17：00，电子盘交易时间为全天 24 小时。纽约商业交易所期铜既有人工喊价交易（场内交易），同时又有电子盘交易（场外交易）。场内交易时间为纽约当地时间上午 8：10 至下午 13：00，场外交易时间为下午 14：00 至次日上午 8：00。表 2.1 给出了上海期货交易所、伦敦金属交易所和纽约商业交易所金属铜的场内交易的开盘时间和收盘时间（已换算为北京时间）。

表 1 三家期货交易所铜期货交易时间（北京时间）

期货交易所	开盘时间	收盘时间
上海期货交易所	9：00	15：00
伦敦金属交易所	20：00	0：15*
纽约商业交易所	21：10	2：00*

注：带\*号的表示滞后一天的北京时间

由表 1 可知：从场内交易的时间来看，上海期货交易所的期货交易早于伦敦金属交易所和纽约商业交易所的期货交易，上海期货交易所与伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜期货交易时间不存在交叉，在上海期货交易所结束一天的交易后，伦敦金属交易所和纽约商业交易所方才开始铜的期货交易，伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的交易时间存在一部分重叠，纽约商业交易所收盘时间最迟。

由于伦敦金属交易所以及纽约商业交易所铜的期货交易主要集中在人工喊价的场内交易，场外电子盘交易相对不活跃，因此，对伦敦金属交易所以及纽约商业交易所铜交易数据，均选用场内交易数据，对上海期货交易所则选用场内电子盘交易数据。数据包括每个交易日的开盘价和收盘价格，数据来源于相应的期货交易所。

表 2 三家期货交易所铜合约月份

期货交易所	合约月份
上海期货交易所	1~12
伦敦金属交易所	3 月、15 月、27 月
纽约商业交易所	1~12

由表 2 可知，伦敦金属交易所与上海期货交易所和纽约商业交易所在铜的期货合约月份的设计上存在差异，其中伦敦金属交易所 3 月、15 月、27 月期的期货合约均为连续合约，而上海期货交易所和纽约商业交易所的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。选择伦敦金属交易所 3 月期铜每个交易日期货价格数据（开盘价格和收盘价格）；为保持对应，选择纽约商业交易所、上海期货交易所铜后推三个月产生的连续期货合约每个交易日的期货价格数据，举例来说，假设现在的时间是 1998 年 1 月，则选取后推三个月的连续期货合约 1998 年 4 月份交割的期货合约作为代表，而到 1998 年 2 月，则选取 1998 年 5 月份交割的期货合约作为代表，以此类推。数据的时间跨度均从 1998 年 1 月 2 日至 2005 年 6 月 30 日。由于不同市场上的节假日不一致，因此，为保持数据配对，删除所有非配对数据，这样得到配对数据的个数为 1729 个。

由于 LME 铜期货价格的报价单位为美元/吨，NYMEX 铜期货价格的报价单位为美分/磅，而 SHFE 铜期货价格的报价单位为人民币元/吨，因此，为保持一致，统一将期货报价折算成按人民币元/吨报价，其中每磅=0.454 公斤，美元对人民币的汇率采用国家外汇管理局网站（[www.safe.gov.cn](http://www.safe.gov.cn)）统计数据库中提供的人民币基准汇率。

另外，为研究方便，我们用  $SH_t$ 、 $LD_t$  和  $NY_t$  分别表示上海期货交易所、伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜连续合约的期货价格的自然对数序列，一般情况下用期货收盘价格作为代表，但有时会用期货市场上的开盘价格作为代表，这时在论文中将予以说明。定义期货价格收益为：

$Ln(C_t) - Ln(C_{t-1})$ ，其中  $C_{t-1}$  和  $C_t$  分别为第  $t-1$  日和第  $t$  日的收盘价格。

由于三家期货交易所的交易时间不同步，为研究需要，产生二组数据。第一组数据记为  $(SH_t, LD_t, NY_t)$ ，其中  $SH_t$ 、 $LD_t$  和  $NY_t$  分别表示第  $t$  日上海期货交易所、伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜连续合约的期货价格的自然对数，即按北京时间来说，上海期货交易所铜的期货交易在前，而伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的期货交易在后；第二组数据记为  $(SH_{t+1}, LD_t, NY_t)$ ，其中  $SH_{t+1}$  表示第  $t+1$  日上海期货交易所铜的期货价格的自然对数，而  $LD_t$  和  $NY_t$  分别表示第  $t$  日伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的期货价格的自然对数，即按北京时间来说，伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的期货交易在前，而上海期货交易所铜的期货交易在后。通过第一组数据和第二组数据的研究，有助于分析上海期货交易所与伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜期货价格之间的相互联系。

#### 四、研究方法

本文首先借助 Johansen 协整检验方法检验三个市场期货价格之间是否存在协整关系，在此基础上再进行进一步研究。

##### 1、协整检验

假设  $Y_t$  是一个  $3 \times 1$  阶时间序列向量，其  $k$  阶向量自回归模型为：

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \Pi_i Y_{t-i} + V_t; V_t \sim iid(0, \Sigma) \quad (1)$$

其中  $Y_t = (SH_t, LD_t, NY_t)'$ ， $\mu$  是一个  $3 \times 1$  阶向量，其中可以包括常数项和线性趋势项， $\Pi_i$  是一个  $3 \times 3$  参数矩阵， $V_t = (v_{1t}, v_{2t})'$  是  $3 \times 1$  阶残差向量，服从白噪声分布， $\Sigma$  是  $3 \times 3$  阶方差协方差矩阵。

通过重新整理与参数变换，(1) 式可以表示为：

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-k} + V_t \quad (2)$$

其中  $\Delta$  为一阶差分算子，

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_i) \quad (i = 1, 2, \dots, k-1) \quad (3)$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k) \quad (4)$$

利用极大似然估计可以对矩阵  $\Gamma_i$  和  $\Pi$  中的参数进行估计。 $S_t$  与  $F_t$  之间存在协整关系的关键在于约束矩阵  $\Pi$  的秩，如果矩阵  $\Pi$  的秩为 1，则表明  $S_t$  与  $F_t$  之间存在协整关系，而  $\Pi Y_{t-1}$  为误差修正项，反映  $S_t$  与  $F_t$  之间存在的长期均衡关系。此时  $\Pi$  可分解为两个  $2 \times 1$  阶矩阵  $\alpha$  和  $\beta$ ，使得

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (5)$$

其中  $\alpha$  为误差修正项系数向量，反映了系统在偏离均衡状态时回复到均衡状态的调整方向和调整速度； $\beta'$  为协整参数向量， $\beta' Y$  反映了期货价格与现货价格之间的长期均衡关系。利用迹统计量  $\lambda_{trace}$  和最大特征值统计量  $\lambda_{max}$  可以对协整向量的个数进行统计检验。

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^3 \ln(1 - \lambda_i) \quad (6)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (7)$$

其中  $T$  为观察值的个数， $\lambda_i$  为约束矩阵  $\Pi$  中最小的  $3 - r$  个特征值。

## 2、误差修正模型 (VECM)

如果三个市场期货价格之间存在协整关系，则可以利用误差修正模型 (VECM) 研究三个市场期货价格之间的相互引导关系。其具体关系可以通过如下误差修正模型(ECM)来表述：

$$\Delta SH_t = w_1 + d_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i) \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12}(i) \Delta LD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{13}(i) \Delta NY_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$\Delta LD_t = w_2 + d_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{21}(i) \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22}(i) \Delta LD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{23}(i) \Delta NY_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

$$\Delta NY_t = w_3 + d_3 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{31}(i) \Delta SH_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{32}(i) \Delta LD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{33}(i) \Delta NY_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (10)$$

其中  $\Delta$  为一阶差分， $\alpha_{11}(i), \alpha_{12}(i), \alpha_{13}(i), \alpha_{21}(i), \alpha_{22}(i), \alpha_{23}(i), \alpha_{31}(i), \alpha_{32}(i), \alpha_{33}(i)$  为短期调整系数， $Z_{t-1}$  为含有截距项的误差修正项， $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$  和  $\varepsilon_{3t}$  为残差项，服从联合正态分布。

$d_1, d_2, d_3$  为误差修正项系数， $p$  为滞后阶数，按照 AIC 准则选定。误差修正项的系数  $d_1, d_2, d_3$  具有两方面的作用，一是可以识别三个市场期货价格之间 Granger 因果关系的方向，二是在系统偏离均衡状态时，可以测量三个市场期货价格的调整速度和调整方向。

## 3、Hasbrouck 分解

Hasbrouck(1995)的研究表明：误差修正模型 (VECM) 可进一步表示为：

$$P_t = P_0 + \psi \left( \sum_{k=1}^t \varepsilon_k \right) \tau + \Psi^*(L) \varepsilon_t \quad (11)$$

其中  $P_t = (SH_t, LD_t, NY_t)'$  为  $3 \times 1$  的列向量， $P_0$  为  $3 \times 1$  的常数列向量， $\tau = (1, 1, 1)'$  为  $3 \times 1$  的单位列向量， $\Psi^*(L)$  为带滞后算子的矩阵多项式， $\Psi(1)\varepsilon_t$  包含了随机扰动对三个市场期货价格波动的长期作用， $\psi$  代表  $\Psi(1)$  中的公共行向量， $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})'$ 。

Hasbrouck (1995) 指出：增量  $\psi \varepsilon_t$  是由于新信息的到来引起证券价格变动的长期作用部分，而该长期作用部分的方差为  $\sigma_f^2 = \psi \Pi \psi'$ ，其中  $\Pi$  为残差  $\varepsilon_t$  的协方差。问题的关键在于将方差  $\sigma_f^2$  分解为三部分，一部分是由于上海期货交易所期货价格变动引起的，一部分是由于伦敦金属交易所期货价格变动引起的，另一部分是由于纽约商业交易所期货价格变动引起的。由于三个市场期货价格的变动不相互独立，因此，为消除三个市场价格变动的交叉影响，将矩阵  $\Pi$  进行 Cholesky 分解，即  $\Pi = MM'$ ，其中  $M$  为下三角矩阵。Hasbrouck (1995) 将市场  $i$  所占的信息份额  $S_i$  定义为市场  $i$  在

总方差  $\sigma_f^2$  中的比重，即  $S_i = \frac{(\psi M)_i^2}{\sigma_f^2}$ 。

由于价格变动反映了市场对新信息的作用，因此，如果一个市场所占的信息份额相对较大，则说明这个市场吸收了更多的市场信息，也即在价格发现功能中发挥了更为重要的作用。

### 五、实证结果

表 3 给出了三家期货交易所铜连续合约期货价格收益的基本统计特征。由表 3 可知：三家期货交易所铜期货价格收益均为左偏，同时具有尖峰厚尾的特征，不服从正态分布。由 Q 统计量可知，在 5% 的置信水平下，上海期货交易所和伦敦金属交易所铜的期货价格收益存在自相关，而纽约商业交易所铜的期货价格收益不存在自相关。而由  $Q^2(36)$  统计量可知，上海期货交易所和伦敦金属交易所金属铜的期货价格收益具有异方差的特征，而纽约商业交易所铜的期货价格收益不存在异方差。

表 3 期货价格收益的基本统计特征

	SHFE	LME	NYMEX
均值	0.000131	0.000272	0.000225
中值	0.00	0.00	0.00
标准差	0.0104	0.0124	0.0140
偏度	-0.0580	-0.4891	-0.4602
峰度	4.43	7.02	9.78
JB	148.49(0)	1235.51(0)	3368.46(0)
Q(36)	51.15(0.05)	54.77(0.02)	45.90(0.13)
$Q^2(36)$	722.72(0)	119.70(0)	28.50(0.81)

注：期货价格收益是指  $\ln(C_t) - \ln(C_{t-1})$ ， $C_t$  为第  $t$  日的收盘价格，JB 是指 Jarque-Bera 正态检验统计量，Q(36) 是 Ljung 和 Box 提出的检验期货价格收益序列自相关性的 Q 统计量，滞后阶数为 36， $Q^2(36)$  是滞后阶数为 36 的检验期货价格收益平方序列自相关性的 Q 统计量，括号内的数值为概率值。

表 4 给出了三家期货交易所期货价格之间的相关系数，由表 4 可知：三家期货交易所铜期货价格之间高度相关，相关系数均在 0.99 以上。

表 4 相关系数

	相关系数		相关系数
$SH_t - LD_t$	0.9941	$SH_{t+1} - LD_t$	0.9943
$SH_t - NY_t$	0.9931	$SH_{t+1} - NY_t$	0.9936



$$LD_t - NY_t$$

0.9993

由于伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的交易时间比较接近，而上海期货交易所与伦敦金属交易所和纽约商业交易所的交易时间完全错开（指场内交易时间），因此，通过比较三家期货交易所金属铜交易时间和非交易时间的波动方差，可以从一个侧面反映市场信息传递的方式和途径。表 5 给出了三家期货交易所金属铜交易时间和非交易时间的波动方差，其中交易时间波动方差是通过计算  $\ln(C_t) - \ln(O_t)$  变动方差得到的， $O_t$  和  $C_t$  表示第  $t$  日的开盘价和收盘价，即交易时间的波动方差反映了一天中价格波动（从开盘到收盘）情况。而非交易时间波动方差是通过计算  $\ln(O_t) - \ln(C_{t-1})$  变动方差得到的， $C_{t-1}$  表示第  $t-1$  日的收盘价， $O_t$  表示第  $t$  日的开盘价，即非交易时间的波动方差反映了第一天收盘到第二天开盘价格波动情况。证券市场上的大量实证研究（Fama(1965)，French 和 Roll(1986)，Chan 和 Chan(1993)等）表明，交易时间股票价格收益的波动方差往往高于非交易时间的波动方差，对这种现象解释通常认为，市场信息一般是在交易时间发布的，并且市场上存在大量的噪声交易者。由表 5 可知，伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜交易时间的波动方差略高于非交易时间的波动方差，而上海期货交易所无论是在交易时间还是非交易时间的波动性均高于伦敦市场和纽约市场，并且非交易时间的波动性远远高于交易时间的波动性，上海期货交易所与伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的波动特征呈现出明显的差异。这也从一个侧面说明伦敦金属交易所和纽约商业交易所可能是金属铜的主要信息源，上海期货交易所铜的价格波动可能受这二个市场价格的影响较大。

表 5 交易时间与非交易时间波动方差的比较

	SHFE	LME	NYMEX
交易时间方差( $\times 10^{-4}$ )	1.59	0.84	1.11
非交易时间方差 ( $\times 10^{-4}$ )	626.49	0.62	0.78

为研究三个市场期货价格之间的相互联系，首先运用 ADF 检验检验三个市场连续期货序列的平稳性，按照 AIC 原则选定最佳滞后阶数，由表 6 可知：三个市场连续期货序列均是非平稳的，但它们的一阶差分序列是平稳的，即连续期货价格序列均是  $I(1)$  过程。

表 6 连续期货价格序列及其一阶差分的 ADF 检验

	SHFE	LME	NYMEX
期货价格序列	0.87	0.35	0.11

期货价格序列的一阶差分	-43.30	-42.36	-43.52
-------------	--------	--------	--------

注：表中的数值为 ADF 统计值，在 5% 置信水平下的临界值为-2.86。

表 7 三个市场期货价格之间的协整检验

零假设	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值
$r \leq 0$	98.49	29.68	35.65
$r \leq 1$	26.66	15.41	20.04
$r \leq 2$	0.54	3.76	6.65

表 7 给出了对第一组数据  $(SH_t, LD_t, NY_t)$  的 Johansen 协整检验，根据 SIC 准则选定滞后阶数，由检验结果可知， $r = 2$ ，表明三个市场期货价格之间存在协整关系，它们之间存在一个公共的协整向量。对第二组数据  $(SH_{t+1}, LD_t, NY_t)$  进行类似的检验，可得出同样的结论。

表 8 三个市场期货价格之间的两两协整检验

零假设	(SHFE, LME)	(SHFE, NYMEX)	(LME, NYMEX)
$r \leq 0$	27.58	27.60	69.48
$r \leq 1$	0.50	0.46	0.31

表 8 给出了利用第一组数据计算的三个市场中任二个市场期货价格之间两两的协整检验结果，即对数据  $(SH_t, LD_t)$ ， $(SH_t, NY_t)$ ， $(LD_t, NY_t)$  的协整检验，由检验结果可知：任两个市场期货价格之间均存在协整关系。对第二组数据做同样的处理，也可得到类似的结论。

由于上海期货交易所、伦敦金属交易所、纽约商业交易所铜的期货价格之间存在协整关系，故可借助误差修正模型和 Granger 因果检验、Hasbrouck 分解研究三个市场期货价格之间的相互联系和相互影响。为比较不同时期的三个市场的联系是否发生了变化，将样本区间分为三部分进行讨论，即 1998 年 1 月至 2005 年 6 月(全样本)，1998 年 1 月至 2003 年 12 月，2004 年 1 月至 2005 年 6 月。

表 9 给出了时间跨度从 1998 年 1 月至 2005 年 6 月，对第一组数据应用误差修正模型和 Granger 因果检验的估计结果。由于第一组数据中，上海期货交易所铜的期货交易先于伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的期货交易，而误差修正模型是用前一期的误差修正项与交叉项的滞后项和其自身的滞后项对当期的价格变动进行解释。因此，通过等式 (8)，可以说明伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的期货价格对上海期货交易所铜的期货价格的影响，由表 9 的参数估计结果可知：虽然等式 (8) 中的误差修正项  $Z_{t-1}$  的系数  $d_1$  为-0.0006，统计不显著，但由 Granger 因果检验可知，等式 (8)

中交叉项的系数  $\alpha_{12}(i)$  和  $\alpha_{13}(i)(i=1,2,3)$  统计显著，尤其是  $\Delta LD_{t-1}$  和  $\Delta NY_{t-1}$  前的系数相对较大，说明伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的期货价格对上海期货交易所铜的期货价格具有较强的引导作用。

表 9 误差修正模型的参数估计及 Granger 因果检验  
(第一组数据，样本区间为：1998 年 1 月至 2005 年 6 月)

解释变量	被解释变量					
	(1) $\Delta SH_t$		(2) $\Delta LD_t$		(3) $\Delta NY_t$	
	系数	t 统计值	系数	t 统计值	系数	t 统计值
C	0.0002	1.06	0.0004	1.30	0.0004	1.11
$Z_{t-1}$	-0.0006	-0.40	0.0048*	2.19	-0.0040	-1.58
$\Delta SH_{t-1}$	-0.3395*	-13.19	0.0476	1.28	0.1103*	2.58
$\Delta SH_{t-2}$	-0.1099*	-4.12	-0.0114	-0.30	0.0258	0.58
$\Delta SH_{t-3}$	-0.0065	-0.31	0.0212	0.70	0.0313	0.90
$\Delta LD_{t-1}$	0.1115*	2.64	-0.4283*	-7.05	0.1284	1.83
$\Delta LD_{t-2}$	0.0857*	1.97	-0.3014*	-4.82	0.0168	0.23
$\Delta LD_{t-3}$	0.0717	1.94	-0.1564*	-2.94	-0.0121	-0.20
$\Delta NY_{t-1}$	0.4114*	10.88	0.3945*	7.25	-0.1609*	-2.56
$\Delta NY_{t-2}$	0.1040*	2.57	0.2510*	4.32	-0.0865	-1.29
$\Delta NY_{t-3}$	-0.0002	-0.01	0.1536*	3.10	-0.0044	-0.08
零假设 $H_0$	$\chi^2$ 统计值			概率值		
$\alpha_{12}(i) = 0(i=1,2,3)$	8.35*			0.0392		
$\alpha_{13}(i) = 0(i=1,2,3)$	147.02*			0		

注： $\Delta$  表示一阶差分，带\*号的表示在 5% 置信水平下统计显著。误差修正项为： $SH_{t-1} - 19.1952LD_{t-1} + 18.2669NY_{t-1} - 0.9926$

为刻划三个市场在价格发现功能中作用的大小，我们利用 Hasbrouck (1985) 提出的方法，将影响三个市场期货价格变动长期作用部分的方差进行分解，求出三个市场期货价格变动长期作用部分的方差来自于三个期货市场的比重，再计算三个期货市场信息份额的平均数，以此作为每个市场在价格发现功能中作用的大小。

表 10 给出了第一组数据全样本区间 Hasbrouck 方差分析结果，由表 10 可知，对上海市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，全部来自于上海市场。随着滞后期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈下降趋势，最终趋于 64.46%，而来自于伦敦市场的部分则呈上升趋势，最终趋于 33.42%；来自于纽约市场的部分占 2.12%。对伦敦市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，总方差中 12.78% 来自于上海市场，87.22% 来自于伦敦市场，并且，随着滞后期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈上升趋势，最终趋于 15.67%，而来自于伦敦期货市场的部分则呈下降趋势，最终趋于 78.02%，来自于纽约市场的部分也呈上升趋势，最终趋于 6.30%。对纽约市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，总方差中 10.39% 来自于上海市场，70.25% 来自于伦敦市场，19.36% 来自于纽约市场。并且，随着滞后期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈上升趋势，最终趋于 14.15%，来自于伦敦期货市场的部分也呈上升趋势，最终趋于 78.64%，而来自于纽约市场的部分则呈下降趋势，最终趋于 7.21%。

平均来说，来自于上海市场的方差为 31.43% ( $= (64.46\% + 15.67\% + 14.15\%) / 3$ )，来自于伦敦市场的方差为 63.36% ( $= (33.42\% + 78.02\% + 78.64\%) / 3$ )，来自于纽约市场的方差为 5.21% ( $= (2.12\% + 6.30\% + 7.21\%) / 3$ )。因此，对铜来说，伦敦期货市场在价格发现功能中的作用最大，上海市场次之，纽约市场作用最小。

表 10 Hasbrouck 方差分解  
(第一组数据，样本区间为：1998 年 1 月至 2005 年 6 月)

	上海市场			伦敦市场			纽约市场		
	来自于	来自于	来自于	来自于	来自于	来自于	来自于	来自于	
	上海市	伦敦市	纽约市	上海市	伦敦市	纽约市	上海市	伦敦市	纽约市
1	100	0	0	12.78	87.22	0	10.39	70.25	19.36
2	75.54	21.02	3.44	13.57	83.50	2.93	12.80	71.09	16.11
3	70.86	25.63	3.51	13.82	82.28	3.90	13.21	71.34	15.45
4	68.87	27.56	3.57	14.34	81.37	4.29	13.63	71.31	15.06
5	67.78	28.43	3.79	14.61	81.13	4.26	13.84	71.54	14.62
...									
n	64.46	33.42	2.12	15.67	78.02	6.30	14.15	78.64	7.21

表 11 给出了样本区间为 1998 年 1 月至 2003 年 12 月的 Hasbrouck 方差分析结果，由表 11 可知，对上海市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，全部来自于上海市场。随着滞后

期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈下降趋势，最终趋于 58.69%，而来自于伦敦市场的部分则呈上升趋势，最终趋于 37.91%；来自于纽约市场的部分占 3.40%。对伦敦市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，总方差中 12.83%来自于上海市场，其余的 87.87%来自于伦敦市场，并且，随着滞后期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈上升趋势，最终趋于 13.81%，而来自于伦敦期货市场的部分则呈下降趋势，最终趋于 68.89%，来自于纽约市场的部分也呈上升趋势，最终趋于 17.30%。对纽约市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，总方差中 9.90%来自于上海市场，70.73%来自于伦敦市场，19.37%来自于纽约市场。并且，随着滞后期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈上升趋势，最终趋于 11.33%，来自于伦敦期货市场的部分最终趋于 69.25%，而来自于纽约市场的部分最终趋于 19.41%。

平均来说，来自于上海市场的方差为 27.94% ( $= (58.69\%+13.81\%+11.33\%) / 3$ )，来自于伦敦市场的方差为 58.68% ( $= (37.91\%+68.89\%+69.29\%) / 3$ )，来自于纽约市场的方差为 13.38% ( $= (3.40\%+17.30\%+19.41\%) / 3$ )。因此，对铜来说，伦敦期货市场在价格发现功能中的作用最大，上海市场次之，纽约市场作用最小。

表 11 Hasbrouck 方差分解  
(第一组数据，样本区间为：1998 年 1 月-2003 年 12 月)

	上海市场			伦敦市场			纽约市场		
	来自于			来自于			来自于		
	上海市 场	伦敦市 场	纽约市 场	上海市 场	伦敦市 场	纽约市 场	上海市 场	伦敦市 场	纽约市 场
1	100	0	0	12.83	87.17	0	9.90	70.73	19.37
2	72.13	23.28	4.59	12.72	83.85	3.43	11.32	72.07	16.61
3	68.44	26.92	4.63	12.25	83.23	4.52	11.12	72.96	15.92
4	65.66	29.67	4.67	12.40	82.63	4.97	11.04	73.37	15.58
5	64.13	31.16	4.70	12.41	82.48	5.11	11.03	73.31	15.66
...									
n	58.69	37.91	3.40	13.81	68.89	17.30	11.33	69.25	19.41

表 12 给出了样本区间为 2004 年 1 月至 2005 年 6 月的 Hasbrouck 方差分析结果，由表 12 可知，对上海市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，全部来自于上海市场。随着滞后期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈下降趋势，最终趋于 72.21%，而来自于伦敦市场的部分最终趋于 23.14%；来自于纽约市场的部分占 4.65%。对伦敦市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，总方差中 14.53%来自于上海市场，其余的 85.47%来自于伦敦市场，并且，随着滞后期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈上升趋势，最终趋于 28.64%，而来自于伦敦期货市场的部分则呈下降趋势，最终趋于 59.73%，来自于纽约市场的部分也呈上升趋势，最终趋于 11.62%。对纽约市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，总方差中 12.59%来自于上海市场，69.10%来自于伦敦市场，18.31%来自于纽约市场。并且，随着滞后期的增加，总方差中

来自于上海市场的部分呈上升趋势,最终趋于 22.51%,来自于伦敦期货市场的部分最终趋于 64.49%,而来自于纽约市场的部分最终趋于 13.00%。

平均来说,来自于上海市场的方差为 41.12% (= ( 72.21%+28.64%+22.51% ) /3 ),来自于伦敦市场的方差为 49.12%(=(23.14%+59.73%+64.49%)/3),来自于纽约市场的方差为 9.76%(=(4.65%+11.62%+13.00%)/3)。因此,对铜来说,伦敦期货市场在价格发现功能中的作用最大,上海市场次之,纽约市场作用最小。

表 12 Hasbrouck 方差分解  
(第一组数据,2004 年 1 月-2005 年 6 月)

	上海市场			伦敦市场			纽约市场		
	上海市 场	伦敦市 场	纽约市 场	上海市 场	伦敦市 场	纽约市 场	上海市 场	伦敦市 场	纽约市 场
1	100	0	0	14.53	85.47	0	12.59	69.10	18.31
2	80.39	18.10	1.51	17.45	79.88	2.66	17.43	67.32	15.25
3	74.30	23.80	1.90	19.52	76.45	4.03	19.08	65.42	15.50
4	73.84	24.09	2.07	20.88	74.07	5.06	20.30	63.89	15.81
5	73.59	23.78	2.63	22.04	72.52	5.44	20.82	63.85	15.33
...									
n	72.21	23.14	4.65	28.64	59.73	11.62	22.51	64.49	13.00

上述利用第一组数据对三个时间段中三个市场在铜价格发现中作用大小的研究结论显示:从 1998 年 1 月至 2003 年 12 月期间,上海市场占 27.94%,伦敦市场占 58.68%,纽约市场占 13.38%;从 2004 年 1 月至 2005 年 6 月期间,上海市场占 41.12%,伦敦市场占 49.12%,纽约市场占 9.76%;而在整个区间内,即从 1998 年 1 月至 2005 年 6 月,上海市场占 31.43%,伦敦市场占 63.36%,纽约市场占 5.21%。以上研究结论表明,随着时间的推移,上海铜期货市场在价格发现中的作用呈明显的上升趋势,上海铜期货市场在国际市场的影响力在逐渐增大。

表 13 给出了时间跨度从 1998 年 1 月至 2005 年 6 月,对第二组数据应用误差修正模型和 Granger 因果检验的估计结果。由于在第二组资料中,伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的期货交易先于上海期货交易所铜的期货交易,而误差修正模型是用前一期的误差修正项与交叉项的滞后项和其自身的滞后项对当期的价格变动进行解释。因此,通过等式(9)和(10),可以说明上海期货交易所铜的期货价格对伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的期货价格的影响,由表 13 的参数估计结果可知:等式(9)中的误差修正项  $Z_{t-1}$  的系数  $d_2$  为 0.0071,统计显著,同时由 Granger 因果检验可知,等式(9)中交叉项的系数  $\alpha_{21}(i)$  统计显著;等式(10)中的误差修正项  $Z_{t-1}$  的系数  $d_3$  为-0.0035,统计不显著,但由 Granger 因果检验可知,等式(10)中交叉项的系数  $\alpha_{31}(i)$  统计显著,说明上海期

货交易所铜的期货价格对伦敦金属交易所和纽约商业交易所铜的期货价格具有引导作用。

表 13 误差修正模型的参数估计及 Granger 因果检验  
(第二组数据, 样本区间为: 1998 年 1 月至 2005 年 6 月)

被解释变量						
	$\Delta SH_t$		$\Delta LD_t$		$\Delta NY_t$	
解释变量	系数	t 统计值	系数	t 统计值	系数	t 统计值
$C$	0.0004	1.43	0.0003	1.09	0.0003	0.90
$Z_{t-1}$	-0.0020	-0.83	0.0071 *	2.85	-0.0035	-1.20
$\Delta SH_{t-1}$	-0.0626 *	-2.04	0.5094 *	15.69	0.5407 *	14.21
$\Delta SH_{t-2}$	0.0197	0.58	0.2158 *	5.97	0.2857 *	6.75
$\Delta SH_{t-3}$	-0.0089	-0.27	0.0326	0.94	0.0693	1.70
$\Delta LD_{t-1}$	0.0525	0.98	-0.4759 *	-8.39	0.0797	1.20
$\Delta LD_{t-2}$	0.0236	0.43	-0.3386 *	-5.82	-0.0205	-0.30
$\Delta LD_{t-3}$	-0.0021	-0.05	-0.1808 *	-3.79	-0.0333	-0.59
$\Delta NY_{t-1}$	-0.0195	-0.39	0.1752 *	3.35	-0.3913 *	-6.38
$\Delta NY_{t-2}$	-0.0230	-0.45	0.1949 *	3.59	-0.1459 *	-2.29
$\Delta NY_{t-3}$	0.0312	0.72	0.1532 *	3.32	-0.0061	-0.11
零假设 $H_0$	$\chi^2$ 统计值		概率值			
$\alpha_{21}(i) = 0(i = 1,2,3)$	248.83 *		0			
$\alpha_{31}(i) = 0(i = 1,2,3)$	208.74 *		0			

注: 误差修正项为:  $SH_{t-1} - 15.6191LD_{t-1} + 14.6934NY_{t-1} - 0.9947$

表 14 给出了利用第二组数据在全样本区间上的 Hasbrouck 方差分析结果, 由表 14 可知, 对上海市场期货价格变动长期作用部分的方差, 当滞后期为 1 时, 全部来自于上海市场。随着滞后期的增加, 总方差中来自于上海市场的部分虽呈下降趋势, 但最终仍高达 99.11%, 而来自于伦敦市场和纽约市场的部分仅占 0.34% 和 0.55%。对伦敦市场期货价格变动长期作用部分的方差, 当滞后期为 1

时，总方差中 32.67%来自于上海市场，67.33%来自于伦敦市场，并且，随着滞后期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈上升趋势，最终趋于 74.15%，而来自于伦敦期货市场的部分则呈下降趋势，最终趋于 23.26%，来自于纽约市场的部分也呈上升趋势，最终趋于 2.59%。对纽约市场期货价格变动长期作用部分的方差，当滞后期为 1 时，总方差中 37.56%来自于上海市场，42.47%来自于伦敦市场，19.97%来自于纽约市场。并且，随着滞后期的增加，总方差中来自于上海市场的部分呈上升趋势，最终趋于 72.01%，来自于伦敦期货市场的部分呈下降趋势，最终趋于 24.53%，而来自于纽约市场的部分也呈下降趋势，最终趋于 3.46%。

平均来说，来自于上海市场的方差为  $81.76\% (= (99.11\%+74.15\%+72.01\%) / 3)$ ，来自于伦敦市场的方差为  $16.04\%(=(0.34\%+23.26\%+24.53\%)/3)$ ，来自于纽约市场的方差为  $2.20\%(=(0.55\%+2.59\%+3.46\%)/3)$ 。该结论表明，上海期货市场在价格发现功能中处于绝对的主导地位，但该结论与市场的实际情况似乎存在较大的差异，令人难以置信。出现上述结论的一个重要原因可能在于：在用第二组数据分析上海市场对伦敦市场和纽约市场的影响时，实际上是分析上海市场的收盘价对伦敦市场和纽约市场当日收盘价的影响，由于本课题研究中选用的伦敦市场期货价格数据是场内交易数据，而伦敦市场在开始场内交易之前，存在连续的场外电子盘交易，而电子盘交易价格与接下来的场内交易价格之间具有很强的连贯性，因此，伦敦市场场外电子盘交易价格对上海市场当日期货收盘价格已产生较大的影响，即上海铜市场的收盘价格信息已包含了部分伦敦市场的价格信息，这时利用期货价格数据分析得出的上海市场对伦敦市场的影响实际上是夸大了上海市场的作用，结果是不真实的。

表 14 Hasbrouck 方差分解  
(第二组数据，样本区间为：1998 年 1 月至 2005 年 6 月)

	上海市场			伦敦市场			纽约市场		
	来自于 上海市 场	来自于 伦敦市 场	来自于 纽约市 场	来自于 上海市 场	来自于 伦敦市 场	来自于 纽约市 场	来自于 上海市 场	来自于 伦敦市 场	来自于 纽约市 场
1	100	0	0	32.67	67.33	0	37.56	42.47	19.97
2	99.90	0.06	0.04	54.15	44.86	0.99	54.69	32.07	13.24
3	99.89	0.06	0.05	61.41	37.37	1.22	61.99	27.12	10.88
4	99.85	0.11	0.04	64.47	34.20	1.33	64.88	25.27	9.85
5	99.84	0.12	0.04	66.16	32.58	1.26	66.35	24.49	9.16
...									
n	99.11	0.34	0.55	74.15	23.26	2.59	72.01	24.53	3.46

由以上分析结果可知，相对于伦敦市场和上海市场，纽约市场的影响力相对较小，同时，伦敦市场与纽约市场的交易时间比较接近，因此，在下文的进一步研究中，仅考虑上海和纽约这二个市场。由于伦敦市场在进行场内交易前，存在场外电子盘报价，而该报价对上海期货交易所的当日收盘价产生了一定的影响，同时，伦敦市场场外报价与接下来的场内交易具有连续性，因此，在利用



第二组数据分析上海市场对伦敦市场影响时，很难剔除伦敦场外交易的影响，研究得出的结论是不真实的。因此，为更精确地刻画伦敦市场与上海市场铜期货价格之间的相互影响和相互作用，在下文的研究中，伦敦市场选用每日收盘价，上海市场选用每日开盘价作为代表，并同时考虑两个市场期货价格以及波动性之间的相互影响。

令 SHFE 和 LME 期铜价格分别为  $P_{s,t} = \ln(O_t)$ 、 $P_{l,t} = \ln(C_t)$ ，对应的期货价格收益为：

$R_{s,t} = P_t - P_{t-1} = \ln(O_t) - \ln(O_{t-1})$ ， $R_{l,t} = P_t - P_{t-1} = \ln(C_t) - \ln(C_{t-1})$ ，这里  $O_t$  为上海期货交易所期铜第  $t$  日的开盘价格， $C_t$  为伦敦金属交易所期铜第  $t$  日的收盘价格。

利用双变量 EGARCH -  $t$  模型研究上海期货交易所与伦敦金属交易所期货价格波动的溢出效应。

$$R_{s,t} = \alpha_{s,0} + \sum_{i=1}^{p_s} \alpha_{s,i} R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^{q_s} \beta_{s,j} R_{l,t-j} + \gamma_s (P_{s,t-1} - P_{l,t-1}) + \varepsilon_{s,t} \quad (12)$$

$$R_{l,t} = \alpha_l + \sum_{i=1}^{p_l} \alpha_{l,i} R_{l,t-i} + \sum_{j=1}^{q_l} \beta_{l,j} R_{s,t+1-j} + \gamma_l (P_{l,t-1} - P_{s,t}) + \varepsilon_{l,t} \quad (13)$$

这里，

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{l,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{pmatrix}, \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim t(0, H_t, \nu) \quad (14)$$

$$H_t = \begin{pmatrix} \sigma_{l,t}^2 & \rho \sigma_{l,t} \sigma_{s,t} \\ \rho \sigma_{l,t} \sigma_{s,t} & \sigma_{s,t}^2 \end{pmatrix} \quad (15)$$

$$\ln(\sigma_{s,t}^2) = \omega_s + \sum_{f=1}^p \psi_{s,f} \left( \left| \frac{\varepsilon_{s,t-f}}{\sigma_{s,t-f}} - E\left(\frac{\varepsilon_{s,t-f}}{\sigma_{s,t-f}}\right) \right| + \tau_{s,f} \frac{\varepsilon_{s,t-f}}{\sigma_{s,t-f}} \right) + \sum_{r=1}^q \alpha_{s,r} \ln(\sigma_{s,t-r}^2) + \sum_{\lambda=1}^n \gamma_{s,\lambda} \ln(\varepsilon_{l,t-\lambda}^2) \quad (16)$$

$$\ln(\sigma_{l,t}^2) = \omega_l + \sum_{f=1}^p (\psi_{l,f} \left| \frac{\varepsilon_{l,t-f}}{\sigma_{l,t-f}} - E\left(\frac{\varepsilon_{l,t-f}}{\sigma_{l,t-f}}\right) \right| + \tau_{l,f} \frac{\varepsilon_{l,t-f}}{\sigma_{l,t-f}}) + \sum_{r=1}^q \alpha_{l,r} \ln(\sigma_{l,t-r}^2) + \sum_{\lambda=1}^n \gamma_{l,\lambda} \ln(\varepsilon_{s,t+1-\lambda}^2) \quad (17)$$

其中， $\varepsilon_{l,t}$  和  $\varepsilon_{s,t}$  分别为方程 (12) 和 (13) 的残差项， $\Omega_t$  为  $t-1$  时刻的信息集， $H_t$  为  $2 \times 2$  阶的时变条件协方差矩阵， $\rho$  为条件相关系数。方程 (15) - (17) 可通过 Log 最大似然估计方程来估计：

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^T \ln \{l_t(\Theta)\} \quad (18)$$

$$\text{其中，} l_t(\Theta) = \frac{T[(2+\nu)/2]}{T(\nu/1)[\pi(\nu-2)]} |H_t|^{-1/2} [1 \pm \frac{1}{\nu-2} \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t]^{-(2+\nu)/2} \quad (19)$$

上述模型已充分考虑了上海市场与伦敦市场交易时间的不同步性，当讨论上海市场对伦敦市场的影响时，采用同一天的数据，而在讨论伦敦市场对上海市场的影响时，上海市场相对于伦敦市场

的数据滞后一天，这在方程（12）（13）（16）（17）中已明显地体现出来，这样可以较准确地反映出二个市场期货价格之间的相互影响。

根据 AIC 准则确定最佳滞后期为 2，对模型的参数估计结果分别见表 15 和表 16。由表 15 可知，在均值方程（12）中，反映伦敦市场对上海市场作用的一阶滞后项系数（即  $\beta_1$ ）为 0.5776，统计上高度显著，而在均值方程（13）中，反映上海市场对伦敦市场作用的一阶滞后项系数（即  $\beta_1$ ）为 0.3705，统计上也高度显著。比较后不难发现，无论是从滞后项系数的大小，还是从统计显著性，伦敦市场对上海市场的影响力均大于上海市场对伦敦市场的影响力。另外，误差修正项系数（ $\gamma$ ）均统计显著，说明二个市场的期货价格会进行适时调整，具有趋同的现象。

表 15 SHFE 与 LME 期货价格传递系数的估计结果

	SHFE		LME	
	系数	t 统计值	系数	t 统计值
$\alpha$	0.0052*	4.97	-0.0046*	-2.48
$\alpha_1$	-0.2660*	-11.38	-0.2415*	-7.84
$\alpha_2$	-0.0331*	-2.02	-0.0399	-1.35
$\beta_1$	0.5776*	42.11	0.3705*	11.12
$\beta_2$	0.0860*	4.37	0.1048*	2.97
$\gamma$	-0.0271*	-4.96	-0.0252*	-2.60

注：带\*的表示在 5%的置信水平下统计显著

表 16 给出了利用双变量 EGARCH-t 模型对上海市场与伦敦市场期货价格波动溢出效应的参数估计结果，反映伦敦市场对上海市场波动溢出效应的系数（ $\gamma$ ）为 0.0242，反映上海市场对伦敦市场波动溢出效应的系数（ $\gamma$ ）为 0.0130，均统计显著，说明任一市场上的价格波动都将对另一市场上的价格波动产生影响。通过比较溢出效应系数的大小不难发现，伦敦市场对上海市场波动的溢出效应大于上海市场对伦敦市场波动的溢出效应，这表明相对于上海市场，伦敦市场的国际影响力更大，这与前面的研究结论是相一致的。

表 16 SHFE 与 LME 期货价格波动溢出效应的双变量 EGARCH-t 模型的参数估计结果

	SHFE		LME	
	系数	t 统计值	系数	t 统计值
$\omega$	-0.4905*	-3.06	-0.0561	-1.21
$\psi$	0.2325*	5.99	0.0316	1.82
$\tau$	-0.0126	-0.53	-0.0088	-0.742
$\alpha$	0.9408*	56.60	0.9797*	136.04
$\gamma$	0.0242*	2.28	0.0130*	3.11

调整的 $R^2$	0.46	0.06
参差平方和	0.12	0.27
极大似然值	6027.45	5245.51
D-W	1.99	1.99
AIC	-6.97	-6.06
F-统计量	136.36	10.63

注：带\* 的表示在 5%的置信水平下统计显著

## 六、研究结论及启示

本文借助现代计量分析方法，对上海期货交易所、伦敦金属交易所和纽约商业交易所期货价格之间的联系及期货价格波动的溢出效应进行了实证研究，研究结果表明，三个市场期货价格之间相互影响、相互作用，一个市场上的价格波动将传导到另外二个市场上，对相关市场上的价格波动产生影响。总体而言，伦敦市场在铜的国际定价中仍处于主导地位，上海市场已成为全球第二大铜定价中心，而纽约市场的影响力最小。但随着时间的推移，上海铜期货市场在国际铜定价中的作用和影响力呈明显的上升趋势。从 1998 年 1 月至 2003 年 12 月时间段，三个市场在价格发现中所占的比重分别为：上海市场占 27.94%，伦敦市场占 58.68%，纽约市场占 13.38%；从 2004 年 1 月至 2005 年 6 月时间段，上海市场占 41.12%，伦敦市场占 49.12%，纽约市场占 9.76%；而在整个区间内，即从 1998 年 1 月至 2005 年 6 月，上海市场占 31.43%，伦敦市场占 63.36%，纽约市场占 5.21%。另外，从波动的溢出效应来看，相对于上海市场，伦敦市场的国际影响力也更大。

以上研究结论表明，随着市场规模的扩大、市场规范化程度的提高，上海期货交易所所在铜国际定价中的作用和影响力正逐步增强，这对我国的经济利益和经济安全具有非常重要的意义。虽然我国是许多大宗商品的进口大国，然而由于缺少国际市场定价权，我国企业只能被动接受其他国家跨国公司制定的价格，付出了沉重的代价，因此，我国应从维护国家经济安全的战略高度，高度重视、切实加快发展和完善我们自己的衍生品市场，充分发挥中国因素在大宗商品国际定价中的作用，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，以确保国民经济的安全平稳运行。

### 参考文献：

- 1、Booth, G. G., Brockman, P., and Tse, Y. (1998): The Relationship between US and Canadian Wheat Futures, *Applied Financial Economics*, 8, 73-80.
- 2、Booth, G. G., Lee, T. H., and Tse, Y. (1996): International Linkages in the Nikkei Stock Index Futures Markets, *Pacific Basin Finance Journal*, 4, 59-76.
- 3、Chan, K. And Y. C. Chan.(1993): Price Volatility in the Hong Kong Stock Market: A Test of the Information and Trading Noise Hypothesis, *Pacific-Basin Finance Journal*, 1, 189-202.
- 4、Covrig, V., Ding, D., and Low, B.S.(2004): The Contribution of a Satellite Market to Price Discovery: Evidence from the Singapore Exchange, *Journal of Futures Markets*, 24(10), 981-1004.

- 5、Fama, E.(1965): The Behavior of Stock Market Prices, *Journal of Business*, 38, 34-105.
- 6、French, K. R. and Roll, R. (1986): Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders, *Journal of Financial Economics*, 17, 5-26.
- 7、Gang, S., and Butcher, B.(1994): Price Equilibrium and Transmission in a Controlled Economy: A Case Study of the Metal Exchange In China, *Journal of Futures Markets*, 1994, v14(8), 877-890.
- 8、Garbade,K.D.,and Silber,W.L.(1979): Dominant and Satellite: A Study of Dually-traded Securities. *Review of Economics and Statistics*, 61, 455-460.
- 9、Harris, F. H. deB., McNish, T. H., Shoesmith, G. L., and Wood, R. A. (1995): Cointegration, Error Correction, and Price Discovery on Informationally Linked Security Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 563 – 579.
- 10、Hasbrouck, J. (1995): One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery. *Journal of Finance*, 50, 1175 – 1199.
- 11、Johansen, S.(1988): Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231 - 254.
- 12、Johansen, S., Juselius, K.(1990): Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- 13、Pallmann, N.(1992): Market Structure and the Speed of Incorporating New Information into Security Prices: Evidence from Germany, Working Paper, New York University.
- 14、Xu, X. E., Fung, H.G. (2005): Cross-market Linkages between U.S. and Japanese Precious Metals Futures Trading, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 15, 107-124.
- 15、华仁海，陈百助：国内、国际期货市场期货价格之间的关联研究，*经济学（季刊）*，2004年4月，Vol.3, No.3
- 16、张光平：上海期铜市场与国际期铜市场相关性分析，*期货日报*，2003年12月24日
- 17、韩德宗：SHFE与LME期铜价格发现功能的比较研究，*期货日报* 2005年5月12日
- 18、<http://www.safe.gov.cn>

## **International Pricing of Copper in Shanghai Futures Markets**

Ren-hai Hua

( School of Finance, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210003 )

Qing-fu Liu

(Institute for Financial Studies, Fudan University, Shanghai 200433)

**Abstract :** As an important raw and processed material in industry, the price of copper has a close relation with the world economic circumstance. In the international pricing process of the copper, the futures markets plays a vital part. Correspondingly, the price of copper in the Shanghai futures market has begun to draw attention from worldwide. In the present research, the relationship between prices of copper in the Shanghai Futures Exchange (SHFE) market,

the London Metal Exchange (LME) market and the New York Mercantile Exchange (NYMEX) market and the spillovers of price volatility in the copper are investigated empirically with econometrics. The results show that the price in the three markets affects each other. The price volatility can transmit from one to the other two markets and influence the price volatilities of those futures markets. In general, LME still plays a dominant role in the international pricing of the copper. In contrast, the NYMEX has the weakest influence. The SHFE has become the second international pricing center and its increasing influence shows that it will play a more important role in the pricing of copper in the world.

**Key words :** Futures market; Information-linked; International pricing