

国内外期铜价格之间的长期记忆成分和短期波动溢出效应

方毅

(吉林大学商学院, 吉林长春, 130012)

摘要: 本文区分国内外期铜市场价格的长记忆成分和短期波动溢出效应, 采用信息共享模型和永久-瞬时模型分离出不同期铜市场价格间的长记忆成分, 得到不同市场期铜价格对“隐含有效价格”的贡献度; 而且, 利用 t 分布的 BEKK 模型分析两个市场期铜价格的短期波动溢出。特别, 我们在 BEKK 基础上定义了不同变量间的波动溢出项, 对两个市场期铜价格的波动溢出进行了度量。根据测算结果, 我们发现国内外期铜价格有着紧密的联系, 无论在长期, 还是在短期, 国外市场期铜价格的影响力都较大。

关键词: 期铜价格; 长记忆; 波动溢出

中图分类号: F839 **文献标识码:** A

Common Long-Memory Components and Short-Term Volatility Spillovers of Copper Future Prices in Domestic and Foreign Markets

FANG Yi

(Business School of Jilin University, Chang Chun 130012, China)

Abstract: The essay focuses empirical study on copper future prices in domestic and foreign markets, which distinguishes common long-memory components and short-term volatility spillovers of prices in different markets. It uses information share model and permanent-transitory model to isolate common long-memory components from different copper future markets, and attains contributions of implicit efficient price. Furthermore, it dose go deep into the volatility spillovers of copper future prices by BEKK model. Especially, we define volatility-spillovers item in different variables, and we measure the volatility spillovers in markets based on the item. According to the results, we find there are tight ties in copper future prices between domestic market and foreign market. The foreign copper future price has larger driving force in the long run and in the short run.

Key words: copper future prices; long-memory; volatility spillover

随着经济迅猛发展, 中国的铜需求不断增长, 铜工业快速成长。2004年铜加工材产量达到416.5万吨, 表观消费量达到500万吨, 我国已成为世界铜生产、消费大国。有效的期货市场能迅速、及时吸收信息, 具有价格发现作用, 能引导现货价格。伦敦金属期货交易所(LME)的铜期货品种历史悠久, 在世界范围内, 它是铜现货价格的主要指示器。20世纪90年代以来, 中国期货市场不断发展, 铜是上海期货交易所(SHFE)主推品种, 现在上海已成为亚洲最大的铜期货交易中心, 对现货铜价格也起着举足轻重的作用。这两个市场对现货铜的价格有怎样的决定作用? 它们之间究竟存在怎样的关联关系呢?

两个市场中交易同一资产的价格发现问题历来被研究者所重视。Garbade和Silber(1979)^[1]在这方面做出了开创性的研究, 他们分析纽约证券交易所和地方证券交易所上市股票的价格发现, 认为在不同市场交易的同一证券, 相互之间一般都由一个“隐含有效价格”来联系。近期这一领域的研究主要集中在金融市场的信息效率。市场的参与者能够低成本的获得和吸收信息, 资产价格会及时地反映信息。在一个有效市场中, 信息处理过程是迅速的, 信息效率高的市场将会引导效率低的市场的资产价格。

研究不同市场资产价格发现的主要方法有: 第一, 研究不同市场价格的领先-滞后关系;

第二, 利用多元GARCH模型检验价格间波动的相互关系, GARCH模型的主要特点在于它能够通过随机项刻画市场对瞬时冲击的反应, 满足平稳条件的GARCH模型, 虽然表现出价格序列的持续性, 但这种持续性会随时间的推移而消失, 即使非平稳的GARCH模型中冲击具有长期影响, 但它也是市场短期冲击的结果, 这种方法主要是针对短期作用的; 第三, 通过变量间的长期均衡关系, 分解不同市场价格中的长记忆成分, 研究价格水平在不同市场间的长期相互作用, 长期均衡关系是基于价格内在决定的长期机制形成的, 这种方法主要是针对长期作用的。

华仁海和陈白助(2004)^[2]利用1998年到2002年的数据, 采用协整检验和Granger非因果检验, 发现LME市场的影响力较大。勒韬等(2005)^[3]在传统的Granger非因果检验基础上添加交互项, 发现2000年到2003年LME和SHFE的期铜价格存在双向引导关系。以上研究, 主要是基于第一种方法。

肖辉等(2004)^[4]将1995年5月到2002年6月的数据分段, 利用Gonzalo和Granger(1995)^[5]共同因子模型, 计算LME和SHFE期铜对价格的长记忆成分, 发现2001年以后SHFE在长期价格发现中的作用增大。这一研究是基于第三种方法的, 其中未给出贡献度的统计量, 不能判断所得结果在统计上是否显著。

徐信忠等(2005)^[6]根据CUSUMSQ分段方法, 将1995年9月到2004年6月的数据分为三个阶段, 采用Granger非因果模型检验价格的领先-滞后关系, 并利用Hasbrouck(1995)^[7]的信息共享模型度量两个市场对“隐含有效价格”的贡献度, 发现两个市场之间有双向引导关系, 总的来说LME在价格发现上要领先于SHFE, 但2003年以后SHFE的贡献度也迅速增大甚至超过LME。此研究采用了第一种方法和第三种方法, 但是信息共享模型不能给出相应的统计检验, 对于价格发现中信息结构的解释并不充分。

可见, 国内的研究主要利用的是第一种和第三种方法, 缺乏对两市场价格发现的波动溢出研究, 而且运用第三种方法的研究并不十分充分。

笔者认为, 金融市场中的资产价格大多是非平稳序列, 价格发现要考虑信息冲击造成的长记忆成分; 同时, 交易者对新息的反应还表现在短期行为, 它能产生瞬间的价格剧烈波动和聚集, 且这种行为与市场风险紧密相连。市场价格的领先-滞后关系主要研究价格间的一阶矩因果关系, 但在一个有效的金融市场中, 人们难以通过历史价格获利, 不同资产价格在长期可能由共同因子决定, 在短期又主要由不可预期的随机因素控制。因此, 基于价格一阶矩的领先-滞后关系能提高对市场的解释能力, 但缺乏内在作用机制的细致刻画, 而且相关系数的经济含义模糊。第一种方法着眼于长记忆的共同因子, 可以在瞬息万变的市场中把握其间的长期价格发现规律。第二种方法主要针对的是短期的价格波动, 不仅能加深理解不同市场的价格发现作用, 还能提供不同市场间价格风险特征, 有利于进行风险控制。因此, 第二种和第三种方法的研究显得尤为重要。

近几年国际铜价剧烈波动, 2003年曾低于1600美元/吨, 但2006年5月11日却上涨到8800美元/吨, 涨幅超过300%。在这一过程中, LME和SHFE期铜的价格发现功能究竟如何, 除了它们对价格的长期影响影响, 它们对短期价格波动的反应也值得关注。

本文通过第三种方法分解出不同市场共同的长记忆成分, 度量不同市场长期价格发现作用; 通过第二种方法刻画不同市场短期行为对价格发现的作用。第二部分, 给出价格发现中长记忆成分的两种不同分解。第三部分, 在Engle和Kroner(1995)^[8]的BEKK模型中引入残差 t 分布, 建立相应的模型; 另外, 还定义了不同变量间的波动溢出项, 用以度量短期波动溢出的大小。第四部分, 利用LME和SHFE期铜的数据进行实证研究。第五部分, 总结。徐信忠

等(2006)^[6]发现2002年11月期铜价格存在结构突变,而且对2003年以后LME和SHFE市场间期铜价格发现的研究较少,因此本文从2003年以后展开研究。

1 长记忆成分的分解

套利行为导致不同市场同一资产价格存在协整关系,不同市场价格受一个共同“隐含有效价格”所驱动,这一因子形成不同市场价格间的共同长记忆成分。Engle和Granger(1987)的向量误差修正模型(VECM)被广泛用于揭示价格间的这种紧密联系。价格发现的研究中,暗含价格被共同长记忆成分驱动的前提条件,共同因子模型被用于研究价格发现。其中,最流行的是Hasbrouck(1995)^[7]提出的信息共享模型(Information Shares Model),以及Gonzalo和Granger(1995)^[5]永久-瞬时模型(Permanent-Transitory Model)。信息共享模型是从新息方差来度量价格发现过程中的共同因子,而永久-瞬时模型是从共同因子的组成和误差纠正过程度量价格发现过程中的共同因子。Baillie等(2002)^[9]证明如果两个市场价格模型的交叉残差项不相关,那么由信息共享模型与永久-瞬时模型得到的结论是一致的。但如果交叉残差项相关,由信息共享模型得到的贡献度与方差-协方差分解的顺序有关,不同分解顺序的结果存在差异,可以给出一个贡献度的变动区间。Baillie等(2002)^[9]通过不同样本的研究,表明在两变量的情况下,不同顺序得到贡献度的平均值是对市场长记忆成分在价格发现过程中作用的合理估计。同时,永久-瞬时模型对长记忆成分的分解不依赖于变量顺序。

根据 Stock 和 Watson(1988)可以将价格分解:

$$P_t = \Lambda_t + \Xi_t \quad (1)$$

其中, L 代表 LME, S 代表 SHFE, 价格向量 $P_t = (p_{L,t}, p_{S,t})'$; Λ_t 是长记忆共同因子; Ξ_t 是瞬时成分, 对 P_t 没有长期作用。由 VECM 得到:

$$\Delta P_t = \Pi P_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中, Π 和 Γ 是 2×2 的参数矩阵, 残差向量 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{L,t}, \varepsilon_{S,t})'$, 其方差-协方差矩阵是 $\Omega = \{\sigma_{ij}\}$ 。如果两个市场价格中存在共同的长记忆成分, 由一个共同因子决定, 则 Π 的秩等于 1, 它能分解为 $\Pi = \alpha\beta'$, α 是误差纠正矩阵, β 是协整向量。

将式(2)变换成具有协整形式的移动平均模型:

$$P_t = J\varphi \left(\sum_{\tau=1}^t \varepsilon_\tau \right) + \Phi^*(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

其中, J 是单位向量, $\varphi = (\varphi_L, \varphi_S)$ 是行向量, $\Phi^*(L)$ 是矩阵多项式滞后算子。

Hasbrouck(1995)^[7]指出增量 $\varphi\varepsilon_t$ 是式(3)共同因子冲击, 使得价格变化表现出长记忆特征, 进一步对共同因子冲击的方差 $\text{var}(\varphi\varepsilon_t) = \varphi\Omega\varphi'$ 分解, 得到不同市场在发现“隐含有效价格”中的贡献度。如果两市场残差相互独立, Ω 是对角阵, 市场 i 贡献度是 $\xi_i = \varphi_i^2 \sigma_i^2 / \varphi\Omega\varphi'$; 如果两市场残差不相互独立, 则 Ω 不是对角阵, 需进行 Cholesky 分解, 不同的变量顺序将产生不同结果。Gonzalo 和 Granger(1995)^[5]将 Λ_t 的共同成分分解为不同市场价格的线性组合 $\eta = \{\eta_i\}$ 。 η 是单位化系数向量, 是共同因子中不同市场的权重, 刻画了不同市场对“隐含有效价格”的作用大小, 不依赖于变量顺序。同时, Gonzalo 和 Granger 给出了 Q 统计量, 检验结果是否显著。

2 短期波动溢出的度量

期货市场中的高频数据呈现“厚尾”、“波动率聚集”特征，使得采用传统 VAR 模型研究市场对新息冲击的短期影响过于粗糙。多元 GARCH 模型由 Bollersle 等(1988)^[10]提出，用来研究向量波动过程，这类模型能够很好捕捉金融市场的行为特征和交互关系。本文采用多元 GARCH 系统，研究 LME 和 SHFE 期铜的短期波动溢出效应。多元 GARCH 模型的形式有很多，为了使得波动溢出的研究具有一定的经济意义，并考虑到向量间波动关系的时变性，这里采用 Engle 和 Kroner(1995)^[8]的 BEKK 模型。

一般的 N 变量 BEKK(p,q)模型如下：

$$\begin{aligned} \varepsilon_t | I_{t-1} &\sim F(0, H_t) \\ H_t &= A'A + \sum_{k=1}^K C'x_{t-1}x'_{t-1}C + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^q B'_{mk}\varepsilon_{t-m}\varepsilon'_{t-m}B_{mk} + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^p G'_{mk}H_{t-m}G_{mk} \end{aligned} \quad (4)$$

其中， $F(0, H_t)$ 是均值为 0，方差是 H_t 的任意分布； I_t 是 t 时刻可获得的市场信息； $A = \{a_{ij}\}$ 、 $B_{mk} = \{b_{ij, mk}\}$ 和 $G_{mk} = \{g_{ij, mk}\}$ 是 $N \times N$ 系数矩阵， A 是上三角阵； x 是外生变量， C 是 $J \times N$ 系数矩阵； K 是求和限制参数。

Kavajecz 和 White(2001)^[11]指出 GARCH(1,1)能很好拟合金融市场高频数据，Susmel 和 Engle(1994)^[12]指出在 GARCH 模型中，学生 t 分布能更有效的对金融市场中的残差进行拟合。因此，引入残差 t 分布假定，采用 BEKK(1,1)- t 模型，即新息服从 t 分布的 BEKK(1,1)模型， K 取 1。假定 I_t 是 t 时刻可获得的市场信息，对 SHFE 和 LME 的期铜建立模型如下：

$$\begin{aligned} \varepsilon_t | I_{t-1} &\sim Student-t(0, H_t, \nu) \\ H_t &= A'A + B'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}B + G'H_{t-1}G \end{aligned} \quad (5)$$

$$\text{其中， } H_t \equiv \begin{pmatrix} h_{LL,t} & h_{LS,t} \\ h_{SL,t} & h_{SS,t} \end{pmatrix}, \quad A = \begin{pmatrix} a_{LL} & a_{LS} \\ 0 & a_{SS} \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} b_{LL} & b_{LS} \\ b_{SL} & b_{SS} \end{pmatrix}, \quad G = \begin{pmatrix} g_{LL} & g_{LS} \\ g_{SL} & g_{SS} \end{pmatrix}.$$

由式(5)可知， b_{LS} 、 g_{LS} 反映由 LME 向 SHFE 期铜的波动溢出效应， b_{SL} 、 g_{SL} 反映由 SHFE 向 LME 期铜的波动溢出效应。由 k 维变量 z_t 服从自由度为 ν 的标准 t 分布，可得 ε_t 的密度函数：

$$f(\varepsilon_t) = \frac{\Gamma[(\nu+k)/2]}{\Gamma(\nu/2)[\pi(\nu-2)]^{k/2}} |H_t|^{-1/2} \left[1 + \frac{\varepsilon_t'H_t^{-1}\varepsilon_t}{\nu-2} \right]^{-(\nu+k)/2} \quad (6)$$

按照式(4)我们对 t 分布下的 BEKK 建立似然函数估计参数。如果模型的设定正确那么 $\hat{\varepsilon}/\sqrt{\hat{h}}$ 和 $\hat{\varepsilon}^2/\hat{h}$ 应该是不相关的，不存在 ARCH 效应，利用 Ljung-Box Q 统计量，对它们进行检验，从而判断模型设定是否错误。同时，模型系数应满足平稳条件。

估计式(5)得到两市场期铜价格的时变方差序列，时变相关系数 $\rho_t = h_{AC,t} / \sqrt{h_{CC,t} \cdot h_{AA,t}}$ 。

BEKK 中刻画波动溢出的系数不仅有平方项，而且有交叉项，波动溢出效应并不确定，Engle 和 Kroner(1995)^[8]并没有给出 BEKK 中不同变量波动溢出的大小的度量。下面我们定义 BEKK 模型的波动溢出项，以度量变量间波动溢出的大小。

定义 1^① 如果根据一个 N 变量 BEKK(p,q)模型中变量 i 对变量 j 的存在波动溢，定义变量 i 对变量 j 的波动溢出项 $SH_{ij} = \{sh_{ij,t}\}$ 为由 H_t 得到的时变方差 $\{h_{jj,t}\}$ 与由 H_t 中的 B 、 G 中非对角元素中任意 $b_{ij,mk}$ 、 $g_{ij,mk}$ 都取 0 得到的 $\{h'_{jj,t}\}$ 之间的差值，这时变量 i 的新息和时变方差对变量 j 的波动的影响都为 0，不存在波动溢出，则：

$$sh_{ij,t} = \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^q b_{ij,mk} \left(2 \sum_{n=1}^N b_{nj,mk} \varepsilon_{in,t-m} - b_{ij,mk} \varepsilon_{ii,t-m} \right) + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^p g_{ij,mk} \left(2 \sum_{n=1}^N g_{nj,mk} h_{in,t-m} - g_{ij,mk} h_{ii,t-m} \right) \quad (7)$$

由定义 1，两个市场中期铜的波动溢出为：

$$\begin{aligned} sh_{LS,t} &= b_{LS}^2 \varepsilon_{LL,t-1} + 2b_{LS} b_{SS} \varepsilon_{LS,t-1} + g_{LS}^2 h_{LL,t-1} + 2g_{LS} g_{SS} h_{LS,t-1} \\ sh_{SL,t} &= b_{SL}^2 \varepsilon_{SS,t-1} + 2b_{SL} b_{LL} \varepsilon_{SL,t-1} + g_{SL}^2 h_{SS,t-1} + 2g_{SL} g_{LL} h_{SL,t-1} \end{aligned} \quad (8)$$

3 实证研究

研究区间为 2003 年 1 月 3 日到 2006 年 5 月 31 日，以 LME 和 SHFE 的三个月到期合约的连续日价格为研究对象，考虑汇率因素，价格序列均采用美元标价。单位根检验显示 LME 和 SHFE 期铜价格的对数序列均是一阶单整序列。这里需要说明的是 SHFE 和 LME 期铜合约设计不同，这里 SHFE 的 3 个月到期合约是依据 LME 规则编制的。LME 的 3 个月到期合约指的是交易日以后 3 个月进行交割的合约。SHFE 有 1 月到 12 月的 12 个月期铜、期铝合约，例如其中的 3 月合约是在每年 3 月中期进行合约交割。因此，为使数据具有可比性，对 SHFE 期货价格数据比照 LME 进行调整，均是距交割月有 3 个月的合约交易价格，即 1 月份的数据取的是 4 月合约的交易价格，2 月数据取的是 5 月合约的交易价格，依此类推始终选择离交割还有 3 个月的数据，尽可能减少合约设计差异对检验结果的影响。本文数据均由 wind 咨询编制。

我们采用两阶段方法估计模型：首先，采用最小二乘法估计 VECM；然后，采用极大似然法估计 BEKK 参数，方差则按照拟极大似然方法估计。

表 1 LME 和 SHFE 期铜收益率的描述性统计

| | 均值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 | Q(12)(R ²) |
|--------|-------|-------|--------|-------|------------------------|
| LME 铜 | 0.090 | 0.731 | -0.030 | 8.969 | 85.63* |
| SHFE 铜 | 0.088 | 0.638 | -0.248 | 6.229 | 110.22* |

附注：Q(12)(R²)是对序列平方生成的新序列的滞后 12 阶 Ljung-Box Q 检验统计量，*表示参数在 5%水平下显著。

表 2 LME 和 SHFE 期铜价格的协整检验

| 原假设 | 特征根 | 迹统计量 | 最大特征值统计量 |
|------------|-------|-----------------|-----------------|
| 0 个协整向量 | 0.022 | 19.912*(15.495) | 16.993*(14.265) |
| 至少 1 个协整向量 | 0.004 | 2.919(3.841) | 2.919(3.841) |

附注：括号内为 5%水平的临界值，*表示参数在 5%水平下显著。

从 VECM 得到的是 LME 和 SHFE 期铜价格差分序列方程，即复合收益率序列方程，因此表 1 给出了收益率的描述性统计。因为由日价格得到的收益率较小，这里对其以百分数计数以便于求解。可以发现，SHFE 和 LME 的期铜的日收益率都不是正态分布，峰度均远大于 3，表现出明显的“厚尾”特征。而且，日收益率平方序列的滞后 12 阶 Ljung-Box Q 统计量在 5% 水平下显著存在明显 ARCH 效应。

为避免检验对 ARCH 效应的敏感性，我们采用 Johansen(1991)方法检验 LME 和 SHFE 期铜价格之间是否存在协整关系。根据 AIC 准则，取 3 阶滞后。表 2 给出相应结果，迹统计检验和

^① 具体见附录 1。

最大特征值检验均表明变量之间存在1个协整关系。因此，两个市场的期铜价格存在“隐含有效价格”。

根据信息共享模型和永久-瞬时模型，我们对两个市场价格长记忆的共同因子进行分解。表3给出了结果，共享模型中LME和SHFE的贡献度的上界值和下界值不同，原因在于方程间的残差存在相关性，平均相关系数为0.29；贡献度的平均值LME是0.709，SHFE是0.291。永久-瞬时模型中LME的权重是0.745，SHFE的权重是0.255，而且Q统计量表明两个系数在5%水平都显著。两个模型得到的结果基本一致，LME期铜价格对共同因子的贡献度较大在70%以上，而SHFE的贡献度较小在30%以下。

表3 长期记忆的共同因子模型估计与检验

| | | LME 期铜 | SHFE 期铜 |
|---------|------|----------------|----------------|
| 信息共享模型 | 参数 | ξ_L | ξ_S |
| | 上界值 | 0.840 | 0.423 |
| | 下界值 | 0.577 | 0.161 |
| | 平均值 | 0.708 | 0.292 |
| 永久-瞬时模型 | 参数 | η_L | η_S |
| | 估计值 | 0.745 | 0.255 |
| | Q统计量 | 4.752* (0.029) | 6.177* (0.013) |

附注：括号里数值为检验统计量P值，*表示参数在5%水平下显著。

表4 波动溢出模型估计、检验与诊断

| | | LME 期铜 | | SHFE 期铜 | |
|-------|---|-----------------|--|-----------------|--|
| 参数估计 | a_{LL} | 0.033 (0.067) | a_{SS} | 0.184** (0.054) | |
| | | | a_{LS} | 0.078 (0.091) | |
| | b_{LL} | 0.070 (0.067) | b_{SS} | 0.160* (0.097) | |
| | b_{SL} | -0.214* (0.094) | b_{LS} | 0.266** (0.083) | |
| | g_{LL} | 0.963** (0.024) | g_{SS} | 0.821** (0.100) | |
| | g_{SL} | 0.141 (0.119) | g_{LS} | -0.033 (0.057) | |
| | ν | 5.815** (0.876) | | | |
| 诊断检验 | Ljung-Box Q(12) | | | | |
| | $\hat{\epsilon}_L/\sqrt{\hat{h}_{LL}}$ | 2.756 (0.997) | $\hat{\epsilon}_S/\sqrt{\hat{h}_{SS}}$ | 8.464 (0.748) | |
| | $\hat{\epsilon}_L^2/\hat{h}_{LL}$ | 7.462 (0.826) | $\hat{\epsilon}_S^2/\hat{h}_{SS}$ | 7.721 (0.807) | |
| 平稳性检验 | $\lambda_1 = 0.965$ 、 $\lambda_2 = 0.683$ 、 $\lambda_3 = 0.753$ 、 $\lambda_4 = 0.873$ | | | | |
| 似然值 | -1210.344 | | | | |

附注：参数估计中，括号里数值为估计参数标准差；诊断检验中，括号里数值为检验统计量P值；*、**分别表示参数在5%和1%水平下显著。

从长期看，LME在“隐含有效价格”的发现中起主导作用，SHFE的作用还不大，而且两者的差距仍然较大。肖辉等(2004)^[4]、徐信忠(2005)^[6]的分段数据研究表明随着中国期货市场的发展，SHFE期铜对公共因子的贡献度有所提高，徐信忠(2005)^[6]甚至指出2003年以后SHFE的贡献度超过了LME。从我们的研究看，无论是信息共享模型和永久-瞬时模型均表明2003年至今，SHFE的贡献度并没有超过LME。徐信忠认为2003年SHFE的贡献度出现上升在于股市资金的回流，但这只是短期作用。相对而言，LME的制度更完善，更加国际化，交易品种众多，交易费用低，市场流动性高，在国际市场中LME还是铜期货投资者的重要投资场所，特别是欧美国家的投资者，在长期定价中，LME仍更具竞争力。

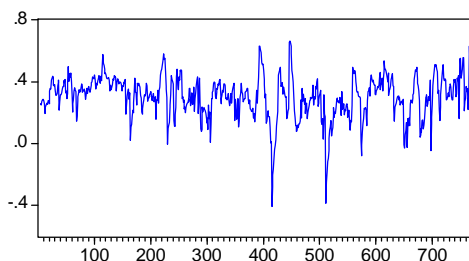


图1 LME和SHFE期铜的时变相关系数

表4给出了波动溢出模型估计、检验及诊断的结果，模型ARCH、GARCH项的关键参

数显著, 学生 t 分布参数显著, 同时能够通过残差诊断检验, 而且系数平稳检验中特征值均小于 1。因此可以认为本文所选模型较好捕捉了 LME 和 SHFE 铜期货市场的特征。模型中 b_{CA} 、 b_{AC} 显著, 说明 LME 和 SHFE 期铜在短期, 存在着双向的波动溢出效应。

从图 1 可以发现除极个别的几个交易日外, LME 和 SHFE 期铜的相关系数都大于 0, 说明两个市场间的时变方差总体表现为同向变化, 对不确定信息, 两个市场具有波动协同效应。

按式(8)计算, 我们分离出了 LME 和 SHFE 期铜的相互间的波动溢出的大小, 结果分别绘制在图 2、图 3 中。为便于比较, 我们统一了两个图的纵坐标。首先, 无论是 LME 对 SHFE 期铜的波动溢出, 还是 SHFE 对 LME 期铜的波动溢出在绝大多数情况下都大于 0。因此, 短期内任意一个市场的价格波动, 都会加大另一个市场的价格波动, 两个市场的价格存在双向的正反馈机制。其次, 比较两个图, 可以发现, 总体看 LME 对 SHFE 期铜的波动溢出明显大于 SHFE 对 LME 期铜的波动溢出。在短期, 相对 SHFE, LME 对期铜价格的决定仍然具有优势。

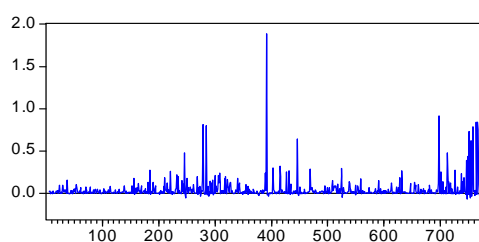


图 2 LME 对 SHFE 期铜的波动溢出

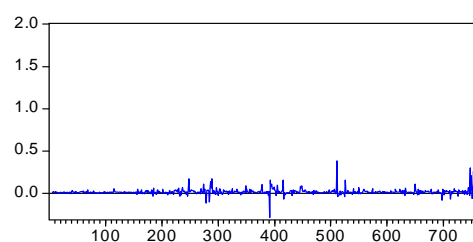


图 3 SHFE 对 LME 期铜的波动溢出

4 结论

通过区分不同市场价格中共同的长记忆成分和短期波动溢出, 针对 2003 年以后的期铜我们发现:

第一, 从长期看, LME 和 SHFE 的期铜价格有着紧密的联系, 它们间存在着共同的长记忆成分, 信息共享模型和永久-瞬时模型给出了较一致的结果, LME 期铜价格对共同因子的贡献度在 70% 以上, 而 SHFE 的贡献度在 30% 以下, 而且 Gonzalo 和 Granger 的 Q 统计量表明这一结果统计上显著。

第二, 从短期看, LME 和 SHFE 的期铜价格存在双向波动溢出效应, 两个市场具有波动协同效应, LME 的波动溢出明显大于 SHFE 的波动溢出。

因此, LME 和 SHFE 的期铜价格存在相当的关联度, 无论在长期还是短期, LME 期铜的影响力都比 SHFE 的影响力大。我国铜期货市场虽然发展快速, 在国际期货市场上的影响力也逐步扩大, 但建立时间较短, 在各个方面还有待完善。无论国内期货市场还是国际期货市场的参与者, 都应该同时关注国内和国际市场上供求信息的变化和价格波动, 尤其是国际期货市场的价格波动。但随着中国经济不断融入国际社会, 中国铜工业的将会迅速发展, 国内企业面临的风险将不断增加, 这将为我国铜期货市场的发展提供契机。我们应该把握机遇, 从各个方面完善期货市场机制, 同时应该进一步提高国内企业的风险防范意识, 积极扩大国内期货市场规模, 力争在对铜价格拥有更大的“定价权”。

参考文献

- [1] Garbade, K. D., and Silber, W. L. Dominant and Satellite Markets: A Study of Dually - Traded Securities[J].

- Review of Economics and Statistics, 1979, 61: 455 - 460.
- [2] 华仁海, 陈白助. 国内、国际期货市场期货价格之间的关联研究[J]. 经济学(季刊), 2004, (3): 727-742.
- [3] 靳韬, 缪柏其, 惠军. 在有交互作用下上海、伦敦期货市场铜期货价格引导关系的研究[J]. 运筹与管理, 2005, (6): 88-92.
- [4] 肖辉, 吴冲锋, 鲍建平, 朱战宇. 伦敦金属交易所与上海期货交易所铜价格发现过程[J]. 系统工程理论方法应用, 2004, (12): 481-489.
- [5] Gonzalo, J., and Granger C. Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1995, 13: 27 - 35.
- [6] 徐信忠, 杨云红, 朱彤. 上海期货交易所铜期货价格发现功能研究[J]. 财经问题研究, 2005, (10): 23-31.
- [7] Hasbrouck, J. One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery[J]. Journal of Finance, 1995, 50: 1175 -1199.
- [8] Engle R. F., and Kroner K.F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH[J]. Econometric Theory, 1995, 11: 122 - 150.
- [9] Baillie, R. T., Booth, G. G., Tse, Y., and Zobotina, T. Price Discovery and Common Factor Models[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5: 309 - 321.
- [10] Bollerslev, T. P., Engle, R. F., and Wooldridge, J. M. A Capital-Asset Pricing Model with Time-Varying Coefficients [J]. Journal of Political Economy, 1988, 96: 116-131.
- [11] Kavajecz, K. A., and White, E. R. Volatility and Market Structure[J]. Journal of Financial Markets, 2001, 4: 359 - 384.
- [12] Susmel, R., and Engle, R. F. Hourly Volatility Spillovers between International Equity Markets[J]. Journal of International Money and Finance, 1994, 13: 3-25.

附录1

对一般的 N 变量 BEKK(p,q)模型, 考虑波动溢出效应, 我们忽略常数项和外生变量有

$$h_{ij} = \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^q \left(\sum_{n=1}^N b_{nj,mk} \varepsilon_{n,t-m} \right)^2 + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^p \left(\sum_{n=1}^N \sum_{l=1}^N g_{nj,mk} h_{nl,t-m} g_{lj,mk} \right)$$

$i \neq j$, 对任意 $k(1 \leq k \leq K)$, 当 $1 \leq m \leq q$, 有

$$\frac{\partial h_{ij}}{\partial \varepsilon_{i,(t-v)k}} = b_{ij,vk} \left(2 \sum_{n=1}^N b_{nj,vk} \varepsilon_{n,t-v} - b_{ij,vk} \varepsilon_{i,t-v} \right) + \sum_{m=1}^{v-1} g_{ij,km} \left(2 \sum_{n=1}^N g_{nj,mk} \frac{\partial h_{in,t-m}}{\partial \varepsilon_{i,(t-v)k}} - g_{ij,mk} \frac{\partial h_{ii,t-m}}{\partial \varepsilon_{i,(t-v)k}} \right)$$

$$\frac{\partial h_{ij}}{\partial h_{i,(t-m)k}} = g_{ij,mk} \left(2 \sum_{n=1}^N g_{nj,mk} \frac{\partial h_{in,t-m}}{\partial h_{i,(t-m)k}} - g_{ij,mk} \frac{\partial h_{ii,t-m}}{\partial h_{i,(t-m)k}} \right)$$

所以, B 、 G 中非对角元素中任意 $b_{ij,mk}$ 、 $g_{ij,mk}$ 都取 0, 则不存在由变量 i 对变量 j 的波动溢出。

因此, 当 B 、 G 中非对角元素中 $b_{ij,mk}$ 、 $g_{ij,mk}$ 不全为零时, 可定义由 H_t 得到的时变方差 $\{h_{ij,t}\}$ 与由 H_t 中的 B 、 G 中非对角元素中任意 b_{ij}^{mk} 、 g_{ij}^{mk} 都取 0 得到的 $\{h'_{ij,t}\}$ 之间的差值为变量 i 对变量 j 的波动溢出项 $SH_{ij} = \{sh_{ij,t}\}$, 则有:

$$sh_{ij,t} = \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^q b_{ij,mk} \left(2 \sum_{n=1}^N b_{nj,mk} \varepsilon_{n,t-m} - b_{ij,mk} \varepsilon_{i,t-m} \right) + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^p g_{ij,mk} \left(2 \sum_{n=1}^N g_{nj,mk} h_{in,t-m} - g_{ij,mk} h_{ii,t-m} \right)$$