

上海与伦敦期铜市场之间的波动溢出效应研究

吴文锋¹, 刘太阳², 吴冲锋¹

(1. 上海交通大学安泰管理学院, 上海 200052; 2. 上海交通大学数学系和现代金融研究中心, 上海 200030)

摘要: 本文通过向量 GARCH 模型考察上海和伦敦两个期铜市场间收益率波动的溢出效应。研究结果表明: 上海期铜与伦敦期铜市场之间存在双向的波动溢出效应。分阶段的进一步研究发现, 在 2001 年前两个市场间, 仅存在伦敦期铜市场对上海期铜市场的单向波动溢出; 而 2001 年后, 两个市场的联系加强, 存在双向的波动溢出效应。

关键词: 期货市场; 向量 GARCH 模型; 波动溢出效应

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-6062(2007)03-0111-05

0 引言

目前世界上主要的铜期货市场包括伦敦金属交易所(LME)、上海期货交易所(SHFE)和纽约商品交易所(NYMEX) COMEX 分部。其中, LME 的期铜交易开始于 1877 年, COMEX 期铜于 1988 年起步。而上海期铜市场自 1992 年诞生以来发展迅猛, 在 2001 年底已成为世界第二大期铜交易市场。

随着上海期铜市场的发展, 国内与国际铜市之间的联系越来越密切, 不但 LME 铜价走势对沪铜影响力日增, 同时沪铜也对全球铜市产生较大的影响力。因此探讨 LME 和 SHFE 之间的相互关系对于研究国际期铜市场结构以及跨市套利保值等都具有重要意义。吴冲锋等^[1](1997)研究表明 1997 年前上海期铜价格变化与伦敦期铜不存在互谐和引导关系。周志明等^[2](2004)利用 1999 年 9 月 27 日到 2001 年 12 月 10 日样本的实证研究认为, 伦敦金属交易所三个月期铜价格滞后引导上海期货交易所五个月期铜价格, 但是上海期货交易所对伦敦金属交易所的期铜价格不具有滞后价格引导关系。

以往对上海和伦敦期铜市场相互关系的考察都集中于收益率的 Granger 因果关系的分析。而由于资产收益的条件方差是时变的, 导致收益率 Granger 因果关系的分析结果往往与均值溢出的普通最小二乘法结果不一致, 因此简单的收益率 Granger 因果关系分析无法深入剖析多个资本市场之间的关系^[3]。并且, 许多研究表明: 金融资产价格的波动(即风险)不仅是决定资产价格的重要变量, 而且是资本市场信息流的反映^[4,5]。因此了解各时刻金融资产的波动及在各市场间的传播可分析信息在各市场间的传导, 帮助投资者正确制定投资计划。因此, 本文对 2000 年末前后上海与伦敦期铜市场间的波动溢出效应进行实证研究。

1 波动溢出效应的检验方法

在资本市场开放的条件下, 一个市场的波动不仅受其自身过去几期波动的影响, 同时也受其他市场波动的影响, 这种资本市场间波动的传染效应就是所谓的“溢出效应”。

波动溢出效应的检验方法有多种。Hamao 等(1990)^[6]曾采用单变量 GARCH 模型, 但单变量 GARCH 模型将多个市场分开考虑, 损失了多个市场相关性中所包含的有效信息。因此, 本文采用单变量 GARCH 模型的推广形式——向量 GARCH 模型(Multivariate GARCH 模型, 简称 MGARCH 模型, 或 Vector GARCH 模型, 简称 VGARCH 模型)。根据方程中的条件方差矩阵参数设置模式不同, 向量 GARCH 模型可以产生多种模式。其中最简单的是分别考虑方差和协方差, Bollerslev(1988)^[7]等提出如下的($vech(H_t)$)形式:

$$vech(H_t) = W + \sum_{i=1}^p B_i vech(H_{t-i}) + \sum_{j=1}^q A_j vech(\epsilon_{t-j} \epsilon'_{t-j}) \quad (1)$$

其中, H_t 代表条件方差-协方差矩阵, $\epsilon_t = H_t^{1/2} a_t$, $a_t \sim iid N(0, I)$, 定义 N 为向量维数, W , A_j 和 B_j 均为 $[N(N+1)/2]$ 维方阵, $vech()$ 是向量半算子, 按列堆积下三角矩阵。方差方程的这种设定形式使得参数数目较多, 即使设计最简单的双变量模型, 也需要确定 21 个参数。而且, 参数估计时还必须限制所有参数必须为正值以保证方差协方差矩阵正定。这在实际应用中很麻烦。

为克服上述问题, Engle 和 Kroner(1995)提出另外一种形式—BEEK 模型^[8]。模型中等式的方差-协方差矩阵依赖于均值方程中的残差和上一期方差-协方差矩阵。该模型反映了单个市场的价格变动及来自其他市场的波动影响, 同时

收稿日期: 2005-04-20 修回日期: 2005-11-07

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70202005)

作者简介: 吴文锋(1975—), 男, 浙江温州人, 副教授, 博士。研究方向: 金融工程与金融市场。

无须进行大量的参数计算,也保证了在用迭代法确定参数时方差-协方差矩阵的正定性,从而得到广泛的使用。其表达式为:

$$H_t = B'B + G'H_{t-1}G + C'\epsilon_{t-1}\epsilon'_{t-1}C \quad (2)$$

其中, H, B, G, C 都是 $n \times n$ 阶矩阵。在双变量 GARCH 模型中, B 为下三角常数项矩阵,因而 B 中只有三个元素需要估计;矩阵 C 的元素 c_{ij} 用以衡量从第 i 个市场的上一期平方误差(均值方程中的残差)对第 j 个市场条件方差的影响程度,矩阵 G 的元素 g_{ij} 则表示从第 i 个市场的上一期条件方差对第 j 个市场条件方差的影响程度。在本文的双变量模型中, BEKK 模型只须估计 11 个参数。对于上式,可展开成如下的单变量 GARCH(1,1)模型:

$$h_{11,t} = b_{11}^2 + g_{11}^2 h_{11,t-1} + 2g_{11}g_{21} h_{12,t-1} + g_{21}^2 h_{22,t-1} + c_{11}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2c_{11}c_{21} \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1} + c_{21}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 \quad (2.1)$$

$$h_{22,t} = b_{21}^2 + b_{22}^2 + g_{12}^2 h_{11,t-1} + 2g_{12}g_{22} h_{12,t-1} + g_{22}^2 h_{22,t-1} + c_{12}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2c_{12}c_{22} \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1} + c_{22}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 \quad (2.2)$$

$$h_{12,t} = b_{11}b_{21} + g_{11}g_{12} h_{11,t-1} + (g_{12}g_{21} + g_{11}g_{22}) h_{12,t-1} + g_{21}g_{22} h_{22,t-1} + c_{11}c_{12} \epsilon_{1,t-1}^2 + (c_{21}c_{12} + c_{11}c_{22}) \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1} + c_{21}c_{22} \epsilon_{2,t-1}^2 \quad (2.3)$$

在上述单变量 GARCH(1,1) 方程组中,各项系数的大小与正负代表不同的含义。以(2.1)为例,该表达式反映的是市场 1 的条件方差, g_{11}^2 和 g_{21}^2 分别表示市场 1 的当期条件方差受本身和市场 2 上一期条件方差的影响程度^[9], c_{11} 和 c_{21} 表示市场 1 的当期条件方差受市场本身和市场 2 前期波动的影响程度, $2g_{11}g_{21}$ 表示市场 1 的波动受市场 2 的波动的间接影响。因此,可近似地将残差平方 $\epsilon_{2,t-1}^2$ 看作是市场 2 对市场 1 的波动溢出项,其系数大小反映了溢出程度的强弱。

并且,从上述方程可清晰看出一个资本市场的条件方差是如何受到其自身和另一个市场滞后因素的影响。如在(2.1)式中,市场 2 对市场 1 的条件方差的影响是通过 $g_{21}^2 h_{22,t-1}$, $c_{11}c_{21} \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1}$, $c_{21}^2 \epsilon_{2,t-1}^2$ 三项来实现的。因此,检验市场 2 对市场 1 是否存在直接波动溢出效应,可通过检验参数 g_{21} , c_{21} 两参数是否显著来验证。当 g_{21} , c_{21} 两参数为零时,上述方程组可化简为:

$$h_{11,t} = b_{11}^2 + g_{11}^2 h_{11,t-1} + c_{11}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 \quad (3.1)$$

$$h_{22,t} = b_{21}^2 + b_{22}^2 + g_{12}^2 h_{11,t-1} + 2g_{12}g_{22} h_{12,t-1} + g_{22}^2 h_{22,t-1} + c_{12}^2 \epsilon_{1,t-1}^2 + 2c_{12}c_{22} \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1} + c_{22}^2 \epsilon_{2,t-1}^2 \quad (3.2)$$

$$h_{12,t} = b_{11}b_{21} + g_{11}g_{12} h_{11,t-1} + g_{11}g_{22} h_{12,t-1} + c_{11}c_{12} \epsilon_{1,t-1}^2 + c_{11}c_{22} \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1} \quad (3.3)$$

此时,由于剔除了市场 2 的影响,市场 1 的条件方差就仅受自身过去 ARCH 项和 GARCH 项的影响。同理,检验市

场 1 对市场 2 是否存在直接波动溢出效应,可通过检验参数两参数 g_{12} , c_{12} 两参数是否显著为零来验证。

对于参数 g_{21} , c_{21} 的检验,可引用似然比检验和 Wald 检验方法。对于似然比检验方法,由于原假定为: $H_0: g_{21} = 0, c_{21} = 0$, 则可构造如下的似然比统计量:

$$LR = -2(l_r - l_u) \sim \chi^2(\cdot) \quad (4)$$

其中, l_r 和 l_u 分别表示受限制和未受限制下的对数似然值。原假定为对角 ARCH 时,卡方分布自由度为 4,原假定为不存在一个市场向另一个市场的单向溢出效益时,卡方分布自由度为 2。对数似然函数可写成:

$$l(\theta) = -\frac{TN}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| + \epsilon_t' H_t^{-1} \epsilon_t) \quad (5)$$

T 为样本总量, θ 为待估参数向量。由于似然函数是非线性的,所以采用数值计算方法求极值。本文使用 BHHH 算法时参数的收敛准则定为 0.0001。

2 实证研究

2.1 数据来源及其基本特征

虽然上海期铜交易时间和伦敦期铜交易时间都为每周一到周五,但由于地理位置和节假日不同等影响,在每个交易日内两个交易所的交易时间并不一致。忽略交易日中间休息时间,上海期铜交易时间为从每天上午 9 点至下午 3 点。而伦敦金属交易所场内交易时间从上午 12 点至下午 16 点 15 分。由于伦敦时间比北京时间晚 8 个小时,所以如果以北京时间为基准,则伦敦场内交易时间为下午 20 点至次日 00 点 15 分。

图 1 给出了以北京时间为准的两期货市场交易时间。从图中可明显看出,在同一个交易日内,上海期铜交易领先开始于伦敦期铜交易。因此,由于时间差异,在考虑上海期铜市场对伦敦期铜市场的影响时,我们采用两个市场的数据应该是同一个交易日;而考虑伦敦市场对上海市场的影响时,我们应采用上海比伦敦滞后一个交易日的数据。

本文分别选取从 1997 年 7 月 17 日到 2004 年 6 月 30 日上海期货交易所三个月期铜(以下简称 SHFE-CU)和伦敦三个月期铜(以下简称 LME-CU)的每日收盘价序列。上海三个月期铜合约是上海期铜的主力合约,该合约期价走势代表了上海期铜市场状况。我们采用对数收益率计算方法。

表 1 给出了 SHFE-CU 和 LME-CU 收益率序列的基本统计量。在 1997.7.17~2004.6.30 期间,上海期铜收益率略高于伦敦期铜,但上海、伦敦期铜收益的均值均不显著异于 0,两组数据的标准差反映出伦敦期铜波动性更大性,上海期铜稍稳定一些,但相差不大。虽各序列的偏度有正有负,但数

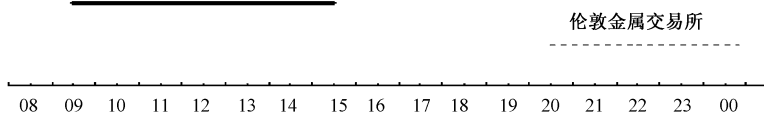


图 1 两个交易所交易时间(以北京时间为准)

值很小,仍可认为各组收益率数据的分布大致上是对称的;从峰度的数据可以看出,各组数据分布均呈现明显的宽尾特征,并且在平均值处的波峰很尖,而 JB 正态检验的结果证实了期铜收益率的分布不是正态分布,较正态分布有厚尾巴。

表1 SHFE 和 LME 期铜收益率序列的基本统计量分析

	样本数	均值	标准差	偏度	峰度	Jarque-Bera
SHFE-CU	1695	6.06E-05	0.004333	0.029668	4.4354	145.76***
LME-CU	1677	3.97E-05	0.005292	-0.257653	5.270765	378.86***

注:右上标***表示在1%水平上显著。

在对两市场日收益率序列作平稳性和相关性检验时,发现各序列都是平稳的时间序列,且不存在明显的序列相关性。因此在条件期望模型中不需要引入自相关性的描述部分,于是采用 ARMA(0,0)的形式,收益率 R_t 由一个常数项 C 加上扰动项 ϵ_t 组成,其中 $E(\epsilon_t)=0$ 。

但对收益率平方进行 Q 检验发现,各序列的收益率平方存在显著的序列相关性,同时 ARCH 检验也证实了上述各收益率序列具有异方差性,因此,用 GARCH 建模是合适的(受篇幅所限,具体结果没有列出)。

根据对单个期铜市场的研究,我们发现 GARCH(1,1) 模型可很好地反映期铜日收益率序列情况(具体结果受篇幅所限,没有列出)。因此,对于上海和伦敦两个期铜市场日收益率,我们可给出如下的均值方程:

$$R_t = \mu + \epsilon_t \quad (6)$$

其中 R_t, u, ϵ_t 为 2×1 向量。 R_t 中的元素 R_{it} 代表 t 日第 i 个市场的收益率, ϵ_{it} 为市场 i 在 t 期的残差项。下标 $i=1$ 代表伦敦, $i=2$ 代表上海。 $\epsilon_t | \xi_{t-1} \sim N(0, H_t)$, 其中 H_t 为 2×2 阶的方差-协方差矩阵, ξ_{t-1} 表示 $t-1$ 时刻的信息集。 u_i 为市场长期漂移系数。

图2给出了上海期货交易近年来的期铜的交易量和

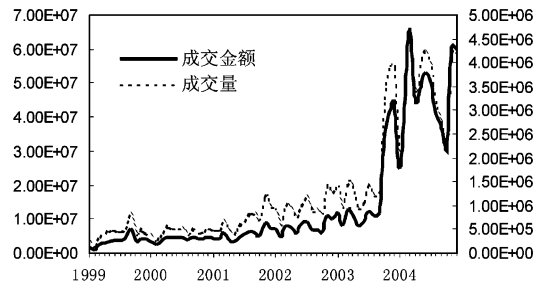


图2 SHFE 月成交金额与成交量序列

注:成交量曲线以右纵坐标轴为纵坐标轴、成交金额曲线以左纵坐标轴为纵坐标轴

交易金额情况。从2001年开始,中国期货业协会成立,整个市场也逐步规范发展,上海期货市场的成交额开始大幅度增加。由于成交量的扩大,上海期货市场在国际期货市场上的影响力也随之增强,上海期货价格(尤其是期铜价格)逐渐对国际期货价格的形成产生重要影响。因此,我们将整个数据样本分两个阶段,分别为1997年7月17日到2000年12月29日(以下简称市场规范前)和2001年1月1日到2004年6月30日(以下简称市场规范后)。

2.2 波动溢出效应检验

如上文所述,BEKK 模型具有多方面的优点,因此,本文采用(2)式的 BEKK 模型。表2和表3分别给出了伦敦与上海期铜的波动溢出关系的实证结果。其中,表2是上海对伦敦的波动溢出关系估计结果,表3是伦敦对上海的波动溢出关系估计结果。上述两表的第一栏为不对参数进行任何限制的 BEKK 模型最大似然结果(常数矩阵 B 未列出);第二栏为对参数进行限制后的 BEKK 模型的似然比统计量和 Wald 统计量。从表中可看出,绝大部分参数都是显著的,因此该模型用以描述上海与伦敦期铜的波动溢出关系是合适的。

表2 上海期铜对伦敦期铜的波动溢出关系

序列	1997.7.17~2004.6.30	1997.7.17~2000.12.29	2001.1.1~2004.6.30
第一栏:BEKK 模型			
C	$\begin{pmatrix} 0.040 & 0.546*** \\ (-1.16) & (-18.28) \\ 0.180*** & -0.184*** \\ (-3.05) & (4.54) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} -0.047 & -0.491*** \\ (-0.89) & (-12.51) \\ -0.139 & 0.228*** \\ (-1.55) & (4.03) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0.052* & -0.687*** \\ (1.71) & (-19.32) \\ 0.060** & 0.329*** \\ (2.19) & (11.02) \end{pmatrix}$
G	$\begin{pmatrix} 0.431*** & -0.408*** \\ (20.17) & (-20.98) \\ 0.322*** & 0.213** \\ (3.62) & (2.35) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} -0.462*** & -0.413*** \\ (-18.81) & (13.25) \\ 0.268* & -0.158 \\ (-1.73) & (-1.18) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0.933*** & 0.216*** \\ (96.53) & (6.99) \\ 0.157*** & 0.389*** \\ (5.57) & (6.91) \end{pmatrix}$
L(对数似然值)	13700.51	7499.60	8010.51
第二栏:溢出效应检验——不存在上海对伦敦溢出			
	L=13692.95	L=7498.37	L=7999.30
$H_0: g_{21}=0, c_{21}$	LR=15.12***	LR=2.56[0.32]	LR=22.42***
	Wald=21.44***	Wald=4.11 [0.127]	Wald=40.44***

注:第一栏小括号内为相应参数 t 统计量,第二栏中括号内为相应参数 p 值。*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著,下表同。第一栏的矩阵元素中, g_{11}^2 和 g_{21}^2 分别表示伦敦市场的当期条件方差受本身和上海市场上一期条件方差的影响程度, c_{11}^2 和 c_{21}^2 表示伦敦市场的当期条件方差受市场本身和上海市场前期波动的影响程度。

表3 伦敦期铜对上海期铜的波动溢出关系

	1997.7.17~2004.6.30	1997.7.17~2000.12.29	2001.1.1~2004.6.30
第一栏:BEKK 模型			
C	$\begin{pmatrix} 0.048 & -0.046^* \\ (-1.07) & (-1.87) \\ -0.324^{***} & 0.127^{**} \\ (-4.09) & (2.40) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} -0.073 & 0.060^* \\ (-1.59) & (-1.74) \\ 0.27^{***} & 0.098^* \\ (-5.24) & (1.90) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0.136^{***} & -0.073^{***} \\ (2.97) & (-2.67) \\ 0.157^{**} & 0.343^{***} \\ (-2.03) & (7.29) \end{pmatrix}$
G	$\begin{pmatrix} 0.288 & -0.211^{**} \\ (1.55) & (-1.95) \\ 0.324^{***} & 1.038^{***} \\ (4.10) & (27.09) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} -0.739^{***} & -0.25^{***} \\ (30.91) & (-9.4) \\ 0.456^{***} & 1.079^{***} \\ (10.83) & (34.34) \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0.929^{***} & 0.026^* \\ (27.13) & (1.72) \\ 0.103^{***} & 0.927^{***} \\ (2.72) & (40.56) \end{pmatrix}$
L(对数似然值)	13776.01	7604.12	8093.56
第二栏:溢出效应检验——不存在伦敦对上海溢出			
$H_2: g_{12}=0, c_{12}=0$	L=13773.52 LR=4.98* Wald=7.089**	L=7600.67 LR=6.9** Wald=100.92***	L=8090.61 LR=5.9** Wald=7.38**

注:第一栏的矩阵元素中, g_{22}^2 和 g_{12}^2 分别表示上海市场的当期条件方差受本身和伦敦市场上一期条件方差的影响程度, c_{22}^2 和 c_{12}^2 表示上海市场的当期条件方差受市场本身和伦敦市场前期波动的影响程度。

3 实证结果分析

3.1 期铜市场具有波动剧烈的特点

从 GARCH 模型的估计效果来看,各 GARCH 模型的参数都比较显著,因此上述各收益率序列都具有明显的 ARCH 效应,且这种波动聚集的特征可以用 GARCH 模型进行刻画。矩阵 C 和矩阵 G 的各元素都是显著的,表明两市场各收益率序列的波动不仅受前一交易日波动的影响,而且还受各市场突发事件的冲击。尤其是两矩阵对角元素极其显著,表明上海和伦敦期铜市场间的波动互相存在间接影响,这进一步加剧了期铜交易的风险;这同时也说明了在一个向量的框架内估计两个市场的波动关系应考虑到两者之间的协方差关系的重要性,而这正是单变量 GARCH 模型所不能分析的。

3.2 两个市场具有不同的波动特征

从数据来看,在整个样本区间,上海和伦敦期铜市场之间存在双向的波动溢出效应。但在市场规范前,两个市场只存在单向的波动溢出效应,即伦敦对上海存在波动溢出效应;反之,上海对伦敦不存在该效应。而在市场规范后,两个市场存在显著的双向波动溢出效应。这表明,在市场规范前,伦敦期铜市场的波动主要受自身市场前期波动的影响,而同期上海期铜市场不仅来自自身市场前期波动的影响,而且还受到来自伦敦市场波动的影响。表 3 中的市场规范前数据表示,上海期铜市场的前期条件方差对本身当期条件方差的影响系数为 $1.16(1.079^2=1.16)$ (表 3 中规范前的 g_{22}^2),而伦敦的前期条件方差对上海当期条件方差的影响系数为 $0.063((-0.25)^2=0.063)$ (表 3 中规范前的 g_{12}^2),前者数值远大于后者;上海期铜市场的前期波动对本身当期条件方差的影响系数为 $0.009(0.098^2=0.009)$ (表 3 中规范前的 c_{22}^2),而伦敦的前期波动对上海当期条件方差的影响系数为 0.004

$(0.060^2=0.004)$ (表 3 中规范前的 c_{12}^2),前者数值远小于后者。这表明在市场规范前,尽管伦敦对上海存在波动溢出,但与上海的前期波动相比,伦敦市场的前期波动对上海市场的当期波动影响比较小。

3.3 两个市场间的波动溢出效应发生变化

从规范前到规范后,伦敦市场对上海市场存在波动溢出系数从 $0.004(0.060^2=0.004)$ (表 3 中规范前的 c_{12}^2)增加到 $0.005((-0.073)^2=0.005)$ (表 3 中规范后的 c_{12}^2),并且该系数(表 3 中的 c_{12}^2)的统计显著性水平从规范前的 10% 水平上升至 1% 水平,这充分显示伦敦市场对上海市场的波动溢出效应增强。而上海市场对伦敦市场的波动溢出从无到溢出系数为 $0.004(0.060^2=0.004)$ (表 2 中规范后的 c_{21}^2),并且该系数(表 2 中的 c_{21}^2)的统计显著性水平从规范前的不显著上升至 5% 水平,这反映了上海市场在 2001 年发展迅速,对伦敦市场产生比较显著的波动溢出效应影响。

2001 年后两个市场的波动溢出效应的变化与上海市场的发展和中国经济在全球中地位的日益突出是分不开的。一方面,上海期货经过多年的整顿后逐步健康发展,交易量迅速放大,铜期货的价格发现和风险转移功能也得到重视。而且,中国经济的发展和铜现货的需求也对整个世界的铜期货价格产生一定的影响。另一方面,中国交易者在上海和伦敦两个市场之间的套利交易行为也使得两个市场之间的信息流动速度更快,波动溢出效应就更明显。波动溢出效应的出现也体现了中国在铜定价中的地位和作用,但“中国因素”是否成为全球铜价格的决定因素则还需进一步的论证。

4 结论

本文通过 MGARCH 模型对上海期铜市场与伦敦期铜市

场的波动溢出关系进行实证分析。由于与单变量 GARCH 模型相比, MGARCH 模型在一个向量的框架内估计两个市场的波动关系时充分考虑到两者之间的协方差关系的重要性, 从而可深入剖析上海期铜市场和伦敦期铜市场间的波动间接影响。实证结果表明, 在整个样本区间, 上海期铜市场和伦敦期铜市场之间存在双向的波动溢出效应; 但在上海市场规范前, 两个市场只存在单向从伦敦市场到上海市场的波动溢出效应; 在上海市场规范后; 两市场之间开始存在双向的波动溢出效应。

参 考 文 献

- [1] 吴冲锋, 王海成, 辛云. 期铜价格引导关系和互谐关系实证研究[J]. 系统工程理论方法应用, 1997, 6(2): 1~9.
- [2] 周志明, 唐元虎. SHFE 与 LME 期铜价格关系实证研究[J]. 数理统计与管理, 2004, 第 1 期: 15~18.
- [3] Gallagher LA, Twomey CE. Identifying the source of mean and volatility spillovers in Irish equities: a multivariate GARCH analysis [J]. Economic and Social Review, 1998, 29: 341~356.

- [4] Chan K, Chan K. C., Karolyi G. A. Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets [J]. Review of Financial Studies, 1991, 4: 657~684.
- [5] Chris Brooks, Olan T. Henry. Linear and non-linear transmission of equity return volatility: evidence from the US, Japan and Australia [J]. Economic Modelling, 2000, 17(4): 497~513.
- [6] Hamao Y, Masulis R. W. and Ng V. Correlations in price changes and volatility across international stock markets [J]. Review of Financial Studies, 1990, 3: 281~307.
- [7] Bollerslev, T, Engle R. F. and J. M. Wooldridge. A capital asset pricing model with time-varying covariance [J]. Journal of Financial Research, 1988, 23: 333~353.
- [8] Engle, R. F. and K. F. Kroner. Multivariate simultaneous generalized ARCH [J]. Econometric Theory, 1995, 11: 122~150.
- [9] Conrad J, N. Gulickin, G. Kaul. Asymmetric predictability of conditional variances [J]. Review of Financial Studies, 1991, 4: 597~622.

The Volatility Spillover Effect in the Futures Copper Market between Shanghai and London

WU Wen-feng¹, LIU Tai-yang², WU Chong-feng¹

(1. Aetna School of Management, Shanghai Jiaotong University, Shanghai 200052, China;

2. Department of Mathematics and Modern Financial Research Center, Shanghai Jiaotong University, Shanghai 200030, China)

Abstract: We examine the volatility spillover effect of daily returns in the futures copper market between Shanghai and London by multivariate GARCH model. The result shows that there is the volatility spillover effect between Shanghai and London during the whole data period. Before 2001, London had a one-directional spillover effect to Shanghai. However, after 2001 there is bi-directional volatility spillover effect between Shanghai and London.

Key words: futures market; MGARCH model; volatility spillover effect

责任编辑: 丛衍群