

# 期现货市场间信息溢出效应研究<sup>①</sup>

刘向丽<sup>1,2</sup>, 成思危<sup>2</sup>, 汪寿阳<sup>2,\*</sup>, 洪永森<sup>3</sup>

(1. 北京信息工程学院基础部, 北京 100101; 2. 中国科学院研究生院管理学院, 北京 100080;  
3. 美国康乃尔大学经济学系与统计科学系, 纽约 14850)

**摘要:** 采用2000年7月10日到2006年6月30日铜期货与现货价格的日度数据, 运用GARCH模型估计了两个市场的上涨和下跌的条件VaR, 并利用基于回归的线性-Granger因果检验, 基于核函数的均值-Granger因果检验, 波动率-Granger因果检验及风险-Granger因果检验方法分析了期、现货两个市场间的信息溢出效应。这是首次采用基于核函数的检验计量来研究期货与现货间的关系, 由于本方法可以使用所有的滞后阶数, 从而使得检验效力更强。考虑到期货市场买空卖空的运行机制, 还提出了上涨VaR和极端上涨风险溢出两个新的概念。实证结果表明, 期货市场与现货市场间存在双向的信息溢出效应, 进一步的分析表明从期货市场到现货市场的信息溢出要显著强于从现货市场到期货市场的信息溢出。

**关键词:** 期货市场; 信息溢出; Granger因果关系; 条件VaR; 极端上涨风险; 极端下跌风险

**中图分类号:** F830.9   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007-9807(2008)03-0125-15

## 0 引言

我国的期货市场产生于20世纪80年代末, 由于诸多因素的影响, 我国期货市场出现较大的波动性, 并出现了市场不确定性因素增多和市场风险加剧的趋势。自我国期货市场产生以来, 期货市场与现货市场之间的价格走势及其动态关系一直是监管当局和投资者十分关心的问题, 通过对期货市场与现货市场之间的动态关系研究, 可以揭示出期货市场的运行效率。

国外学者已经对其进行了大量研究, 产生了许多有价值的文献, Garbade 和 Silber<sup>[1]</sup>建立了期货价格与现货价格之间的相互关系模型, 他们通过考察前一期基差的变动对后一期期货价格与现货价格变动的刻画了期货价格与现货价格在价格发现功能中作用的大小。Engle 和 Granger<sup>[2]</sup>提出的协整分析为研究非平衡经济变量均衡关系提供了全新的方法, 该方法在期货价格与现货价

格之间的动态关系研究中得到了广泛应用, 如 Nomikos 和 Haigh<sup>[3]</sup>等利用协整分析方法对期货价格与现货价格之间的相互关系进行了实证检验, 以上学者们的研究表明, 大多数期货品种的期货价格与现货价格之间存在协整关系, 但某些期货品种的期货价格与现货价格之间不存在协整关系。Hasbrouck<sup>[4]</sup>则在协整分析的基础上, 进一步将长期作用部分的总方差进行了分解, 计算出每个因子对总方差的贡献, 由此识别期货市场与现货市场之间在价格发现功能中作用的大小。在期货市场与现货市场之间的波动溢出效应这一研究方向上, Tse<sup>[5]</sup>探讨了指数市场与期货市场波动之间的波动溢出效应, 他认为, 一个市场的价格信息会溢出到另一市场, Tse 和 So<sup>[6]</sup>利用信息共享模型和多变量模型等研究了香港恒生指数市场、恒生指数期货市场和盈富基金市场之间的动态关系, 结果表明, 三个市场之间存在一致性协

① 收稿日期: 2006-10-09; 修订日期: 2007-10-28.

基金项目: 国家自然科学基金委员会优秀创新研究群体基金(70300501).

通讯作者: 汪寿阳(1958—), 男, 江苏人, 研究员, 博士生导师, Email: sywang@amss.ac.cn

整关系,且市场之间的信息溢出程度是彼此不同的。

从我国学者在这一领域的研究来看,华仁海、仲伟俊<sup>[7]</sup>借助 Garbade 和 Silber 提出的方法对我国期货市场的价格发现功能进行了初步探讨。刘海龙、黄伟<sup>[8]</sup>根据期现货间关系,给出了我国铜期货市场的定价公式。徐剑刚、唐国兴<sup>[9]</sup>分析了我国期货市场的波动、交易量、持仓量间的相互关系。华仁海、仲伟俊<sup>[10]</sup>使用协整的方法,运用上海期货交易所的铜和铝价格数据以及华通有色金属市场、长江有色金属市场货价格进行了分析。高辉<sup>[11]</sup>运用协整理论分别对大连商品期货交易所大豆期货及现货价格关系及中国上海与英国伦敦铜期货价格之间的关系做了实证研究,得出了一些有意义的结论,但总体而言,我国在这一领域的研究是有限的,远谈不上深入。

综上,从国内外已有的文献看,对期货与现货的研究大多局限于价格发现、量价关系,对波动率溢出的研究也仅局限于一般的线性因果关系,对于其他的信息溢出,如对风险溢出的研究几乎是个空白。

检验一般的线性因果关系只能检验有限的滞后项,检验量效力较弱,而且当滞后阶数改变时,有时得到完全不同的结果。本文采用 Hong<sup>[12]</sup>提出的核函数的方法,通过引入核权函数使其检验统计量具有更强的效力,可以使用所有的滞后阶数,而且核权函数对高阶时滞的变量赋予较小的权重,核权函数的引入确保其方法在较长的滞后阶数下仍保持较强的检验效力,在很宽的备择假设范围内检测 Granger 因果关系。此核函数的方法首次被应用于研究期货和现货间的关系。

鉴于期货市场可以做多也可以做空,用 VaR 度量买入或卖出的风险时,要区别对待。投资者、消费者、铜的需求者不仅关注价格极端下跌的情形,而且可能更关注价格极端上涨的情形,而且考虑到铜价自 2004 年后不断上升的趋势,因此,本文首次提出了极端上涨的风险溢出。

本文采用 2000 年 7 月到 2006 年 6 月期间铜与现铜市场数据,建立 GARCH 类模型,并用 VaR 方法分别对下跌和上涨风险建模,进行了线性 - Granger 因果检验,还进行了基于核函数的均

值 - Granger 因果检验,波动率 - Granger 因果检验及风险 - Granger 因果检验,对中国上海期货交易所期货价格与现货价格、波动、风险等信息溢出关系作实证研究,来研究此市场的历史信息是否有利于预测彼市场现期的信息,以期获得有益的结论与启示。

本文研究结论表明:期货市场与现货市场间存在强烈的双向的信息溢出效应,而且从期货市场到现货市场的信息溢出要显著强于从现货市场到期货市场的信息溢出。

## 1 变量选择与数据描述

中国期货市场经过十几年的发展,市场逐渐趋于规范,但是期货品种仍然较少,在现有的期货品种中,铜、铝是比较成熟的交易品种,而且也是目前国内交易最为活跃的交易品种,尤其是期铜的交易经过多年的发展,市场逐步完善,其价格对现货价格有着不可替代的发现作用。中国的铜消费量居世界第一,在 2004 年达到 346.80 万吨,占全球消费总量的 21%,上海期货交易所(SHFE)期铜的成交量已占全球铜期货市场总成交量的 1/3,由于铜作为重要的工业原材料,其供给与需求的变化往往对一国经济存在着重大影响。鉴于铜价的走势对宏观经济运行会产生巨大的影响,如何监控铜市场的风险已经越来越受到国家宏观经济预测部门,铜开采企业和广大的铜需求者的关注,特别是铜价大幅上涨和下跌的概率更受到重视。因此,选择铜期货价格作为期货价格的代理变量具有一定的代表性。

由于每个期货合约都将在一定时间到期,因此,不同于股票价格,期货价格具有不连续的特点,即对于每一个期货合约,期货合约的时间跨度是有限的,任一交割月份的期货合约在合约到期以后,该合约将不复存在。另外,在同一交易日,同时有若干个不同交割月份的期货合约在进行交易,因此,同一期货品种在同一交易日会同时有若干个不同交割月份的期货数据存在。为研究需要,克服期货价格不连续的缺点,必须产生连续的期货价格序列,对每一个期货品种,我们按照以下方法构造连续期货合约。

由于一般越接近到期日,交易越活跃,故选取最近期月份的期货合约作为代表,当最近期期货合约进入交割月后,选取下一个最近期期货合约(不采取交割月的数据,主要是克服交割月期货价格变动的异常性),这样就得到一个连续的期货合约序列,利用连续期货合约序列每个交易日的收盘价格数据产生一个连续的期货价格数据,连续的期货数据.比如,对铜来说,每年有从1月到12月交割,共12个期货合约,因此,在2005年1月,选取2005年2月份交割的期货合约作为代表,而到2005年2月,则选取2005年3月份交割的期货合约作为代表,以此类推;这样选取数据的优点在于产生一个连续期货数据,并且由于距离最后交易日比较接近,期货与现货价格比较贴近,同时还可以克服交割月交易量较小数据不稳定的缺点.由于某些交易日没有实际期货交易发生,故剔除无交易的交易日,由此产生的铜连续合约期货数据,这样一共得到期现货配套数据1442个.

期铜价格选自路透系统上海期货交易所(SHFE)的1月期铜的收盘价格数据,现铜价格数据选取上海有色金属网站1#电解铜日均价格数据.计算结果由Eviews5和Matlab7.1.0编程实现.

然后对数据做取对数处理.期货价格与现货价格的自然对数值,及期货价格与现货价格自然对数的一阶差分分别记为LNF,LNS,DLNF,DLNS.

将价格收益率 $R_t$ 定义为价格的自然对数的一阶差分

$$RF_t = DLNF = LNF_t - LNF_{t-1} \quad (1)$$

$$RS_t = DLNS = LNS_t - LNS_{t-1} \quad (2)$$

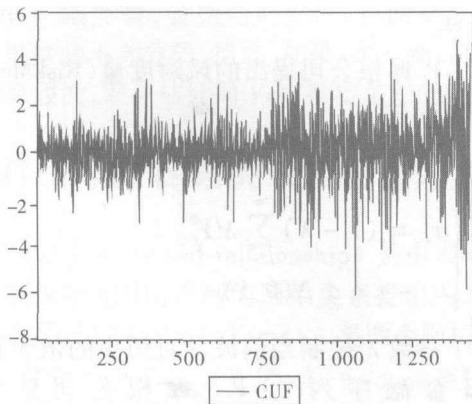


图1 期铜价格收益图

Fig.1 Return rate of futures copper

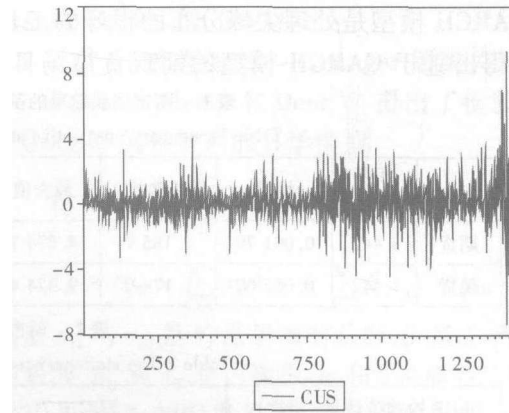


图2 现铜价格收益图

Fig.2 Return rate of spot copper

图1、图2分别给出收益率的时间序列轨迹,通过图形,可以对期现货价格收益率变化和波动性的初步判断从图中看到,期现货价格收益率序列都出现了多个异常的峰值,并且波动呈现出明显的波动性聚类现象,说明两市的期货价格收益率序列日波动具有突发性和显著性,也说明两市的价格收益率序列日波动具有条件异方差现象,可以推测两市期货价格收益率序列中出现的扰动不是白噪声过程.由上述价格收益率序列图对比发现,出现异常波动值与波动性聚类区间时,二者具有相似的波动模式,只不过波动幅度不太一样,说明他们之间可能存在一定程度的相关性和波动影响的溢出效应.以下使用期现货价格日收益率序列建立时间序列模型,分析收益率序列的双向波动及其影响.

考察收益率序列 $RF_t$ 和 $RS_t$ 的分布特征,表1给出了序列 $RF_t$ 和 $RS_t$ 的基本统计特性.

可以看出,期货市场的平均收益大于现货市场的平均收益,且期货市场的波动范围略大于现货市场的波动.

不难看出 $RF_t$ 和 $RS_t$ 的峰度均显著大于3,呈现出明显的尖峰和厚尾的特征,根据JB统计检验可知,其不服从正态分布(在99%置信水平下),不能简单地用正态分布来模拟两市场价格收益率的变化,因此在讨论期货收益率与现货收益率之间的相互关系时,不能采用传统的最小二乘估计.考虑到条件正态分布既保留了正态分布的特点又能更好地对收益率进行模拟,在此引入条件正态分布,并应用Engle、Bollerslev等<sup>[13]</sup>提出的自回归条件异方差模型(GARCH模型)进行分析,因

为 GARCH 模型是处理尖峰分布的很好的工具, VaR 的数据. 再对  $RF_t$  和  $RS_t$  进行单整检验,

表 1 两市场收益率的基本统计特征(2000.7.10—2006.6.30)

Table 1 Summary descriptive statistics for the return rate of the two markets

	样本容量	均值	标准差	最大值	中位数	最小值	偏度	峰度	JB 统计量
期货	1 442	0.091 70	1.185 9	4.874 7	0.064 3	-5.885 6	-0.250 6	5.633 4	410.202 6
现货	1 442	0.065 60	1.174 0	9.374 4	0.029 41	-7.420 8	0.196 3	12.049 9	4 683.946

表 2 两市场收益率的平稳性检验

Table 2 The stationary test for the return rate of the two markets

ADF 检验统计量(期货)	-37.210 7	1% 临界值	-3.964 4
ADF 检验统计量(现货)	-35.171 4	5% 临界值	-3.412 9
		10% 临界值	-3.128 5

ADF 检验统计量的值均小于 1% 临界值,表明两个收益率序列均在 1% 的显著性水平下拒绝存在单位根的假设,这说明两序列都是平稳的时间序列.

## 2 VaR 模型的估计与检验

### 2.1 VaR 介绍

VaR 是风险估值模型(Value at Risk)的简称,是近年来国外兴起的一种金融风险管理工具,旨在估计给定金融产品或组合在未来资产价格波动下可能的或潜在的损失.

其定义如下:对于给定时间范围  $\tau$  和置信水平  $1 - \alpha$ , VaR 是指在时间  $\tau$  内以概率  $\alpha$  发生的损失.在统计意义上, VaR 是  $Y_t$  的条件分布的  $\alpha$ -分位数.本文采用铜价收益率  $Y_t$  的左  $\alpha$ -分位数来度量铜价下跌的风险,其现货市场上经济意义是由于铜价大幅度下跌导致的铜持有者的销售收入的减少;其期货市场上经济意义是多头在买入期货合约时,面临价格下跌的风险.采用铜价收益率  $Y_t$  的条件分布的右  $\alpha$ -分位数来度量铜价上涨的风险,其现货市场上经济意义是由于铜价大幅度上涨导致的铜需求者的支出的增加;其期货市场上经济意义是空头在卖出期货合约时,面临价格上涨的风险.

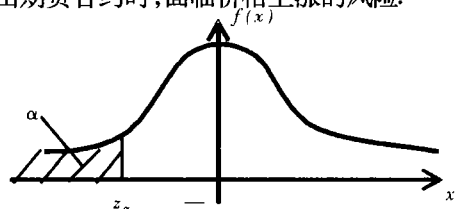


图 3 下跌 VaR  
Fig. 3 Downside VaR

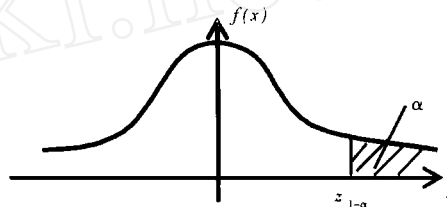


图 4 上涨 VaR  
Fig. 4 Upside VaR

下面定义铜价极端下跌风险对应的 VaR 为

$$P(Y_t < -V_t | I_{t-1}) = \alpha \quad (3)$$

其中:  $I_{t-1} = \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots\}$  是  $t-1$  时刻可获得的信息集.

同样定义铜价极端上涨风险对应的 VaR 为

$$P(Y_t > V_t | I_{t-1}) = \alpha \quad (4)$$

常用的水平  $\alpha$  一般可取为 0.10, 0.05 或 0.01. 估计 VaR 常用的参数模型以下两种: J. P. 摩根的风险度量法和基于 GARCH 模型的 VaR 估计方法.

J. P. 摩根公司提出的风险度量(RiskMetrics)基本思想为

$$\begin{cases} Y_t = \sigma_t \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 = (1 - \lambda) \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^j Y_{t-j}^2 \\ \varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, 1) \end{cases} \quad (5)$$

其中: 参数  $\lambda$  控制当前波动对历史的依赖程度. 对日金融序列, J. P. 摩根公司建议采用  $\lambda = 0.94$ .

模型(5)的 VaR 为

$$V_t = \sigma_t z(\alpha) \quad (6)$$

其中:  $z(\alpha)$  是单侧标准正态分布  $N(0,1)$  在水平  $\alpha$  的临界值. 例如, 当  $\alpha = 0.10, 0.05$  和  $0.01$  时,  $z(\alpha)$  分别取 1.28, 1.65 和 2.33.

由于 J. P 摩根的方法实际上与 IGARCH 模型等价, 这会产生模型设定的错误, 而且这种方法不能细致地描述波动的某些特征 (例如杠杆效应), 本文拟采用 GARCH 模型来估计 VaR.

## 2.2 VaR 模型的检验——返回检验 (Backtesting)

风险值 VaR 的估计, 依赖于资产组合未来收益率的概率分布与给定的置信水平. 对 VaR 作返回检验就是要检验确定 VaR 时所给定的置信水平与实际是否相符, 当损失超过 VaR 值的天数过多时, 说明 VaR 模型低估了实际的风险水平; 当损失超过 VaR 值的天数过少时, 说明 VaR 模型过于保守而高估了实际的风险水平. 风险值的返回检验为 VaR 的使用者提供了全面检验模型与实际是否相符的一种工具.

Kupiec<sup>[14]</sup> 提出了一种检验方法, 把收益率超过估计的 VaR 值的例外情形看作从一个二项分布中出现的独立事件, 假定 VaR 的置信度为  $1 - \alpha$ , 样本容量为  $T$ , 失效的天数为  $N$ , 则失效的频率为  $f = N/T$ , 失效率的期望值则为  $\alpha$ . Kupiec 提出的似然比率 LR 检验统计量可以用来检验原假设  $\alpha = f$ , 这样对 VaR 模型准确性的评估就转化为检验失效率是否显著等于  $\alpha$ .

$$LR = -2 \ln \left[ (1 - \alpha)^{T-N} (\alpha)^N \right] + 2 \ln \left[ (1 - f)^{T-N} (f)^N \right] \quad (7)$$

在原假设的条件下, 统计量 LR 服从自由度为 1 的  $\chi^2$  分布, 其 95% 置信区间临界值为 3.841, 如果  $LR >$  临界值, 就拒绝原假设, 也就是估计的 VaR 模型是不充分的, 反之, 如果  $LR <$  临界值, 则接受原假设, 即所估计的 VaR 模型是充分的.

## 3 Granger 因果关系及检验方法

因果关系 (causal relationship) 是由 Granger 基于变量随机时间序列的因果关系提出的, 其基本思想是: 设  $X = \{x_t\}$ ,  $Y = \{y_t\}$  是两个随机时间序列, 并令  $X_t = \{x_{t-s}, s \geq 0\}$ ,  $Y_t = \{y_{t-s}, s \geq 0\}$  分别表示它们到时刻  $t$  的整个时间序列.

如果用  $X_{t-1} \cup Y_{t-1}$  预测  $Y_t$  比用  $Y_{t-1}$  预测更准确, 则认为 X 对 Y 具有因果关系, X 是 Y 的

Granger 因果关系. 反之亦然.

### 3.1 基于回归的线性 - Granger 因果关系

Geweke、Meese 和 Dent<sup>[15]</sup> 提出了检验线性 - Granger 因果关系的数学模型

$$Y_t = a_{10} + \sum_{i=1}^m a_{1i} Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$Y_t = a_{20} + \sum_{i=1}^m a_{2i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

这里  $a_{1i}$  与  $a_{2i}$  是  $Y_t$  滞后项的系数,  $\beta_j$  是  $X_t$  滞后项的系数,  $\varepsilon_{1t}$  和  $\varepsilon_{2t}$  是白噪声,  $m$  和  $k$  是滞后阶数. 检验从  $X_t$  到  $Y_t$  的因果关系, 即是检验原假设  $H_0: \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, k$ . 检验统计量为

$$F = \frac{(ESS_1 - ESS_2)/k}{ESS_2/(N - k - m - 1)}$$

式中:  $ESS_1$  和  $ESS_2$  分别是普通最小二乘法回归方程 (8) 和 (9) 中的残差的平方和,  $N$  是时间序列  $Y_t$  的样本数.

在原假设下,  $F$  服从具有自由度为  $(K, N - k - m - 1)$  的  $F$  分布, 在置信性水平  $\alpha$  下, 如果  $F > F_\alpha(K, N - k - m - 1)$ , 则拒绝原假设, 认为  $X_t$  对  $Y_t$  具有因果关系. 要检验从  $Y_t$  到  $X_t$  的因果关系, 只要在上述方程中交换一下  $Y_t$  和  $X_t$  的位置, 然后计算  $F$  统计量的值即可. 朱宏泉等<sup>[16]</sup> 利用 Granger 因果关系的思想, 从收益率与波动性两方面分析了香港、上海和深圳股市间的互动性. 王承炜, 吴冲锋<sup>[17]</sup> 利用 Granger 因果关系的思想, 实证研究了沪市和深市价格和交易量之间的线性和非线性因果关系.

### 3.2 基于核函数的均值 - Granger 因果检验, 波动率 - Granger 因果检验及风险 - Granger 因果检验法

关于 Granger 因果关系检验, Granger<sup>[18]</sup> 给出均值 - Granger 因果检验, Granger<sup>[19]</sup> 还给出一般的 Granger 因果检验, Granger 和 Engle<sup>[20]</sup> 给出波动率 - Granger 因果检验, Hong<sup>[21]</sup> 提出了风险 - Granger 因果检验的概念和方法, 并依据此方法对各国股市的大风险溢出效应进行了研究.

令  $I_{t-1} \equiv \{I_{1(t-1)}, I_{2(t-1)}\}$ , 其中  $I_{1(t-1)} = \{Y_{1(t-1)}, \dots, Y_{11}\}$  和  $I_{2(t-1)} = \{Y_{2(t-1)}, \dots, Y_{21}\}$  分别是  $t-1$  时刻市场 1 和市场 2 的信息集. 在这种情况下, 可以研究  $\{Y_{2t}\}$  发生的信息是否有助于预测未来  $\{Y_{1t}\}$  发生类似的事件. 在实践中, 置信水平  $\alpha$  可由监管层或投资者根据自身的目标函数自行确定.

1) 均值 - Granger 因果检验: 如果检验市场

2 是否对市场 1 产生了单向的均值溢出,即市场 2 是否是市场 1 的均值 - Granger 原因,则原假设和备择假设分别为

$$H_0 : E(Y_{1t} | I_{1t-1}) = E(Y_{1t} | I_{t-1})$$

和

$$H_A : E(Y_{1t} | I_{1t-1}) \neq E(Y_{1t} | I_{t-1})$$

2) 波动率 - Granger 因果检验,如果检验市场 2 是否对市场 1 产生了单向的波动率溢出,即市场 2 是否是市场 1 的波动率 - Granger 原因,则原假设和备择假设分别为

$$H_0 : E\{Var(Y_{1t} | I_{1t-1}) | I_{1t-1}\} = Var(Y_{1t} | I_{t-1})$$

和

$$H_A : E\{Var(Y_{1t} | I_{1t-1}) | I_{1t-1}\} \neq Var(Y_{1t} | I_{t-1})$$

考虑到  $\varepsilon_{it} = Y_{it} - \mu_{it}^0, i = 1, 2$ , 其中,  $\mu_{it}^0 = E(Y_{it} | I_{t-1})$

$\varepsilon_{it} = \xi_{it}(h_{it}^0)^{\frac{1}{2}}, i = 1, 2$ , 其中  $h_{it}^0 = Var(Y_{it} | I_{t-1})$ , 则原假设和备择假设可以写成

$$H_0 : Var(\xi_{1t} | I_{1t-1}) = Var(\xi_{1t} | I_{t-1})$$

和

$$H_A : Var(\xi_{1t} | I_{1t-1}) \neq Var(\xi_{1t} | I_{t-1})$$

3) 下跌风险 - Granger 因果检验: 如果检验市场 2 是否对市场 1 产生了单向的下落风险溢出, 即市场 2 是否是市场 1 的关于信息集  $I_{t-1}$  在风险水平  $\alpha$  下的下跌风险 - Granger 原因, 则原假设和备择假设分别为

$$H_0 : P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{1t-1}) = P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}) \quad (\text{a. s.})$$

$$H_A : P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{1t-1}) \neq P(Y_{1t} < -V_{1t} | I_{t-1}) \quad (\text{a. s.})$$

4) 上涨风险 - Granger 因果检验: 如果检验市场 2 是否对市场 1 产生了单向的上涨风险溢出, 即市场 2 是否是市场 1 的关于信息集  $I_{t-1}$  在风险水平  $\alpha$  下的上涨风险 - Granger 原因, 则原假设和备择假设分别为

$$H_0 : P(Y_{1t} > V_{1t} | I_{1t-1}) = P(Y_{1t} > V_{1t} | I_{t-1}) \quad (\text{a. s.})$$

$$H_A : P(Y_{1t} > V_{1t} | I_{1t-1}) \neq P(Y_{1t} > V_{1t} | I_{t-1}) \quad (\text{a. s.})$$

若定义基于 VaR 的“风险指标函数”

$$Z_{it} \equiv 1(Y_{it} < -V_{it}) \quad l = 1, 2 \quad (10)$$

其中:  $1(\cdot)$  为示性函数. 当实际损失超过 VaR 时, 风险指标函数取值 1, 否则取 0. 如果检验市场 2 是否对市场 1 产生了单向的下落风险溢出, 则 3 中的原假设  $H_0$  和  $H_A$  可等价地表述为

$$H_0 : E(Z_{1t} | I_{1t-1}) = E(Z_{1t} | I_{t-1})$$

和

$$H_A : E(Z_{1t} | I_{1t-1}) \neq E(Z_{1t} | I_{t-1})$$

若定义基于 VaR 的“风险指标函数”

$$Z_{it} \equiv 1(Y_{it} > V_{it}) \quad l = 1, 2 \quad (11)$$

其中:  $1(\cdot)$  为示性函数. 当实际收益超过 VaR 时, 风险指标函数取值 1, 否则取 0. 如果检验市场 2 是否对市场 1 产生了单向的上涨风险溢出, 则 4 中的原假设  $H_0$  和  $H_A$  亦可等价地表述为

$$H_0 : E(Z_{1t} | I_{1t-1}) = E(Z_{1t} | I_{t-1})$$

和

$$H_A : E(Z_{1t} | I_{1t-1}) \neq E(Z_{1t} | I_{t-1})$$

因此,  $\{Y_{1t}\}$  和  $\{Y_{2t}\}$  之间的下跌(上涨)风险 - Granger 因果关系都能够看成是  $\{Z_{1t}\}$  和  $\{Z_{2t}\}$  之间的均值 - Granger 因果关系.

$\{Z_{2t}\}$  对  $\{Z_{1t}\}$  不存在单向的均值 - Granger 因果关系孕含有如下重要含义

$$\text{cov}(Z_{1t}, Z_{2t-j}) = 0, \text{ 对所有阶 } j > 0.$$

所以对以上几种检验, 实际上原理是相同的. 均值 - Granger 因果检验, 是对标准残差序列  $\xi_{it}, i = 1, 2$  求样本互相关函数来构造统计量, 波动率 - Granger 因果检验是对中心化的标准残差序列的平方  $v_{it} = \xi_{it}^2 - 1, i = 1, 2$  求样本互相关函数来构造统计量, 风险 - Granger 因果检验法则是通过对标准残差序列和 VaR 序列构造的风险指标函数序列  $Z_{it}, i = 1, 2$ , 求样本互相关函数来构造统计量. 下面, 仅以上涨风险 - Granger 因果检验为例进行说明.

按式(11)构建序列  $\hat{Z}_{1t}, \hat{Z}_{2t}$ , 定义  $\hat{Z}_{1t}$  和  $\hat{Z}_{2t}$  之间的样本互协方差函数如下:

$$\hat{C}(j) \equiv \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=1+j}^T (\hat{Z}_{1t} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2t-j} - \hat{\alpha}_2), & 0 \leq j \leq T-1 \\ T^{-1} \sum_{t=1-j}^T (\hat{Z}_{1t+j} - \hat{\alpha}_1)(\hat{Z}_{2t} - \hat{\alpha}_2), & 1-T \leq j < 0 \end{cases} \quad (12)$$

其中： $\hat{\alpha}_i \equiv T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{Z}_{1i} \cdot \hat{Z}_{2i}$  和  $\hat{Z}_{2i}$  的样本互相关函数为

$$\hat{\rho}(j) \equiv \hat{C}(j) / \hat{S}_1 \hat{S}_2, j = 0, \pm 1, \dots \pm (T-1) \quad (13)$$

其中： $\hat{S}_i^2 \equiv \hat{\alpha}_i(1 - \hat{\alpha}_i)$  是  $\hat{Z}_{ii}$  的样本方差。

Hong<sup>[11]</sup> 曾采用多种核函数检验统计量的功效,发现 Daniel 核函数的效果最好,因此本文取 Daniel 核函数  $k(z) = \sin(\pi z)/(\pi z)$ , 并采用 Hong<sup>[18]</sup> 提出的基于核函数的风险 - Granger 因果关系检验统计量

$$Q_1(M) = \left\{ T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}^2(j) - C_{1T}(M) \right\} / \{ 2D_{1T}(M) \}^{1/2} \quad (14)$$

其中：心因子 (centering factor) 和尺度因子 (scaling factor) 分别为

$$C_{1T}(M) = \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) k^2(j/M)$$

$$D_{1T}(M) = \sum_{j=1}^{T-2} (1 - j/T) \{ 1 - (j+1)/T \} k^4(j/M)$$

Hong<sup>[18]</sup> 还提出检验两个市场是否存在风险溢出效应(包括即时风险溢出效应)的统计量. 此时原假设为任一市场的风险均不 Granger - 引起另一市场的风险,并且两个市场间不存在任何即时风险溢出效应. 这意味着  $\text{cov}(Z_{1t}, Z_{2t-j}) = 0$ , 对任意阶  $j = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$ . 为检验这个原假设,使用如下统计量

$$Q_2(M) = \left\{ T \sum_{j=1-T}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}_{21}^2(j) - C_{2T}(M) \right\} / \{ 2D_{2T}(M) \}^{1/2} \quad (15)$$

其中心因子和尺度因子分别为

$$C_{2T}(M) = \sum_{j=1-T}^{T-1} (1 - j/T) k^2(j/M),$$

$$D_{2T}(M) = \sum_{j=2-T}^{T-2} (1 - j/T) \{ 1 - (j+1)/T \} k^4(j/M)$$

称  $Q_1(M)$  为单向风险 - Granger 因果关系检验, 称  $Q_2(M)$  为双向风险 - Granger 因果关系检验.

在一些正则条件下,若  $H_0$  成立,则  $Q_1(M)$  和  $Q_2(M)$  在大样本条件下服从渐近的标准正态分布,分别用来检验市场2是否对市场1产生了单向溢出,市场2和市场1是否存在双向的溢出. 若  $Q_1(M)$  和  $Q_2(M)$  的值大于标准正态分布的右侧的临界值,则此检验是显著的.

## 4 模型与检验

### 4.1 GARCH 模型的估计与检验

首先利用偏自相关函数和自相关函数决定均值方程中的 AR 过程的阶数,然后根据绝对残差序列的特性,然后确定方差方程中的 ARCH 项和 GARCH 项的阶数,经过分析比较,并根据检验统计量  $Q(M)$  的  $p$  值来判断模型设定是否正确. 最终确定对于铜期货,采用如下的 AR(2) - GARCH(1,1) 模型,经极大似然估计,模型参数估计如下:

$$\begin{cases} Y_t = 0.0472 + 0.0496Y_{t-2} + \varepsilon_t \\ \quad (0.0272) \quad (0.0287) \\ \varepsilon_t = \xi_t h_t^{1/2}, \xi_t \sim i. i. d. N(0,1), \\ h_t = 0.0088 + 0.0631\varepsilon_{t-1}^2 + 0.9343h_{t-1} \\ \quad (0.0026) \quad (0.0085) \quad (0.0079) \end{cases} \quad (16)$$

$$\text{loglikelihood} = -2117.581$$

表3 期货市场 GARCH 模型充分性的诊断统计量

Table 3 The diagnostic test statistics for the GARCH model sufficiency of the futures market

$Q(5)$	$Q(10)$	$Q(20)$	$Q(30)$	$Q(40)$	$Q(50)$
2.7266	5.5634	29.806	34.905	44.366	51.623
[0.605]	[0.682]	[0.054]	[0.208]	[0.256]	[0.372]
$Q^2(5)$	$Q^2(10)$	$Q^2(20)$	$Q^2(30)$	$Q^2(40)$	$Q^2(50)$
5.0798	7.5627	12.444	26.659	32.008	38.370
[0.279]	[0.579]	[0.866]	[0.590]	[0.779]	[0.863]

注：圆括号内的数字为估计量的标准差,方括号内的数字为广义 Box - Pierce 检验统计量的  $p$  值.

对于铜现货,采用如下的标准 AR(1) - GARCH(1,1) 模型,模型参数估计如下:

$$\begin{cases} Y_t = 0.0549 + 0.0731 Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \quad (0.0242) \quad (0.027) \\ \varepsilon_t = \xi_t h_t^{1/2}, \xi_t \sim i.i.d. N(0,1), \\ h_t = 0.0098 + 0.0783 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.9186 h_{t-1} \\ \quad (0.0020) \quad (0.0076) \quad (0.0076) \end{cases} \quad (17)$$

loglikelihood = -1945.855

表4 现货市场 GARCH 模型充分性的诊断统计量

Table 4 The diagnostic test statistics for the GARCH model sufficiency of the spot market

Q(5)	Q(10)	Q(20)	Q(30)	Q(40)	Q(50)
6.0448	10.665	27.233	37.349	44.285	58.612
[0.196]	[0.299]	[0.099]	[0.138]	[0.258]	[0.163]
Q <sup>2</sup> (5)	Q <sup>2</sup> (10)	Q <sup>2</sup> (20)	Q <sup>2</sup> (30)	Q <sup>2</sup> (40)	Q <sup>2</sup> (50)
6.0759	12.570	17.897	22.685	24.883	28.186
[0.194]	[0.183]	[0.529]	[0.791]	[0.961]	[0.993]

注: 圆括号内的数字为估计量的标准差, 方括号内的数字为广义 Box - Pierce 检验统计量的 p 值。

基于标准化残差  $\hat{\varepsilon}_t/\hat{\sigma}_t$  和平方标准化残差  $\hat{\varepsilon}_t^2/\hat{\sigma}_t^2$  自相关性的广义 Box - Pierce 检验统计量的 p 值均大于 0.05, 这说明经 GARCH(1.1) 建模拟和后, 残差不再存在自相关, 即模型拟和较好, 也即对于每一组数据, 选定的模型都是充分的 (残差为白噪声)。

两个 GARCH 模型中,  $\alpha + \beta$  都非常接近于 1, 表明两市场价格收益率的时变条件方差存在着很强的持续性, 由于  $\alpha + \beta < 1$ , 说明收益率具有有限方差, 即属于弱平稳过程, 所以收益波动最终会衰减, 但要持续很长时间 (大量的实证研究表明发达国家资本市场的 GARCH 模型的  $\alpha + \beta < 1$ , 也

很接近 1)。

#### 4.2 两市场上涨和下跌的 VaR 估计与检验

通过 GARCH 模型可以计算出铜价下跌时的 VaR,

$$V_{l,t}(\text{down}) = -\mu_{l,t} + z_{l,\alpha} \sqrt{h_{l,t}} \quad l = 1, 2 \quad (18)$$

铜价上涨时的 VaR,

$$V_{l,t}(\text{up}) = \mu_{l,t} + z_{l,1-\alpha} \sqrt{h_{l,t}} \quad l = 1, 2 \quad (19)$$

其中:  $\mu_{l,t}$  为市场  $l$  的条件期望,  $z_{l,\alpha}$  是市场  $l$  的 GARCH 模型的标准残差服从的分布的左分位数, 根据以上二式, 计算了铜期货和现货市场的上涨和下跌的 VaR。

表5 95% 置信水平下铜期现货市场 VaR 估计结果

Table 5 Value of VaR for the two markets at 95% confidence level

	均值	标准差	最大值	最小值	失败次数	失效率	LR 统计量
期货下跌	1.8178	0.7714	5.8449	0.8105	70	0.0486	0.0561
现货下跌	1.6391	0.9261	7.9201	0.6707	60	0.0417	2.2089
期货上涨	1.9203	0.7712	5.6847	0.9262	68	0.0473	0.2323
现货上涨	1.7610	0.9240	7.4904	0.7923	67	0.0466	0.3665

实证结果表明, 收益率超出 VaR 的比例与相应的置信区间是吻合的, 精确的说是略有不足, 即用此方法计算的 VaR 值高估了市场风险, 这里 LR 统计量仍小于 3.84, 说明基于正态分布的 GARCH 模型估计出来的 VaR 模型仍是充分的。

并且平均来讲, 期货市场的 VaR 大于现货市场的 VaR, 也反映了相对于现货市场, 期货市场的风险更大。

经计算, 可知铜期货与现货序列的各相关系数



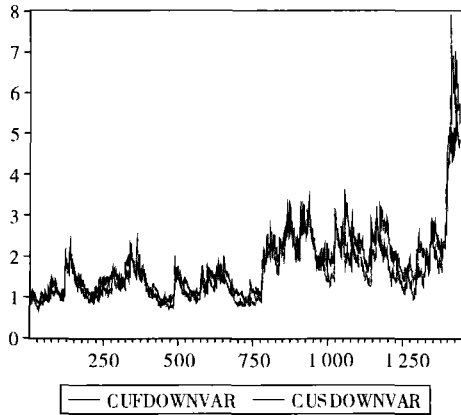


图5 95%置信水平下期现货市场下跌VaR

Fig.5 Downside VaR for the two markets at 95% confidence level

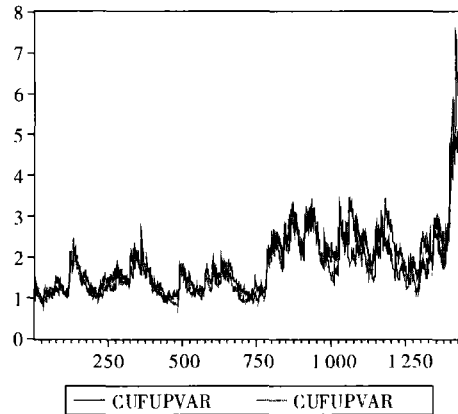


图6 95%置信水平下期现货市场上涨VaR

Fig.6 Upside VaR for the two markets at 95% confidence level

注：cufdownvar 表示期货铜的下跌 VaR, cusdownvar 表示现货铜的下跌 VaR; cufupvar 表示期货铜的上涨 VaR, cusupvar 表示现货铜的上涨 VaR.

表6 期货与现货相关系数表

Table 6 The correlation coefficient between futures and spot

收益率相关系数	条件方差相关系数	95% 下跌 VaR 相关系数	5% 上涨 VaR 相关系数
0.748 3	0.925 8	0.933 4	0.933 0

说明期货市场与现货市场间关联性很强,有必要研究他们之间的各种信息溢出效应.

## 5 信息溢出效应实证分析结果

### 5.1 基于回归的线性 - Granger 因果关系检验

表7 线性 - Granger 因果关系检验结果

Table 7 The linear-Granger causality test

零假设	样本数	F 统计量及接受零假设的概率				
		滞后 1 阶	滞后 2 阶	滞后 3 阶	滞后 5 阶	滞后 10 阶
CUS 不是 CUF 的 线性 - Granger 原因	1 440	24.434 0 (0.000 0)	11.868 2 (0.000 0)*	11.496 9 (0.000 0)*	6.675 8 (0.000 0)*	3.558 0 (0.000 0)*
CUF 不是 CUS 的 线性 - Granger 原因	1 440	37.566 4 (0.000 0)*	39.967 2 (0.000 0)*	25.740 5 (0.000 0)*	16.455 3 (0.000 0)*	9.108 2 (0.000 0)*

注：cuf 表示期货铜收益率, cus 表示现货铜的收益率, 圆括号内为接受零假设的概率. 从滞后 1 阶到滞后 10 阶, P 值均为 0.000 0, 限于篇幅, 没有全部例举.

由检验结果可知, 在 1% 的显著性水平下, 上海期铜价格与现期铜价格存在双向的 Granger 因果关系, 且从期货对现货的影响力明显大于现货

对期货的影响力. 选择不同的滞后长度, 检验结果对滞后期长度的改变并不敏感, 所得结论有较高的可信度

5.2 基于核函数的均值 - Granger 因果检验, 波动率 - Granger 因果检验, 风险 - Granger 因果检验法

表 8 均值 - Granger 因果关系检验结果

Table 8 The Granger causality test in mean

均值溢出	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30	M = 40	M = 50
CUF $\Leftrightarrow$ CUS	331.388 9 (0.000 0) *	235.651 1 (0.000 0) *	167.556 1 (0.000 0) *	137.794 2 (0.000 0) *	119.946 3 (0.000 0) *	107.571 6 (0.000 0) *
CUF $\Leftarrow$ CUS	0.976 0 (0.164 5)	0.566 3 (0.285 6)	0.695 8 (0.243 3)	1.071 5 (0.142 0)	1.227 6 (0.109 8)	1.226 5 (0.110 0)
CUF $\Rightarrow$ CUS	13.273 9 (0.000 0) *	10.345 9 (0.000 0) *	7.711 4 (0.000 0) *	6.849 7 (0.000 0) *	6.228 8 (0.000 0) *	5.614 5 (0.000 0) *

表 9 波动率 - Granger 因果关系检验结果

Table 9 The Granger causality test in variance

波动率溢出	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30	M = 40	M = 50
CUF $\Leftrightarrow$ CUS	250.871 8 (0.000 0) *	178.429 1 (0.000 0) *	125.899 3 (0.000 0) *	102.474 7 (0.000 0) *	88.776 9 (0.000 0) *	79.399 4 (0.000 0) *
CUF $\Leftarrow$ CUS	2.819 7 (0.002 4) *	2.353 2 (0.009 3) *	1.213 3 (0.112 5)	0.733 2 (0.231 7)	0.607 3 (0.271 8)	0.416 3 (0.338 6)
CUF $\Rightarrow$ CUS	4.366 8 (0.000 0) *	3.646 5 (0.000 1) *	2.189 8 (0.014 3) *	1.326 6 (0.092 3) *	1.024 5 (0.152 8)	0.864 8 (0.193 6)

表 10 10% 下跌风险 - Granger 因果关系检验结果

Table 10 The Granger causality test in downside risk at 10% risk level

10% 下跌 风险溢出	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30	M = 40	M = 50
CUF $\Leftrightarrow$ CUS	164.334 9 (0.000 0) *	114.588 8 (0.000 0) *	80.748 5 (0.000 0) *	65.646 9 (0.000 0) *	56.860 4 (0.000 0) *	50.875 8 (0.000 0) *
CUF $\Leftarrow$ CUS	1.212 0 (0.112 8)	0.735 7 (0.231 0)	-0.055 7 (0.522 2)	-0.217 3 (0.586 0)	-0.068 6 (0.527 3)	-0.041 6 (0.516 6)
CUF $\Rightarrow$ CUS	4.119 3 (0.000 0) *	3.335 4 (0.000 4) *	2.234 5 (0.012 7) *	1.422 5 (0.077 4) *	0.999 0 (0.158 9)	0.790 6 (0.214 6)

表 11 5% 下跌风险 - Granger 因果关系检验结果

Table 11 The Granger causality test in downside risk at 5% risk level

5% 下跌 风险溢出	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30	M = 40	M = 50
CUF $\Leftrightarrow$ CUS	134.457 4 (0.000 0) *	96.108 6 (0.000 0) *	67.682 6 (0.000 0) *	55.238 8 (0.000 0) *	47.724 2 (0.000 0) *	42.734 9 (0.000 0) *
CUF $\Leftarrow$ CUS	2.151 2 (0.015 7) *	1.494 0 (0.067 6)	0.882 3 (0.188 8)	0.660 1 (0.254 6)	0.338 2 (0.367 6)	0.245 0 (0.403 2)
CUF $\Rightarrow$ CUS	11.197 3 (0.000 0) *	8.552 8 (0.000 0) *	5.373 6 (0.000 0) *	4.243 2 (0.000 0) *	3.621 0 (0.000 1) *	3.268 0 (0.000 5) *

表 12 1% 下跌风险 - Granger 因果关系检验结果

Table 12 The Granger causality test in downside risk at 1% risk level

1% 下跌 风险溢出	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30	M = 40	M = 50
CUF $\Leftrightarrow$ CUS	109.865 3 (0.000 0) *	80.254 0 (0.000 0) *	56.886 0 (0.000 0) *	46.254 4 (0.000 0) *	40.052 5 (0.000 0) *	35.579 0 (0.000 0) *
CUF $\Leftarrow$ CUS	4.276 6 (0.000 0) *	3.172 5 (0.000 7) *	2.031 9 (0.021 1) *	1.557 8 (0.059 6) *	1.451 7 (0.073 3) *	1.228 9 (0.109 6)
CUF $\Rightarrow$ CUS	13.093 0 (0.000 0) *	11.831 2 (0.000 0) *	8.232 3 (0.000 0) *	6.345 2 (0.000 0) *	5.265 9 (0.000 0) *	4.337 3 (0.000 0) *

表 13 10% 上涨风险 - Granger 因果关系检验结果

Table 13 The Granger causality test in upside risk at 10% risk level

10% 上涨 风险溢出	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30	M = 40	M = 50
CUF $\Leftrightarrow$ CUS	160.797 7 (0.000 0) *	115.648 3 (0.000 0) *	82.680 7 (0.000 0) *	68.435 8 (0.000 0) *	59.719 7 (0.000 0) *	53.697 1 (0.000 0) *
CUF $\Leftarrow$ CUS	2.675 2 (0.003 7) *	3.563 5 (0.000 2) *	3.135 6 (0.000 8) *	3.314 9 (0.000 4) *	3.373 0 (0.000 3) *	3.201 2 (0.000 7) *
CUF $\Rightarrow$ CUS	11.021 6 (0.000 0) *	8.088 3 (0.000 0) *	5.927 6 (0.000 0) *	5.172 5 (0.000 0) *	4.490 4 (0.000 0) *	4.107 6 (0.000 0) *

表 14 5% 上涨风险 - Granger 因果关系检验结果

Table 14 The Granger causality test in upside risk at 5% risk level

5% 上涨 风险溢出	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30	M = 40	M = 50
CUF $\Leftrightarrow$ CUS	141.233 0 (0.000 0) *	102.845 7 (0.000 0) *	74.453 3 (0.000 0) *	61.849 8 (0.000 0) *	54.316 7 (0.000 0) *	49.412 9 (0.000 0) *
CUF $\Leftarrow$ CUS	6.019 7 (0.000 0) *	7.674 4 (0.000 0) *	6.910 8 (0.000 0) *	6.337 2 (0.000 0) *	5.971 6 (0.000 0) *	5.627 3 (0.000 0) *
CUF $\Rightarrow$ CUS	2.450 5 (0.007 1) *	2.220 1 (0.013 2) *	2.193 1 (0.014 2) *	2.415 5 (0.007 9) *	2.524 6 (0.005 8) *	3.060 0 (0.001 1) *

表 15 1% 上涨风险 - Granger 因果关系检验结果

Table 15 The Granger causality test in upside risk at 1% risk level

1% 上涨 风险溢出	M = 5	M = 10	M = 20	M = 30	M = 40	M = 50
CUF $\Leftrightarrow$ CUS	277.210 4 (0.000 0) *	196.068 5 (0.000 0) *	138.676 8 (0.000 0) *	113.304 1 (0.000 0) *	98.045 6 (0.000 0) *	87.883 9 (0.000 0) *
CUF $\Leftarrow$ CUS	-0.593 2 (0.723 5)	-0.086 9 (0.534 6)	0.184 2 (0.426 9)	0.084 9 (0.466 2)	-0.048 3 (0.519 3)	-0.229 6 (0.590 8)
CUF $\Rightarrow$ CUS	-0.559 3 (0.712 0)	-0.800 6 (0.788 3)	-1.035 4 (0.849 8)	-0.904 4 (0.817 1)	-0.979 1 (0.836 2)	-0.600 4 (0.725 9)

注：“ $\Leftrightarrow$ ”表示两个市场的双向风险 Granger 因果关系检验；“ $\Leftarrow$ ”和“ $\Rightarrow$ ”分别代表从后者到前者和前者到后者的单向风险 Granger 因果关系检验；方括号里面为 p 值。本文也考虑了滞后阶数 M = 15, 25, 35, 45 的情形，限于篇幅，没有全部例举。

由表 8 的结果可知,在 1% 的显著性水平下,上海期铜价格收益率与现铜价格收益率的双向均值 - Granger 因果关系检验都非常显著,这说明上海期铜与现铜市场间存在双向的均值 - Granger 因果关系,进一步检验,由单向均值 - Granger 因果关系的检验统计量可知均值溢出的方向是从期货到现货,这与华仁海<sup>[9]</sup>用回归的方法对铜得出的结论是一致的.说明结合期货市场过去的历史信息市场和现货市场过去的历史信息来预测期(现)货市场未来走势比只用自身的历史信息预测要好,同时也说明中国铜期货市场已基本成熟,具有价格发现的功能.

由表 9 的结果可知,在 1% 的显著性水平下,上海期铜价格收益率与现铜价格收益率存在双向的波动率 - Granger 因果关系,进一步检验,由单向波动率 - Granger 因果关系的检验统计量都显著,可知双向都有波动率溢出,且就置信水平而言,从期货对现货的溢出显著强于现货对期货的溢出.刘庆富<sup>[22]</sup>用信息共享模型对中国农产品期现货市场的波动溢出效应的研究也得出同样的结论.可见,无论是农产品还是金属,期货市场与现货市场的联动效应都很显著.

由表 10、11 的结果可知,在 10% 和 5% 的显著性水平下,上海期铜价格收益率与现铜价格收益率的双向下跌风险 - Granger 因果关系检验都非常显著,这说明上海期铜与现铜市场间存在着强烈的双向下跌风险溢出效应,为确定下跌风险溢出的方向,进一步给出单向下跌风险 - Granger 因果关系的检验统计量,发现下跌风险溢出的方向是从期货市场到现货市场,但反之不然.这可能是由于期货市场的信息更丰富,信息完全揭露,通过公开竞价的方式进行交易,交易公开、透明,使得期货市场能更迅速地反应市场信息.

由表 12 的结果可知,在 1% 的显著性水平下,上海期铜价格与现铜价格存在强烈的双向下跌风险 - Granger 因果关系,进一步检验从期货对现货

的溢出显著强于现货对期货的溢出.因为 1% 的风险意味着市场价格的急剧的大幅下跌,也就意味着巨额资金在投资者之间的转移,可能会导致部分投资者破产,进而导致金融体系的崩溃和社会的不稳定.对于这种近乎灾难性的事件在一个市场发生,在另外一个市场几乎必然也会发生.

由表 13、14 的结果可知,在 10% 和 5% 的风险水平下,上海期铜价格与现铜价格存在强烈的双向的上涨风险 - Granger 因果关系,进一步检验,发现与下跌风险检验结果不同的是,单向的上涨风险 - Granger 因果关系检验都非常显著,这表明无论从期货到现货还是从现货到期货,都有上涨风险溢出,并且从置信水平看,期货对现货的溢出显著强于现货对期货的溢出.这可能是因为尽管市场总是有跌有涨的,期货市场可以做多也可以做空,但由于人的心理行为,更倾向于做多,而不是做空,一般价格上涨时,会有更多人投机,从而风险也更大,风险的溢出也更强烈.这也意味着尽管期货市场可以卖空,买卖机制是对称的,但风险溢出仍是不对称的.

由表 15 的结果可知,而在 1% 的风险水平下,双向上涨风险 - Granger 因果关系检验表明:上海期铜市场与现铜市场存在双向的上涨风险 - Granger 因果关系,但单向的上涨风险 - Granger 因果关系检验都不显著,没有任何单向溢出,说明只有即时上涨风险溢出效应.这可能是因为 1% 的显著性水平下的上涨风险表示了市场价格的突然的大幅上升,此时另外一个市场会即刻做出反应,而不会滞后消化再做出反应,即存在即时上涨风险溢出效应.事实上也会有滞后,但我们的数据是日度数据,无法体现这种短时间的滞后,如果以高频数据研究日内效应,则可能不仅有即时风险溢出效应,也会有滞后风险溢出效应.

综合以上,总结期现货市场间信息溢出效应如表 16.

表 16 期现货市场间信息溢出效应表

Table 16 The information spillover effect between the futures market and the spot market

溢出方向	线性溢出	均值溢出	波动率溢出	10% 下跌风险溢出	5% 下跌风险溢出	1% 下跌风险溢出	10% 上涨风险溢出	5% 上涨风险溢出	1% 上涨风险溢出
CUF↔CUS	*	*	*	*	*	*	*	*	*
CUF←CUS	*		*			*	*	*	
CUF→CUS	*	*	*	*	*	*	*	*	

注: \* 表示有显著的溢出效应

可以看出,基于核函数的均值 - Granger 因果检验,波动率 - Granger 因果检验,风险 - Granger 因果检验法比基于回归的线性 - Granger 因果关系检验效力更强.核权函数的引入确保其方法在较长的滞后阶数下仍保持较强的检验效力,可以在很宽的备择假设范围内检测 Granger 因果关系.

综合以上各检验,可知期铜市场与现铜市场存在双向的 Granger 因果关系,且单向的 Granger 因果关系检验表明从期货对现货的信息溢出强于从现货对期货的信息溢出.这是由于:

#### 1) 期货价格变动本身具有的超前性.

期货市场的一个重要功能就是发现价格,它通过交易所聚集了众多的买方和卖方,把自己所掌握的关于某种商品的供求关系及变动趋势的信息集中反映到场内,通过公开竞价的方式进行交易,这种公开、公正、高效、竞争的交易运行机制下形成的价格就具有真实性、预期性、连续性和权威性,能够准确反映和提前预测商品真实的供求状况及价格变动趋势.

现货所反映的仅仅是每种商品已经过去的交易情况.期货反映的是人们对将来的预期,其变动自然具有超前性.

#### 2) 市场普遍存在的理性预期,使期货市场信息更丰富.

期货价格可以综合反映出供求双方对未来某个时间的供求关系和价格走势的预期.期货交易的远期交割性,使得期货价格能够在相当程度上反映出投资者对金融商品价格走势的预期和金融商品的远期供求状况.金融期货价格的这种预期性,较现货市场价格大大改进了价格的信息质量,使得期货市场的参与者根据远期供求关系,调整自己的经济活动.

#### 3) 由期货交易的低成本和高效益所决定的期货交易的充分性.

现货交易需要 100% 付款,期货交易只需要交纳商品交易额的 5% ~ 15% 的保证金即可.这对于投机者和套利者来说是非常有利的,因为他们可获得比在现货市场上交易高得多的杠杆率.市场参与者能在期货市场上用更少的成本做得更快更有效.

#### 4) 期货市场效率更高

期货市场通过公开竞价,可以迅速成交,使期

货交易比现货市场节省了时间,所以会使期货市场先于现货市场而动.

总之具备多空操作不受限制的优势及低交易成本、杠杆交易、高流动性可以吸引更多拥有信息的交易者,且信息完全揭露、公开、透明、安全、准确、迅速成交等优点,使期货市场能比现货市场更迅速反应市场信息.

## 6 结 论

本文利用上海期现货市场铜的数据,考虑到期现货市场的关联性、互动性,用新近提出的一种金融计量方法,检验期现货两市场的信息溢出效应.研究结果显示:

首先,铜期货市场和现货市场价格之间存在显著的同向变动关系,而且变动的幅度非常接近,说明两个市场之间存在长期的共同趋势,两个市场之间的投资资金具有灵活的双向流动性.两市的投资者的投资策略与风险态度方面具有一定程度的共性,两市的投资者具有相同的社会经济环境,有着相同的宏观经济因素,对信息的反映在总体上是趋于一致的.其次,铜期货市场和现货市场收益率序列的存在明显的条件异方差和波动聚类现象,它们均能被 GARCH(1,1) 模型很好的拟合.再次,经检验铜期货市场和现货市场相互作用,相互影响,存在双向的 Granger 因果关系,进一步检验单向的 Granger 因果关系检验,表明从期货对现货的信息溢出显著强于从现货对期货的溢出,期货市场处于主导地位,铜期货市场引导铜现货市场,说明铜期货市场已逐步趋于成熟.另一方面,研究结果表明基于核函数的检验方法比基于回归的检验方法有更强的检验效力.

总之,通过实证分析,可知铜期货市场和现货市场价格收益率和市场波动性及风险存在着互动性.铜作为重要的工业原材料,中国作为全球金属铜的消费大国,期货监管部门应该加强期货投资监管,丰富期货投资品种,不断完善市场规则,尽可能减少市场风险,保持中国期货市场健康、有序的发展,期货价格的变化可以对供求关系发挥“事前调节”作用,各类社会资源就可以在其引导下及时地实现优化配置,从而促进现货市场功能的正常发挥,也间接保证了现货市场的稳定.

## 参考文献:

- [1] Garbade K D, Silber W L. Price movement and cash discovery in futures and cash markets[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1983, (65): 289—297.
- [2] Engle R F, Manganli C. Conditional autoregressive value at risk: CAViaR models[J]. Working Paper, Department of Economics, University of California, San Diego, 1999.
- [3] Haigh M S. Cointegration unbiased expectations and forecasting in the BIFFEX[J]. *Freight Futures Market*, 2000, (6): 545—571.
- [4] Hasbrouck J. One security many markets determining the contributions to price discovery[J]. *Journal of Finance*, 1995, (50): 1175—1199.
- [5] Tse Y. Price discovery and volatility spillover in the DJIA indexes and futures markets[J]. *Journal of Futures Markets*, 1999, (8): 911—930.
- [6] Tse Y, So R W. Price discovery and in the Hang Seng indexes markets: Indexes futures and the tracker fund[J]. *Journal of Futures Markets*, 2004, 24(9): 557—907.
- [7] 华仁海, 仲伟俊. 对我国期货市场价格发现功能的实证分析[J]. *南开经济评论*, 2002, 5: 57—61.  
Hua Renhai, Zhong Weijun. An empirical analysis on price discovery in our futures markets (in Chinese)[J]. *Nankai Business Review*, 2002, 5: 57—61. (in Chinese)
- [8] 刘海龙, 黄伟. 上海期铜定价的实证检验[J]. *管理科学学报*, 2007, 3: 52—57.  
Liu Hailong, Huang Wei. Empirical test of Shanghai copper futures pricing (in Chinese)[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2007, 3: 52—57. (in Chinese)
- [9] 徐剑刚, 唐国兴. 期货波动与交易量和市场深度关系的实证研究[J]. *管理科学学报*, 2006, 2: 69—75.  
Xu Jiangang, Tang Guoxing. Volatility, trading volume, market depth: Evidence from copper futures in Shanghai futures exchange (in Chinese)[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2006, 2: 69—75. (in Chinese)
- [10] 华仁海, 仲伟俊. 现货价格和期货价格之间的动态关系: 基于上海期货交易所的经验研究[J]. *世界经济*, 2005, 8: 32—39.  
Hua Renhai, Zhong Weijun. The dynamic relation between spot price and futures price (in Chinese)[J]. *World Economy*, 2005, 8: 32—39. (in Chinese)
- [11] 高辉. 中国上海与英国伦敦期货价格的协整分析[J]. *哈尔滨师范大学学报*, 2004, 4: 1—8.  
Gao Hui. The cointegration analysis on SHFE copper price and LME copper price (in Chinese)[J]. *Nature Science Journal of Haerbin Normal University*, 2004, 4: 1—8. (in Chinese)
- [12] Hong Y. A test for volatility spillover with applications to exchange rates[J]. *Journal of Econometrics*, 2001, 103: 183—224.
- [13] Bollerslev T. A generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. *Journal of Econometrics*, 1986, 31: 307—327.
- [14] Kupiec P. Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models[J]. *Journal of Derivatives*, 1995, 3(2): 73—84.
- [15] Geweke J, Meese R, Dent W. Comparing alternative tests of causality in temporal systems: Analytic results and experimental evidence[J]. *Journal of Econometrics*, 1983, 2(21): 161—194.
- [16] 朱宏泉, 卢祖帝, 汪寿阳. 中国股市的 Granger 因果关系分析[J]. *管理科学学报*, 2001, 5: 7—12.  
Zhu Hongquan, Lu Zudi, Wang Shouyang. Granger causality analysis of stock markets in China[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2001, 5: 7—12. (in Chinese)
- [17] 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[J]. *管理科学学报*, 2002, 4: 7—12.  
Wang Chengwei, Wu Chongfeng. Linear and nonlinear Granger causality test of stock price-volume relation: Evidences from Chinese markets[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2002, 4: 7—12. (in Chinese)
- [18] Granger C W J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods[J]. *Econometrica*, 1969, 37: 424—438.
- [19] Granger C W J. Testing for causality: A personal view[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1980, 2:

329—352.

- [20] Granger C, Robins P P, Engle R F. Wholesale and retail prices: Bivariate time-series modeling with forecastable error variances[A]. in Belsley, D. A. and E. Kuh (eds.). Model Reliability[M]. Cambridge: MIT Press 1986. 1—17.
- [21] 洪永森, 成思危, 刘艳辉, 汪寿阳. 中国股市与世界其他股市之间的大风险溢出效应[J]. 经济学季刊, 2004, 3(3): 703—724
- Hong Yongmiao, Cheng Siwei, Liu Yanhui, Wang Shouyang. Extreme risk spillover between Chinese stock market and international stock markets[J]. China Economics Quarterly, 2004, 3(3): 703—724. (in Chinese)
- [22] 刘庆富, 王海民. 期货市场与现货市场之间的价格研究[J], 财经问题研究, 2006, 4: 44—51.
- Liu Qingfu, Wang Haimin. Price discovery in the spot-futures markets: An empirical analysis in chinese agricultural products[J]. Research on Financial and Economic Issues, 2006, 4: 44—51. (in Chinese)

## Analysis of information spillover effect between futures market and spot market

LIU Xiang-li<sup>1,2</sup>, CHENG Si-wei<sup>2</sup>, WANG Shou-yang<sup>2</sup>, HONG Yong-miao<sup>3</sup>

1. Department of Fundamental, Beijing Information Technology Institute, Beijing 100101, China;
2. School of Management, Graduate School of the Chinese Academy of Sciences, Beijing 100080, China;
3. Department of Economics and Department of Statistical Science, Cornell University, NY 14850, U. S. A.

**Abstract:** This paper adopts GARCH model to estimate the conditional VaR in both downside and upside direction. The paper further utilizes the linear Granger causality test based on regression, Granger causality test in mean, Granger causality test in variance and Granger causality test in risk based on kernel function to study information spillover effect between the futures market and the spot market of copper, using daily data of copper price of two markets ranging from July 2000 to June 2006. This paper uses the kernel based statistical test to explore the correlation between the futures market and the spot market for the first time. Because all the lagged orders are used, the test statistics has a relatively strong power. Considering there are long and short in the futures market, we also introduce two new conceptions which are the upside VaR and upside risk spillover. Our findings indicate that there exists extremely significant two-way information spillover effect between the futures market and the spot market of copper. Further analysis reveals that the spillover effect from the futures market to the spot market is more significant than that from the spot market to the futures market.

**Key words:** futures market; information spillover; Granger causality; conditional VaR; extreme upside risk; extreme downside risk