

基于基差角度的中国铜期货动态套保策略研究^①

陈 冲¹, 刘向丽², 徐山鹰¹, 汪寿阳¹

(1. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190;

2. 中央财经大学金融学院, 北京 100081)

摘要: 基差的非对称性对于套期保值策略选择具有十分重要的理论和实践意义. 本文提出把基差分解为正、负基差项引入 DCC-BGARCH 模型研究非对称效应, 并同时考虑正基差与负基差对期现货收益、波动及相关性的影响. 实证结果显示: 1) 基差仅对期货收益有显著影响, 说明期货与现货的短期偏离主要是通过期货市场进行调整; 基差对期货收益具有非对称效应, 负基差比正基差影响显著. 2) 基差对期货与现货价格波动及相关性的影响具有非对称效应, 负基差的影响明显大于正基差. 3) 考虑基差非对称效应的动态套保策略比其他模型有更好的套保效果. 研究结论对套期保值者在面临基差变动时选择最佳套保策略具有一定的指导意义.

关键词: 动态套保策略; 基差; 非对称效应; DCC-BGARCH

中图分类号: F830.9 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2012)06-0049-10

0 引 言

作为期货的主要功能之一, 套期保值一直是理论界和业界关注的热点问题. 在其理论研究中, 最小方差套期保值比率的确定又是其核心问题.

早期的研究主要是利用回归模型来估计不变的最小方差套保比率, Johnson^[1]最早提出了商品期货最佳套保比率的概念, 并给出了最小二乘法计算公式. Ederington^[2]将 OLS 方法应用到了金融期货市场, 并提出了套期保值绩效的衡量指标. Witt 等^[3]总结了用传统的 OLS 回归模型估计最小方差套保比率的基本方法. 随着计量经济学的发展, 越来越多的学者开始批评 OLS 估计方法的缺点—残差无效性问题, 并提出了一些改进的估计方法, Lien 和 Luo^[4]、Ghosh^[5]、Chou 等^[6]考虑期货价格序列和现货价格序列可能存在的协整关系, 分别提出了估计最优套保比率的误差修正模

型 ECM, 并使用两步法进行估计. 然而金融资产的收益率序列往往表现出“波动聚集”的特征, 一些学者提出了动态套期保值的概念. Cecchetti 等^[7]利用 ARCH 模型对美国国债期货估计了最优套保比率, 发现该比率随时间有显著的变化. Baillie 和 Myers^[8]运用 BGARCH 模型计算了最佳动态套期比, 并对美国期货市场大豆、玉米、棉花等品种进行了实证研究, 结果表明动态套期保值比率要优于静态套期保值比率. Kroner 和 Sultan^[9]同时考虑期货价格序列和现货价格序列可能存在的协整关系及方差和协方差的时变性, 将误差修正模型与 GARCH 模型结合起来, 发展了 ECM-GARCH, 并用来估计了英镑、日元、加元等世界上主要货币期货的最优套期保值比率, 取得了良好的套期保值效果. 国内也有大量学者对中国期货套期保值功能进行了研究, 陈晓红和朱霞^[10]从神经网络的角度研究了期货套期保值. 王

① 收稿日期: 2010-06-01; 修订日期: 2010-11-30.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71071170; 71003004); 教育部新世纪优秀人才支持计划资助项目(NCET-11-0750); 中央财经大学青年科研创新团队资助项目; 北京航空航天大学基本科研业务费专项基金资助项目(YWF-10-06-002).

作者简介: 陈 冲(1979—), 男, 山东单县人, 博士. Email: chencong@amss.ac.cn

骏和张宗成^[11]利用 OLS、BVAR、ECM 和 ECM-GARCH 模型对中国硬麦和大豆期货套期保值功能进行了实证研究,结果显示动态模型的套保效果优于静态模型.黄瑞庆、何晓彬^[12]利用 OLS、BVAR、ECM 和 BEKK-GARCH 模型对中国铜、小麦期货的套保比率进行估计,结论是 OLS 模型最优,GARCH 模型效果最差.汪炜和杜利辉^[13]对大豆、硬麦套期保值进行了研究,结论是考虑协整关系的 ECM 模型优于 OLS 和 BVAR 模型.

总之,国内外研究套期保值的文献很多,但考虑基差(即现货与期货价格之差)效应的期货套保策略方面的文献却不是太多.最早考虑基差对套保的影响可以追溯到 Working^[14]的研究工作,他提出了基于基差预测的套期保值的思想.Fama 和 French^[15]、Castelino^[16]认识到基差反映了现货和期货价格的趋同,是一个重要的信息变量.Kroner 和 Sultan^[9]提出的 ECM-GARCH 模型中仅仅考虑了基差对条件均值的影响,没有考虑基差对期现货风险结构的影响.Ng 和 Pirrong^[17]、Hsln^[18]研究表明当基差变大时,现货和期货价格的波动性变大,相关性变小,因此最小方差套保比率应随着基差变化而变化.Zhong^[19]等的研究发现基差对期货收益波动性的影响不是单调的,呈一种 V 型结构.Lien 和 Yang^[20-21]考虑基差的影响,对动态套保比率进行计算,研究结果表明考虑基差影响的模型比不考虑基差影响的模型效果要好.国内也有一些学者开始研究基差对套期保值效果的定量影响,张龙斌等^[22]考虑基差非对称影响研究了国际主要股指期货的对冲策略,结论表明考虑基差效应的对冲策略能有效提高股指期货对冲的效率.梁春早^[23]考虑基差对称效应研究了我国铜期货的对冲策略,结果表明考虑基差影响的对冲策略能有效提高股指期货对冲的效率.

综合以上分析,在估计商品期货动态最小方差套保比率时,都没有同时考虑基差对期现货条件均值及条件方差-协方差风险结构的非对称影响.因此,考虑基差对条件均值和条件方差-协方差结构的非对称效应,来研究基差对套期保值效果的影响,以期能为套保者提供理论和实践指导.

1 方法与模型^②

期货协整理论认为期货和现货价格是协整的,它们之间存在一种长期的均衡关系.然而期货或现货价格的错误定价会造成这两者价格关系与长期均衡的短期偏离,这种短期偏离有向长期均衡回复的趋势,其中,引入的误差纠正机制(即滞后基差项)则决定着期现货价格的一起运动,调整着期现货价格的短期偏离^[10, 17, 20, 21, 24].为了描述期现货价格可能存在的长期均衡关系,现货和期货收益率的条件均值方程设定为

$$R_{s,t} = \alpha_{s0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{si} R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{sj} R_{f,t-j} + \gamma_s B_{t-1} + \varepsilon_{s,t} \quad (1)$$

$$R_{f,t} = \alpha_{f0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{fi} R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{fj} R_{f,t-j} + \gamma_f B_{t-1} + \varepsilon_{f,t} \quad (2)$$

其中 S_t, F_t 分别表示 t 时刻现货和期货的价格, $R_{s,t} = \ln(S_t) - \ln(S_{t-1}), R_{f,t} = \ln(F_t) - \ln(F_{t-1})$, 分别表示现货和期货价格的收益率; B_{t-1} 为滞后基差(即模型的误差纠正项) $B_{t-1} = \ln(S_{t-1}) - \ln(F_{t-1})$; 系数 γ_s 和 γ_f 为调整速度,测度每个市场对于长期均衡关系的偏离以多快的速度作出反应.

为了捕捉期现货收益率的时变相关特征,修订了 Engel^[25] 提出的动态条件相关 DCC 模型来进行刻画.方程(1)和(2)中残差项 $E_t = (\varepsilon_{s,t}, \varepsilon_{f,t})'$ 的条件方差-协方差矩阵可以表示为

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{f,t} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (3)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{s,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{f,t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

其中 Ω_{t-1} 是 $t-1$ 时刻可以获得的信息集, H_t 表示 t 时刻的条件方差矩阵, $h_{s,t}, h_{f,t}$ 分别表示现货和期货收益率的条件方差, $h_{s,t}, h_{f,t}, \rho_{sf,t}$ 的具体形式设定为

② 本文方法与模型主要借鉴 2008 年 Lien 和 Yang 两篇论文(见文献[20]和[26])的建模思路,但做了一定的修正,详见论文第二部分.

$$h_{s,t} = \omega_s + \theta_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_s h_{s,t-1} \quad (5)$$

$$h_{f,t} = \omega_f + \theta_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_f h_{f,t-1} \quad (6)$$

$$h_{sf,t} = \rho_{sf,t} \sqrt{h_{s,t}} \sqrt{h_{f,t}} \quad (7)$$

$$\rho_{sf,t} = q_{sf,t} / \sqrt{q_{ss,t} q_{ff,t}} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} q_{sf,t} &= \bar{\rho}_{sf} + \kappa_1 (q_{sf,t-1} - \bar{\rho}_{sf}) + \kappa_2 (\eta_{s,t-1} \eta_{f,t-1} - \bar{\rho}_{sf}) \\ &= (1 - \kappa_1 - \kappa_2) \bar{\rho}_{sf} + \kappa_1 q_{sf,t-1} + \\ &\quad \kappa_2 (\eta_{s,t-1} \eta_{f,t-1}) \end{aligned} \quad (9)$$

其中 $\rho_{sf,t}$ 为期现货收益率间的动态条件相关系数, $\bar{\rho}_{sf}$ 为现货和期货市场间的无条件相关系数 $\eta_{s,t} = \varepsilon_{s,t} / \sqrt{h_{s,t}}$ 和 $\eta_{f,t} = \varepsilon_{f,t} / \sqrt{h_{f,t}}$ 为标准化残差。

上述构建的模型中仅仅考虑了基差对条件均值的影响,但是没有考虑基差对条件方差—协方差结构的影响,因此把方程(1)–(9)称之为 DCC-BGARCH 模型。

考虑基差对期现货收益风险结构的对称影响,Sim 和 Zurbreugg^[26] 采用在条件方差—协方差结构中加入 $|B_{t-1}|$ 来验证基差对 KOSPI 200 期货合约套保绩效的对称影响,Lien 和 Yang^[21] 则是采用基差的平方项来研究基差对条件方差—协方差结构的对称效应。从基差风险的角度考虑,采用 Sim 和 Zurbreugg 给出的模型,具体形式为

$$h_{s,t} = \omega_s + \theta_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_s h_{s,t-1} + \xi_s |B_{t-1}| \quad (10)$$

$$h_{f,t} = \omega_f + \theta_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_f h_{f,t-1} + \xi_f |B_{t-1}| \quad (11)$$

$$\begin{aligned} q_{sf,t} &= (1 - \kappa_1 - \kappa_2) \bar{\rho}_{sf} + \kappa_1 q_{sf,t-1} + \\ &\quad \kappa_2 (\eta_{s,t-1} \eta_{f,t-1}) + \mu |B_{t-1}| \end{aligned} \quad (12)$$

方程(1)–(2)和(10)–(12)仅考虑了基差的对称影响,因此记为 BSE DCC-BGARCH(basis-symmetric-effect DCC-BGARCH)模型。

进一步考虑基差对期现货收益条件均值和条件方差的非对称影响,参考 Lien 和 Yang^[20-21] 的建模思想,首先将基差项分解为正负两项: $B_{t-1} = B_{t-1}^+ + B_{t-1}^-$, $B_{t-1}^+ = \max(B_{t-1}, 0)$ 和 $B_{t-1}^- = \min(B_{t-1}, 0)$, 把正负基差项作为解释变量引入期现货收益率的条件均值方程中,得到

$$R_{s,t} = \alpha_{s0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{si} R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{sj} R_{f,t-j} + \gamma_{sp} B_{t-1}^+ +$$

$$\gamma_{sn} B_{t-1}^- + \varepsilon_{s,t} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} R_{f,t} &= \alpha_{f0} + \sum_{i=1}^p \alpha_{fi} R_{s,t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_{fj} R_{f,t-j} + \\ &\quad \gamma_{fp} B_{t-1}^+ + \gamma_{fn} B_{t-1}^- + \varepsilon_{f,t} \end{aligned} \quad (14)$$

进一步考虑基差对条件方差—协方差结构的非对称影响,Lien 和 Yang^[20] 采用正负基差项来研究基差对条件方差—协方差结构的非对称效应,Lien 和 Yang^[21] 采用正负基差的平方项来研究基差对条件方差—协方差结构的非对称效应。为保证条件方差—协方差矩阵的正定性,将正基差 B_{t-1}^+ 和负基差的绝对项 $|B_{t-1}^-|$ 引到条件方差—相关系数方程中,即为

$$h_{s,t} = \omega_s + \theta_s \varepsilon_{s,t-1}^2 + \delta_s h_{s,t-1} + \xi_{sp} B_{t-1}^+ + \varphi_{sn} |B_{t-1}^-| \quad (15)$$

$$h_{f,t} = \omega_f + \theta_f \varepsilon_{f,t-1}^2 + \delta_f h_{f,t-1} + \xi_{fp} B_{t-1}^+ + \varphi_{fn} |B_{t-1}^-| \quad (16)$$

$$\begin{aligned} q_{sf,t} &= (1 - \kappa_1 - \kappa_2) \bar{\rho}_{sf} + \kappa_1 q_{sf,t-1} + \\ &\quad \kappa_2 (\eta_{s,t-1} \eta_{f,t-1}) + \mu_p B_{t-1}^+ + \mu_n |B_{t-1}^-| \end{aligned} \quad (17)$$

方程(13)–(17)均考虑了基差对条件均值和条件方差—相关系数的非对称影响,因此把这种模型设定称之为 BAE DCC-BGARCH(basis-asymmetric-effect DCC-BGARCH)模型。当限定条件 $\gamma_{sp} = \gamma_{sn}$ 和 $\gamma_{fp} = \gamma_{fn}$ 时,条件均值方程(1)和(2)是方程(13)和(14)的特例。

利用 Pagan 和 Schwert^[27] 和 Engle 和 Ng^[28] 提出的两阶段估计法进行参数估计。首先利用最小二乘法(OLS)估计条件均值得到残差 $\varepsilon_{s,t}$ 和 $\varepsilon_{f,t}$,然后把计算得到的残差 $\varepsilon_{s,t}$ 和 $\varepsilon_{f,t}$ 作为观察数据利用极大似然方法(MLE)估计条件方差—协方差矩阵中的参数。利用 MLE 方法估计参数时,对数似然函数可表示为

$$\begin{aligned} L &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + 2 \log |H_t| + \varepsilon_t H_t^{-1} \varepsilon_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + 2 \log |D_t R_t D_t| + \right. \\ &\quad \left. \varepsilon_t D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(n \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + \right. \\ &\quad \left. \log |R_t| + z_t R_t^{-1} z_t \right) \end{aligned} \quad (18)$$

其中 $D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{ii}}\}$, 对于 $i = s, f$, 表示 GARCH(1, 1) 模型得到的标准方差取对角项形成的对角矩阵; $R_t = \{\rho_{ij}\}_t$ 对于 $i, j = s, f$ 表示时变的条件相关系数矩阵; $z_t = \varepsilon_t D_t^{-1}$ 表示标准化残差. 于是, 通过 MLE 方法, 可以得到估计值 $\hat{\rho}_t$, $\hat{h}_{s,t}$ 和 $\hat{h}_{f,t}$, 然后就可以估计出时变的最优套期比率 $h_t = \rho_t \sqrt{h_{s,t}} / \sqrt{h_{f,t}}$ ③.

2 数据选取和统计特征分析

由于铜的现货价格数据较易获得, 而国内其他期货品种的现货价格数据的获取较为困难, 另外, 期铜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品种, 价格和国际充分接轨, 套期保值者参与程度高. 因此, 分析采用日价格, 期货数据来自于上海期货交易所铜期货合约价格, 现货数据来自于上海金属网披露的长江 1# 铜均价. 样本数据区间统一为 2004 年 1 月 4 日至 2010 年 1 月 29 日, 扣除掉节假日, 共 1 478 个样本观察值; 并将前 1 278 个观察值作为样本内数据来估计期货的最优套期保值比率, 而将剩余的 200 个观察值作为样本外数据用来评价套期保值的效果.

由于各合约期货价格是不连续的, 每个期货合约都有到期日. 因此, 为了得到连续、真实的期货价格, 通常的做法是采用最近月份合约连结而成连续期货合约(即在最近月份期货合约进入交割月后, 选取下一个最近月份期货合约) Kroner 和 Sultan^[9]. 然而, Peck^[29] 研究发现上海铜期货合约在距交割月 4 到 5 个月时, 成为主力合约, 交易最活跃, 成交量最大. Lien 和 Yang^[21] 利用距交割月 1 个月到 7 个月的合约平均交易量研究了连续数据生成问题, 发现上海铜期货合约在距交割月 3 个月时, 交易量最大. 陈锐刚和周慧娟^[30] 从市场流动性角度研究了连续数据的生成问题, 实证结果表明 2004 年 10 月份之前铜期货

各合约大多在距离交割月 5 个月以上时成为主力合约, 之后铜期货各合约多在距交割月 3 个月时成为主力合约; 综合来看, 金属期货主力合约的流动性格局分布特征比较明显, 铜期货合约在距交割月 3 个月左右时成为主力合约, 呈现近期合约活跃的特点. 因此, 沪铜连 3 数据基本包含了市场波动信息, 交易十分活跃, 并且为了保持数据的一致性, 选用最具代表性的沪铜连 3 数据作为期货价格序列.

对期货和现货价格序列均做自然对数化处理, 将基差定义为 t 时刻对数化后的现货价格与对应的对数化后的期货价格的差, 即 $B_t = \ln(S_t) - \ln(F_t)$, 其中 S_t 为 t 时刻的现货价格, F_t 为 t 时刻的期货价格.

图 1 为沪铜期现货价格对数序列的走势图. 可以看出, 铜期货价格和现货价格存在显著的相关关系, 相关程度高达 90% 以上, 这也保证了通过铜期货市场来对现货进行套期保值的有效性. 图 2 显示了铜的期货价格与现货价格的基差变化. 基差围绕 0 上下波动, 且波动剧烈. 基差大多表现为正值, 表明期铜市场主要呈现反向市场^④, 并且反向基差持续时间长, 幅度不断扩大. 以零基差为分界线, 还可以观察到基差的分布存在不对称性.



图 1 沪铜期现货价格走势图

Fig. 1 Time plot of the futures and spot prices of SHFE copper

③ 最小方差套保比率就是使套保组合的方差最小化, 先构造一个期现货投资组合 $R_h = R_s - hR_f$, 两边取方差, 得到套保组合方差 $\sigma_h^2 = \sigma_s^2 + h^2\sigma_f^2 - 2hcov(R_s, R_f)$, 然后对 h 取一阶导数令其为 0, 得到最佳套保比率为 $h_t = \rho_t \sqrt{h_{s,t}} / \sqrt{h_{f,t}}$.

④ 反向市场指现货价格高于期货价格, 根据公式“基差 = 现货价格 - 期货价格”, 反向市场中基差大于 0.

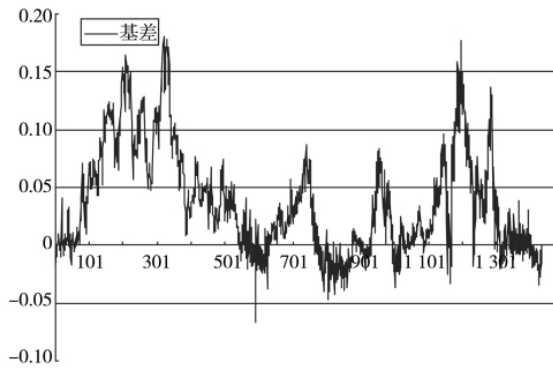


图 2 铜期货价格与现货价格的基差变化

Fig. 2 Basis changes between futures price and spot price

表 1 为期现货收益率和基差序列的描述性统计量. 可以发现, 期货收益率的波动略高于现货收益率, 二者标准差的不一致反映了基差的变化; 基差的波动小于期货和现货价格的波动, 因此套期保值实质上是以较小的基差风险代替较大的价格风险, 而大于期现货收益率的波动, 因此按 1:1 的套保比率进行套期保值可能不是最优的; 期货和现货收益率序列的偏度都为负, 峰度大于 3, 说明与正态分布相比, 价格变动序列均呈左偏趋势, 呈现出比较明显的尖峰厚尾特征. 而基差序列呈右偏趋势, 有明显的尖峰厚尾特征; J-B 统计量表明各价格序列拒绝正态分布的原假设, 均呈非正态分布性质; ADF 检验表明期现货的对数价格均为非平稳的, 而期现货价格收益率序列是平稳的. 基差序列在 5% 的置信水平下是平稳的, 说明期货价格和现货价格之间可能存在协整关系.

表 1 期铜各价格序列的描述性统计量

Table 1 Descriptive statistics of spot prices futures prices and basis

统计量	ln(S)	ln(F)	Δ ln(S)	Δ ln(F)	B
均值	10.721 3	10.685 3	0.000 6	0.000 6	0.035 9
标准差	0.341 9	0.369 9	0.018 6	0.019 8	0.045 8
偏度	-0.211 3	-0.191 5	-0.045 1	-0.286 7	0.866 5
峰度	1.551 2	1.490 3	6.270 6	3.471 7	3.067 4
JB	140.163 6	149.305 0	658.793 4	33.935 6	185.088 5
概率	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
ADF	-1.940 0	-1.648 1	-19.752 2	-24.669 3	-3.310 0

注: JB 为 Jarque-Bara 统计量; ADF 为 Augmented Dickey-Fuller 单位根检验, 本次检验形式只含有截距项, 不包含时间趋势, 在 1%、5% 和 10% 的置信水平临界值分别为 -3.434 6、-2.863 3 和 -2.567 8.

为进一步验证期现货价格之间可能存在的协整关系, 选择含常数项而不含趋势项的 Johansen 协整检验进行检验, 由表 2 的检验结果可知, 在 5% 的置信水平下, 拒绝不存在协整关系的假设, 但不能拒绝至多存在一个协整关系的假设, 说明期货和现货价格之间存在协整关系, 即在短期期现货与现货价格可能偏离长期均衡关系, 但从长期看, 期货与现货价格之间保持着长期的均衡关系.

表 2 Johansen 协整检验结果

Table 2 Results of Johansen cointegration test

协整关系个数	特征根	迹统计量	5% 临界值
无*	0.017 3	28.286 9	15.494 7
至多一个	0.001 8	2.619 2	3.841 5

注 “*” 表示在 5% 置信水平下拒绝原假设.

为了验证铜期现货收益率序列是否存在波动聚集现象和异方差效应, 利用 Engle 提出的 ARCH-LM 检验方法. 首先建立现货收益率和期货收益率的误差纠正模型, 作 OLS 估计, 得到 $\Delta \ln(S_t) = 0.001 9 + 0.670 2 \Delta \ln(F_t) - 0.047 3 \times B_{t-1} + \mu_t$, 然后对得到的残差 μ_t 序列进行 ARCH-LM 检验. 表 3 给出了 OLS 残差的 ARCH 效应检验结果. 可以看出, F 统计量和 LM 统计量都是显著的(概率 P 均为 0), 说明对铜期货 OLS 回归得到的残差项存在 ARCH 效应.

表 3 ARCH 效应检验结果

Table 3 Test results of ARCH effect

统计量	检验值	相伴概率 P
F	46.214 2	0.000 0
LM	127.038 3	0.000 0

3 实证结果

3.1 参数估计及分析

采用 RATS7.0 软件对极大似然估计方法进行编程, 在模型估计中, 根据 AIC 和 BIC 准则, 期现货收益率的滞后阶数 p 和 q 统一取 2. 表 4 和表 5 分别为期现货收益率条件均值估计结果及期现货收益率条件方差和相关系数的估计结果, 可得出如下结论.

1) 基差对期货收益的影响比对现货收益的影响显著,这表明现货与期货价格短期偏离扩大,主要是通过期货市场发挥调整作用,进而维持两市场间的长期均衡关系.这可能是因为期货合约交易成本低,当市场存在套利机会时,投资者一般会进入期货市场进行套利,而不会选择现货市场;基差与期货收益呈现正相关,当现货价格低于期货价格(负基差),受长期均衡关

系的制约,现货价格将趋于增大,期货价格将趋于减少;基差对期货收益的影响存在非对称效应,负基差对期货收益的影响显著性水平大于正基差的影响,并且负基差对期货收益为正的影 响;考虑基差非对称影响的 DCC-BGARCH 模型的对数极大似然值大于 SE DCC-BGARCH 模型和 DCC-BGARCH 模型,说明 AE DCC-BGARCH 模型拟合地更好.

表 4 条件均值方程估计结果

Table 4 Estimation of conditional mean equations

	DCC-BGARCH		SE DCC-BGARCH		AE DCC-BGARCH	
	$i = s$	$i = f$	$i = s$	$i = f$	$i = s$	$i = f$
α_{i0}	-0.000 7 (1.21)	-0.000 3 (-0.53)	0.000 6 (1.25)	-0.000 2 (-0.24)	0.000 5 (0.81)	0.000 6 (0.82)
α_{i1}	-0.234 6 (-6.36) ***	0.091 6 (2.27) ***	-0.234 8 (-6.10) ***	0.120 0 (2.89) ***	-0.230 5 (-5.90) ***	0.109 2 (2.57) **
α_{i2}	-0.188 4 (-4.86) ***	-0.024 3 (-0.64)	-0.185 7 (-4.75) ***	-0.024 2 (-0.61)	-0.187 3 (-4.73) ***	-0.030 7 (-0.75)
β_{i1}	0.307 1 (10.10) ***	-0.111 1 (-2.71) ***	0.306 1 (9.74) ***	-0.132 0 (-3.16) ***	0.305 3 (9.42) ***	-0.116 8 (-2.71) ***
β_{i2}	0.214 7 (7.01) ***	0.079 3 (2.16) ***	0.210 4 (6.44) ***	0.063 4 (1.64)	0.213 0 (6.39) ***	0.073 6 (1.86) *
γ_i	-0.004 6 (-0.53)	0.015 7 (1.68) *	-0.004 0 (-0.42)	0.012 7 (1.89) *	-	-
γ_{in}	-	-	-	-	-0.055 6 (-0.78)	0.131 7 (1.78) *
γ_{ip}	-	-	-	-	0.000 6 (0.06)	0.003 3 (0.26)
对数极大似然值	9 701.448 6		9 731.966 3		9 744.144 9	

注:() 中的数值为 t 统计量,“***”、“**”和“*”分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著.

2) 参数 ξ_s 和 ξ_f 都显著为正,表明滞后基差项对现货收益波动和期货收益波动都是正影响,即随着基差的增大,现货和期货的波动性变大;参数 ξ_{sp} 和 ξ_{fp} 都显著为正,表明正基差对期现货波动性的影响都为正,当正基差变大时,现货和期货价格的波动性变大;参数 φ_{sn} 和 φ_{fn} 都显著为正,意味着负基差的绝对项 $|B_{t-1}^-|$ 对期现货价格波动是正的效应,也就是负基差对期现货价格波动是负的

效应,即随着负基差的增大,现货价格和期货价格的波动性变小;比较上述四个参数的估计值,发现 $|\varphi_{sn}| > |\xi_{sp}|$ 和 $|\varphi_{fn}| > |\xi_{fp}|$,这表明基差对期现货价格波动性的影响具有非对称效应,其中负基差对期现货波动性的影响要大于正基差,这也证实了基差对期现货价格波动性的影响是一个不对称的 V 型效应,这和 Kogan、Zhong 等人的研究结论是一致的.这是因为期货市场存在异质投资

者,其中套期保值者是风险厌恶的,套期保值者向投机者转让风险溢价。套保者风险厌恶程度越高,其转让的风险溢价利润越多,市场风险溢价和基差的绝对值就会增加,也就吸引更多的投机者参与期货市场,使得持仓量、交易量和波动率更大。

3) 参数 κ_1 表示上一期的相关系数对本期相关系数的影响程度,描述动态条件相关系数的持续性。 κ_1 系数统计上显著,并且值在 0.94 以上,表示当期的条件相关系数受前期相关系数的影响非常大;参数 μ 显著为负,表示基差对期现货相关性

的影响为负,即当基差变大时,现货和期货的相关系数变小; μ_p 显著为负和 μ_n 显著为正,并且 $|\mu_n| > |\mu_p|$,表明当基差增大时(即正基差变大,负基差变小),现货价格和期货价格之间的相关性变小,而且负基差对条件相关系数的影响要比正基差大。这也说明了基差对期现货收益的相关系数呈不对称的倒 V 型影响。图 3 为考虑基差非对称影响的动态条件相关系数。可以看出,现货价格和期货价格的动态条件相关系数不是常数,而是时变的,在 0.5—0.9 区间内波动。

表 5 条件方差和相关系数估计结果

Table 5 Estimation of conditional variance and correlation coefficients

	DCC-BGARCH		SE DCC-BGARCH		AE DCC-BGARCH	
	$i = s$	$i = f$	$i = s$	$i = f$	$i = s$	$i = f$
ω_i	7.303 5e - 06 (5.25) ***	8.025 6e - 06 (3.61) ***	5.918 9e - 06 (3.47) ***	9.792 2e - 06 (3.22) ***	4.562 3e - 06 (2.89) ***	9.135 4e - 06 (2.99) ***
θ_i	0.111 2 (8.35) ***	0.079 0 (5.83) ***	0.107 6 (7.34) ***	0.072 9 (5.28) ***	0.110 3 (7.36) ***	0.077 5 (5.56) ***
δ_i	0.865 7 (63.49) ***	0.898 4 (54.74) ***	0.859 2 (49.05) ***	0.894 3 (47.01) ***	0.852 6 (46.32) ***	0.880 4 (42.24) ***
ξ_i	—	—	0.000 08 (3.16) ***	0.000 02 (1.84) *	—	—
φ_{in}	—	—	—	—	0.000 7 (2.04) **	0.001 0 (2.09) **
ξ_{ip}	—	—	—	—	0.000 1 (3.82) ***	0.000 06 (1.90) *
k_1	0.989 1 (188.08) ***		0.943 1 (46.42) ***		0.963 9 (85.09) ***	
k_2	0.003 2 (3.03) ***		0.004 2 (1.96) **		0.003 2 (1.84) *	
ρ	0.736 8 (26.85) ***		0.843 8 (55.91) ***		0.813 1 (38.88) ***	
μ	—		-0.138 6 (-2.58) ***		—	
μ_n	—		—		0.164 6 (2.24) **	
μ_p	—		—		-0.074 9 (-2.37) **	

注:() 中的数值为 t 统计量,“***”、“**”和“*”分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下显著。

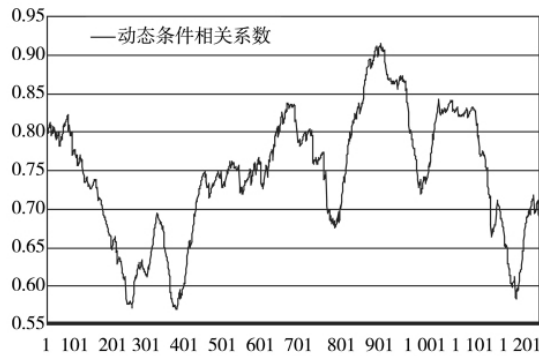


图 3 考虑基差非对称效应的动态条件相关系数
Fig. 3 Dynamic conditional correlation coefficients considering basis asymmetric effect

3. 2 套期保值绩效比较

基于上述三种模型估计的参数,构建了三种动态套保策略(即三种动态模型计算得到的最优套保比率)和计算了套保组合收益的方差及方差变化.若构造现货和期货的投资组合进行套期保值,组合的收益为 $R_{p,t} = R_{s,t} - h_t^* R_{f,t}$,其中 $R_{s,t}$ 为现货收益率, $R_{f,t}$ 为期货收益率, h_t^* 为估计得到的最佳套保比率.为了比较不同套保策略的效果,可以通过计算套保组合收益的方差 $\text{Var}(R_{p,t}) = \text{Var}(R_{s,t} - h_t^* R_{f,t})$ 来实现,套保组合收益的方差越小,说明套保效果越好.同时还采用 Ederington

提出的套保绩效的衡量指标进行比较,即与未参与套保时的收益方差相比参与套保后收益方差的减少程度.其度量指标为 $H_e = (\text{Var}(U_t) - \text{Var}(R_{p,t})) / \text{Var}(U_t)$,其中 $\text{Var}(U_t) = \text{Var}(R_{s,t})$,表示未进行套保时收益的方差,即现货收益率的方差.相对不进行套保时,方差减少程度 H_e 越大,套保的效果越好.表 6 给出了样本内和样本外三种套保投资组合的方差及相对于不进行套保时三种策略的风险减少程度.

首先进行样本内比较,从表 6 可知,考虑基差非对称效应的 DCC-BGARCH 模型套保的组合方差明显小于其他两种模型套保的组合方差;相对于不进行套保时,这三种模型均能有效降低现货市场价格变动的方差 60% 左右,其中考虑基差不对称影响的模型风险降低的程度最大.这就说明考虑基差非对称效应的套保策略能更好地减少组合收益的方差,提高动态套期保值的效率.再从样本外进行比较,发现样本外套保绩效弱于样本内套保绩效,说明 2009 年 4 月到 2010 年 1 月我国沪铜期货市场投机氛围浓厚,不利于套期保值功能的发挥.样本内和样本外的结果表明采用动态套保策略均能有效降低现货价格的风险,考虑基差非对称效应的动态模型提供的套保效果最好.

表 6 样本内和样本外投资组合方差及方差变化

Table 6 Variance and variance change of hedged portfolio both in-sample and out-of-sample

模型	样本内		样本外	
	投资组合方差	方差变化	投资组合方差	方差变化
DCC-BGARCH	0.000 144 5	0.573 9	0.000 206 5	0.454 9
BSE DCC-BGARCH	0.000 144 1	0.575 1	0.000 205 8	0.456 6
BAE DCC-BGARCH	0.000 142 4	0.579 9	0.000 205 7	0.457 0
no hedging	0.000 339 0	0	0.000 378 8	0

4 结束语

随着我国期货市场的不断成熟和完善,基差变化对套期保值的影响日益重要,因此对基差波动规律的研究及基差的预测也成为学术界和业界研究的热点问题.基于 DCC-BGARCH 模型框架,将基差分解成正、负基差项引入到条件均值及条件方差—动态相关系数中,分析基差对期现货收益、波动及相关性的非对称影响,最后从样本内和

样本外进行了套保绩效比较.

选用交易最为活跃、套期保值参与程度高的沪铜期货市场作为对象,通过实证研究发现: 1) 基差对期货收益的影响比对现货收益的影响显著;基差对期货收益的影响存在非对称效应,负基差对期货收益的影响显著性水平大于正基差的影响,并且负基差对期货收益为正的. 2) 基差对期现货价格波动性的影响具有非对称效应,其中负基差对期现货波动性的影响要大于正基差,基差对期现货价格波动性的影响是一个不对称的

V型结构; 同样地, 基差对期现货价格间的相关性具有非对称影响, 其中负基差对条件相关系数的影响要比正基差大. 这也说明了基差对期现货收益的相关系数呈不对称的倒V型影响. 3) 无论是样本内比较还是样本外比较, 考虑基差非对称效应的套保策略比其他模型有更好的套保效果; 样本内的套保绩效要优于样本外的套保绩效, 说明在样本外期铜市场投机气氛浓厚.

研究结论对于套期保值者具有重要的参考意义. 对以金属铜为主要原料进行生产和经营的企业来说, 在套期保值前应认真分析基差的变化规律, 充分考虑基差的非对称效应, 合理选取动态套期保值策略; 套期保值过程中应该密切跟踪基差变化, 测算基差风险, 并在基差出现重大不利变化时及时调整套期保值操作, 以控制基差风险.

参考文献:

- [1] Johnson L L. The theory of hedging and speculation in commodity futures [J]. *Review of Economic Studies*, 1960, 27(3): 139 - 151.
- [2] Ederington L H. The hedging performance of the new futures markets [J]. *Journal of Finance*, 1979, 34(1): 157 - 170.
- [3] Witt H J, Schroeder T C, Hayenga M L. Comparison of analytical approaches for estimating hedge ratios for agricultural commodities [J]. *The Journal Futures Markets*, 1987, 7(2): 135 - 146.
- [4] Lien D, Luo X. Estimating the extended mean-Gini coefficient for futures hedging [J]. *Journal of Futures Markets*, 1993, 13(6): 665 - 676.
- [5] Ghosh A. Hedging with stock index futures: Estimation and forecasting with error correction model [J]. *The Journal of Futures Markets*, 1993, 13(7): 743 - 752.
- [6] Chou W L, Denis K K F, Lee C F. Hedging with the Nikkei index futures: The conventional model versus the error correction model [J]. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 1996, 36(4): 495 - 505.
- [7] Cecchetti S G, Cumby R E, Figlewski S. Estimation of the optimal futures hedge [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1988, 70(4): 623 - 630.
- [8] Baillie R T, Myers R J. Bivariate garch estimation of the optimal commodity futures hedge [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1991, 6(2): 109 - 124.
- [9] Kroner K F, Sultan J. Time-varying distributions and dynamic hedging with foreign currency futures [J]. *Financial and Quantitative Analysis*, 1993, 28(4): 535 - 551.
- [10] 陈晓红, 朱霞. 基于神经网络的期货套期保值决策支持系统 [J]. *管理科学学报*, 2001, 4(6): 18 - 23.
Chen Xiaohong, Zhu Xia. Futures hedging decision support system based on neural network [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2001, 4(6): 18 - 23. (in Chinese)
- [11] 王骏, 张宗成. 中国期货市场套期保值绩效实证研究 [J]. *证券市场导报*, 2005, (11): 20 - 25.
Wang Jun, Zhang Zongcheng. Empirical study on hedging performance of Chinese futures market [J]. *Securities Market Herald*, 2005, (11): 20 - 25. (in Chinese)
- [12] 黄瑞庆, 何晓彬. 我国期货市场套期保值比率的估计方法 [J]. *统计与决策*, 2005, (7): 98 - 100.
Huang Ruiqing, He Xiaobin. The estimation of hedging ratio in Chinese futures market [J]. *Statistics and Decision*, 2005, (7): 98 - 100. (in Chinese)
- [13] 汪炜, 杜利辉. 基于协整关系的中国大豆期货合约套期保值策略 [J]. *粮食经济研究*, 2005, (1): 25 - 29.
Wang Wei, Du Lihui. The hedging strategy of Chinese soybean futures contracts based on co-integration relationship [J]. *Food Economics Research*, 2005, (1): 25 - 29. (in Chinese)
- [14] Working H. New concepts concerning futures markets and prices [J]. *American Economic Review*, 1962, 52(3): 431 - 459.
- [15] Fama E, French K. Business conditions and expected returns on stocks and bonds [J]. *Journal of Financial Economics*, 1989, 25(1): 23 - 50.
- [16] Castilino M G. Hedging effectiveness: Basis risk and minimum variance hedging [J]. *Journal of Futures Markets*, 1992, 12(2): 187 - 201.
- [17] Ng V, Pirrong S C. Fundamentals and volatility: Storage spreads and the dynamics of metals prices [J]. *Journal of Business*, 1994, 67(2): 203 - 230.
- [18] Hsln C W, Kuo J, Lee C F. A new measure to compare the hedging effectiveness of foreign currency futures versus options

- [J]. *Journal of Futures Markets*, 1994, 14(6): 685–707.
- [19] Zhong M, Darrat A F, Otero R. Price discovery and volatility spillovers in index futures markets: Some evidence from Mexico [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2004, 28(12): 3037–3054.
- [20] Lien D, Yang L. Asymmetric effect of basis on dynamic futures hedging: Empirical evidence from commodity markets [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2008, 32(2): 1–12.
- [21] Lien D, Yang L. Hedging with Chinese metal futures [J]. *Global Finance Journal*, 2008, 19(2): 123–138.
- [22] 张龙斌, 王春峰, 房振明. 考虑基差影响非对称效应的股指期货对冲策略 [J]. *系统工程*, 2008, 26(5): 55–60.
Zhang Longbin, Wang Chunfeng, Fang Zhenming. Dynamic hedging with index futures considering asymmetric effect of basis [J]. *Systems Engineering*, 2008, 26(5): 55–60. (in Chinese)
- [23] 梁春早. 考虑基差效应的期货对冲策略研究 [J]. *统计与决策*, 2009, (9): 58–60.
Liang Chunzao. Study on the futures hedging strategy considering basis effect [J]. *Statistics and Decision*, 2009, (9): 58–60. (in Chinese)
- [24] 陈 云, 陈浪南, 林伟斌. 中国股票市场一体化的时变特征分析 [J]. *管理科学学报*, 2009, 12(2): 67–76.
Chen Yun, Chen Langnan, Lin Weibin. Time-varying characteristics of integration in Chinese stock markets [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2009, 12(2): 67–76. (in Chinese)
- [25] Engle R F. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate GARCH models [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, 20(3): 339–350.
- [26] Sim A, Zurbregg R. Dynamic hedging effectiveness in South Korean index futures and the impact of the Asian financial crisis [J]. *Asia-Pacific Financial Markets*, 2002, 8(23): 237–258.
- [27] Pagan, Schwert A R, William G. Alternative models for conditional stock volatility [J]. *Journal of Econometrics*, 1990, 45(1–2): 267–290.
- [28] Engle R F, Ng V K. Measuring and testing the impact of news on volatility [J]. *Journal of Finance*, 1993, 48(5): 1749–1778.
- [29] Peck A. The development of futures markets in China: Evidence of some unique trading characteristics [R]. Working paper, 2004, Stanford University, USA.
- [30] 陈锐刚, 周慧娟. 中国商品期货市场流动性格局研究 [J]. *湘潭大学学报(哲学社会科学版)*, 2008, 32(2): 35–41.
Chen Ruigang, Zhou Huijuan. An analysis of liquidity structure of Chinese commodity futures market [J]. *Journal of Xiangtan University Philosophy and Social Sciences*, 2008, 32(2): 35–41. (in Chinese)

Research on dynamic hedging strategy of Chinese copper futures from the perspective of basis

CHEN Chong¹, LIU Xiang-li², XU Shan-ying¹, WANG Shou-yang¹

1. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China;

2. School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China

Abstract: Better understandings of the basis asymmetry would be significant for hedging strategies both practically and theoretically. This paper attempts to solve base asymmetry by decomposing the basis into two components: negative one and positive one. A modified DCC-BGARCH model is proposed to investigate the basis asymmetry, and the empirical results demonstrate: the basis only has significant effect on futures returns indicating the short-term deviation between the futures and the spots is corrected through the futures market adjustment; the negative basis dominates over the positive basis in future returns, indicating the basis asymmetry. Second, the volatility and correlation between the futures and spots are investigated, and the results demonstrate the basis asymmetry as the negative basis is more significant than the positive basis. Finally, better hedging performance is obtained when taking into consideration the basis asymmetry. These results are suggestive for hedgers when selecting the best hedging strategy in face of basis risk.

Key words: dynamic hedging strategy; basis; asymmetric effect; DCC-BGARCH