

中国铜期货最优套期保值比率估计及其比较研究

彭红枫, 叶永刚

(武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

[作者简介] 彭红枫(1976-), 男, 江西奉新人, 武汉大学经济与管理学院金融系讲师, 金融学博士, 主要从事金融工程与金融计量研究; 叶永刚(1955-), 男, 湖北黄陂人, 武汉大学商学院金融系教授, 博士生导师, 经济学博士, 主要从事金融工程与风险管理研究。

[摘要] 用期货合约对冲现货的价格风险是许多企业常用的套期保值方法, 其中最优套期保值比率的确定又是套期保值理论的核心问题。为了评估套期保值的效果, 最小二乘方法(OLS)及二元 GARCH (BGARCH) 模型常被用于最优套期保值比率的估计。实证结果表明, 基于 OLS 的套期保值及基于 BGARCH 模型的套期保值均能有效地对冲现货的价格风险, 而其中基于 BGARCH 的动态套期保值比基于 OLS 的静态套期保值有更好的保值效果。

[关键词] 套期保值比率; OLS ; BGARCH

[中图分类号] F8 [文献标识码] A [文章编号] 1672-7320(2007)06-0863-06

一、问题的提出

作为期货的主要功能之一, 套期保值一直是理论界和实物各界研究的热点问题。投资者为了防范现货价格风险而在期货市场中买进(或卖出)与现货数量相等但交易方向相反的期货合约, 以期在未来某一时间再通过平仓来抵补现货市场价格变动带来的风险的过程叫做套期保值。在套期保值理论的研究中, 最优套期保值比率是其核心问题, 其计算方法也一直是理论界和实物界争论的热点。套期保值比率是指持有期货合约的头寸大小与风险暴露现货资产头寸大小之间的比值, 即对一单位风险暴露资产进行风险管理所需的期货合约的数量。那么, 一单位现货资产究竟需要多少单位的期货合约来保值呢? 我们应该怎样计算出该比率呢?

Ederington(1979)、Johnson(1960)、Myers & Thompson(1989)分别用最小方差模型研究了投资者的最优套期保值比率, 他们通过量化投资者持有投资组合的方差, 并使得该方差最小, 得出最优套期保值比率。在具体计算中, 该方法使用 OLS 技术对期货价格的变化量和现货价格的变化量之间进行线性拟合, 并得出最优套期保值比率的估计值。

这种所谓的最小方差(MV)套期保值比率的优点在于其直观性和易操作性。然而, 随着计量经济学中时间序列分析方法的发展, 该模型受到越来越多的批评, 这些批评一方面集中在使用 OLS 技术进行回归时所得到的残差并不满足经典线性回归模型(CLAM)的基本假设, Bell and Krasker (1986)证明假如期货的期望价格变化依赖于新的信息集, 那么传统的回归方法将会产生一个最优套期保值比率的有偏估计量; Herbst、Kare and Marshall(1989)注意到最小方差(MV)套期保值比率回归方程中残差项

存在着序列相关的问题;另一方面, Park and Bera (1987)指出用简单的线性回归模型来估计最优套期保值比率是不合适的,原因是模型中忽略了期货价格和现货价格序列中普遍存在的异方差性; Myers and Thompson (1989)认为回归方程中的解释变量和被解释变量之间的协方差及解释变量的方差均为条件矩,它们是由做套期保值时所拥有的信息集决定的,因此,会因时间的推移而随着信息集的改变而改变,由它们所确定的最优套期保值比率也会随时间而变化。换句话说,最优套期保值比率不应该是一常数,而应该是一变量,最优套期保值比率不应该是静态的,而应该是动态的。

Engle(1982)提出的自回归条件异方差(ARCH)模型及随后在此基础上被发展的一般自回归条件异方差(GARCH)类模型能很好地捕捉期货价格和现货价格序列中普遍存在的异方差性,基于此, Baillie & Myers(1991)、Cecchetti et al(1988)及 Sephton(1993)用 GARCH 类模型估计了最优套期保值比率。然而,不断地改变套期保值中期货头寸是会增加计算成本的,用比最小方差模型复杂得多的 GARCH 类模型得出的最优套期保值比率是否能产生更好的保值效果呢?

本文以我国上海期货交易所交易的铜为研究对象,分别用最小二乘方法(OLS)及二元 GARCH (BGARCH)模型估计铜期货最优套期保值比率,并对两种估计方法的套期保值效果进行了比较。

二、最优套期保值比率估计及保值效果度量模型

在估计最优套期保值比率的过程中,常用的模型主要有:

(一)最小方差(MV)模型

考虑一包含 C_s 单位的现货多头头寸和 C_f 单位的期货空头头寸的组合,记 S_t 和 F_t 分别为 t 时刻现货和期货的价格,该套期保值组合的收益率 R_h 为:

$$R_h = \frac{C_s \Delta S_t - C_f \Delta F_t}{C_s S_t} = R_s - h R_f \quad (1)$$

式中: $h=C_f/C_s$ 为套期保值比率, $R_s = \Delta S_t/S_t$, $R_f = \Delta F_t/F_t$, $\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$, $\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$ 。

收益率的方差为:

$$Var(R_h) = Var(R_s) + h^2 Var(R_f) - 2h Cov(R_s, R_f) \quad (2)$$

(2)式对 h 求一阶导数并令其等于零,可得最小方差套期保值比率为:

$$h^* = \frac{Cov(R_s, R_f)}{Var(R_f)} = \rho \frac{\sigma_s}{\sigma_f} \quad (3)$$

其中: ρ 为 R_s 与 R_f 的相关系数, σ_s 和 σ_f 分别为 R_s 与 R_f 的标准差。

用传统的 OLS 技术估计最小方差套期保值比率时,人们经常使用下式:

$$\Delta S_t = c + h^* \Delta F_t + \epsilon_t \quad (4)$$

式中, ϵ_t 为回归方程的残差。

(二)BGARCH 模型

与最小方差(MV)模型类似,考虑一包含 C_s 单位的现货多头头寸和 C_f 单位的期货空头头寸的组合,记 S_t 和 F_t 分别为 t 时刻现货和期货的价格,该套期保值组合在时期 $(t-1, t)$ 内的收益率 R_{pt} 为:

$$R_{pt} = R_{st} - h_{t-1} R_{ft} \quad (5)$$

式中: h_{t-1} 为套期保值比率, $R_{st} = \Delta S_t/S_t$, $R_{ft} = \Delta F_t/F_t$, $\Delta S_t = S_t - S_{t-1}$, $\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$ 。

收益率的方差为:

$$Var(R_{pt} | \Omega_{t-1}) = Var(R_{st} | \Omega_{t-1}) + h_{t-1}^2 Var(R_{ft} | \Omega_{t-1}) - 2h_{t-1} Cov(R_{st}, R_{ft} | \Omega_{t-1}) \quad (6)$$

Ω_{t-1} 为 $t-1$ 时的信息集。对(2)式关于 h_{t-1} 求一阶导数并令其等于零,可得最小方差套期保值比

率为:

$$h_{t-1}^* | \Omega_{t-1} = \frac{\text{Cov}(R_{st}, R_{ft} | \Omega_{t-1})}{\text{Var}(R_{ft} | \Omega_{t-1})} \quad (7)$$

从(7)式中我们可以看出,随着现货和期货市场中新的信息的产生,信息集 Ω 将发生变化,从而引起最优套期保值比率的变化,此时的最优套期保值比率不再是一常数。

为了估计(7)式中的 h_{t-1}^* ,研究者一般采用适合计量时变方差的 GARCH 类模型, Bollerslev (1990)、Kroner and Claessens (1991)、Kroner and Sultan (1993)、Park and Switzer (1995) and Lien and Tse (1998)均使用了 BGARCH 模型来估计最优套期保值比率,该模型可表示为:

$$R_t = \mu + \epsilon_t \quad (8)$$

$$\epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim BN(0, H_t) \quad (9)$$

其中: $R_t = (R_{st}, R_{ft})^T$, $\mu = (\mu_s, \mu_f)^T$, $\epsilon_t = (\epsilon_{s,t}, \epsilon_{f,t})^T$, BN 代表二元正态分布, H_t 为随时间变化的 (2×2) 的正定的条件协方差矩阵,其中 $\text{vech}(H_t) = (h_{ss,t}, h_{sf,t}, h_{ff,t})^T$ 。

在 BGARCH(p, q)模型中, H_t 的一般形式为:

$$\text{vech}(H_t) = \text{vech}(C) + \sum_{i=1}^q \Gamma_i \text{vech}(\epsilon_{t-i} \epsilon_{t-i}^T) + \sum_{i=1}^p D_i \text{vech}(H_{t-i}) \quad (10)$$

其中, C 为 (2×2) 的对称的正定矩阵, Γ_i 和 D_i 为 (3×3) 的矩阵。

由于(10)式包含有太多的待估参数,因此, Engle and Kroner (1995)、Bollerslev (1990)等学者均对(10)式进行了简化,本文选用 Bollerslev (1990)的方法。Bollerslev (1990)假定残差 $\epsilon_{s,t}$ 与 $\epsilon_{f,t}$ 之间的相关系数 ρ_{sf} 为常数,此时, H_t 可表示为:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{fs,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{ss,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ff,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{sf} \\ \rho_{sf} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{h_{ss,t}} & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{ff,t}} \end{bmatrix} \quad (11)$$

其中 $h_{ss,t}$ 、 $h_{sf,t}$ 及 $h_{ff,t}$ 分别由以下等式给出:

$$h_{ss,t} = c_1 + a_1 \epsilon_{s,t-1}^2 + b_1 h_{ss,t-1} \quad (12)$$

$$h_{ff,t} = c_2 + a_2 \epsilon_{f,t-1}^2 + b_2 h_{ff,t-1} \quad (13)$$

$$h_{sf,t} = \rho_{sf} \sqrt{h_{ss,t-1} h_{ff,t-1}} \quad (14)$$

此时,最优套期保值比率可表示为:

$$h_{t-1}^* | \Omega_{t-1} = \frac{\text{Cov}(R_{st}, R_{ft} | \Omega_{t-1})}{\text{Var}(R_{ft} | \Omega_{t-1})} = \frac{h_{sf,t}}{h_{ff,t}} \quad (15)$$

(三)套期保值效果度量模型

若现货的持有者不进行套期保值,则收益率为 R_{st} ,其方差是:

$$\text{Var}(R_{st}) = h_{ss,t} \quad (16)$$

若构造现货与期货的投资组合进行套期保值,则组合的收益率为 $R_{pt} = R_{st} - h_{t-1}^* R_{ft}$,收益率的方差是:

$$\text{Var}(R_{pt}) = \text{Var}(R_{st} + h_{t-1}^* R_{ft}) = h_{ss,t} + (h_{t-1}^*)^2 h_{ff,t} - 2h_{t-1}^* h_{sf,t} \quad (17)$$

我们可以通过(16)式及(17)式对不进行套期保值、基于 OLS 的套期保值及基于 BGARCH 的套期保值的保值效果进行比较分析。

三、实证分析

(一)数据

由于本文的主要目的是用两种不同方法计算最优套期保值比率,在此基础上检验中国铜期货套期

保值的效果,因此,本文的分析采用日收盘数据。本研究的期货数据来源于武汉华中期货经纪公司的富远交易系统,因为商品期货合约在到期日要交割,交割后该合约便从市场中退出了,为了得到完整的时间序列数据,我们用如下方法构造期货价格时间序列:对每一种商品,其期货合约进入交割月的第一天,便采用下一最临近合约的数据,通过往后滚动,我们便可以得到一完整的期货价格序列。本研究的现货数据来源于中国有色金属网(www.smm.com.cn),期货和现货数据区间均从 2006 年 2 月 10 日到 2007 年 1 月 16 日,共 230 对样本。

(二)实证结果

首先对 ΔS_t 、 ΔF_t 、 R_{st} 及 R_{ft} 等四个序列分别进行单位根检验,结果表明,四个序列在显著性水平为 0.01 的水平上均可拒绝原假设,从而认为四个序列均不存在单位根,为平稳的时间序列。在此基础上我们对(4)式进行估计,其结果如下:

$$\Delta S_t = 0.000577 + 0.615596 \Delta F_t \tag{18}$$

t 2.43 16.2
 $R^2 = 0.736060$ $adjR^2 = 0.734016$

从(18)式可知,该方程拟合程度较好,基于 OLS 的最优套期保值比率为 0.615596,该值在显著性水平为 0.01 的水平上是显著的。

同时,我们使用 Bollerslev (1990)的方法对(8)、(9)、(12)、(13)及(14)式进行估计。我们分别对现货价格与期货价格序列进行自回归分析,并对残差进行 ARCH 效应检验,发现回归的残差序列均存在高阶 ARCH 效应,即 GARCH 效应,因此,可以使用 GARCH (p, q)类模型来估计。根据 AIC 及 SC 准则,并配合残差独立性检验,通过比较我们认为 BGARCH (1, 1)是估计(8)、(9)、(12)、(13)及(14)式较适合的模型。估计的结果如表 1:

表 1 BGARCH(1, 1)参数估计表

parameters	c_1	a_1	b_1	c_2	a_2	b_2	ρ_{sf}
estimators	6.94E-07	0.083118	0.914897	1.97E-06	0.083544	0.899490	0.732161
t ratio	1.340013	3.508066	38.26875	1.532550	2.933261	29.43153	21.56287
p value	0.1802	0.0005	0.0000	0.1254	0.0034	0.0000	0.0000

由上表可以看出,除常数项外,BGARCH (1, 1)的参数在显著性水平为 0.01 的水平上均是显著的(pvalue 均小于 0.01)。我们将基于 OLS 的最优套期保值比率和基于 BGARCH (1, 1)模型的最优套期保值比率绘制在一个图中以便于比较,见图 1。

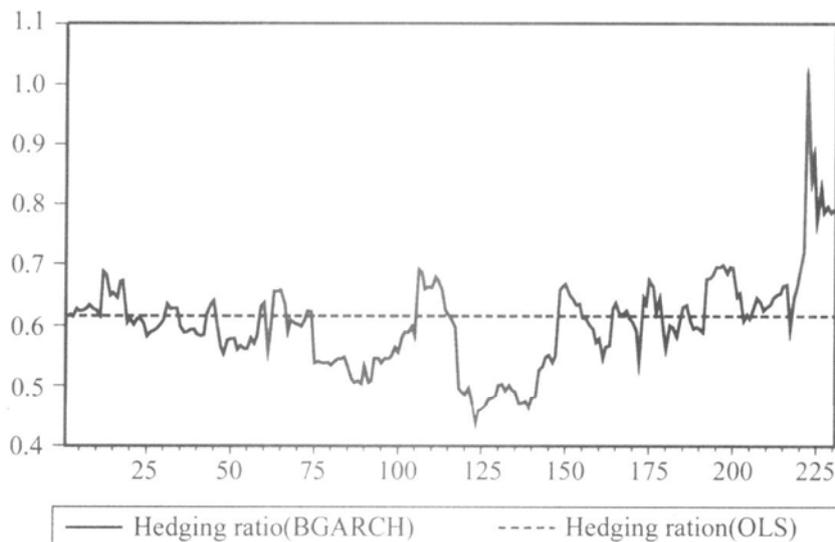


图 1 基于 OLS 与 BGARCH 的最优套期保值比率图

图1反映出基于BGARCH(1,1)模型的最优套期保值比率围绕基于OLS的最优套期保值比率上下波动。

(三)保值效果的比较分析

将上述估计结果代入(15)及(16)式进行套期保值效果的比较分析,可得表2。表2描述了现货持有者不进行套期保值(No hedge)、基于OLS的套期保值(OLS)及基于BGARCH模型的套期保值(BGARCH)三种情况下投资组合的收益和风险(用标准差表示),从中可以看出,不进行套期保值的收益为 $8.09E-05$,风险值为 $5.81E-05$;基于OLS的套期保值的收益为 $6.89E-05$,风险值为 $4.45E-05$;及基于BGARCH模型的套期保值的收益为 $3.75E-05$,风险值为 $2.70E-05$;图2反映了三种情况下投资组合的风险的关系,从表2和图2我们可以清楚地看到:基于OLS的套期保值及基于BGARCH模型的套期保值均能有效地对冲现货的价格风险,而其中基于BGARCH的动态套期保值比基于OLS的静态套期保值有更好的保值效果。

表2 套期保值组合效果比较

	No hedge	OLS	BGARCH
Mean of Hedged Portfolios	$8.09E-05$	$6.89E-05$	$3.75E-05$
Standard Variance of Hedged Portfolios	$5.81E-05$	$4.45E-05$	$2.70E-05$
Minimun of Hedged Portfolios	$2.22E-05$	$2.23E-05$	$1.03E-05$
Maximun of Hedged Portfolios	0.000240	0.000191	0.000111

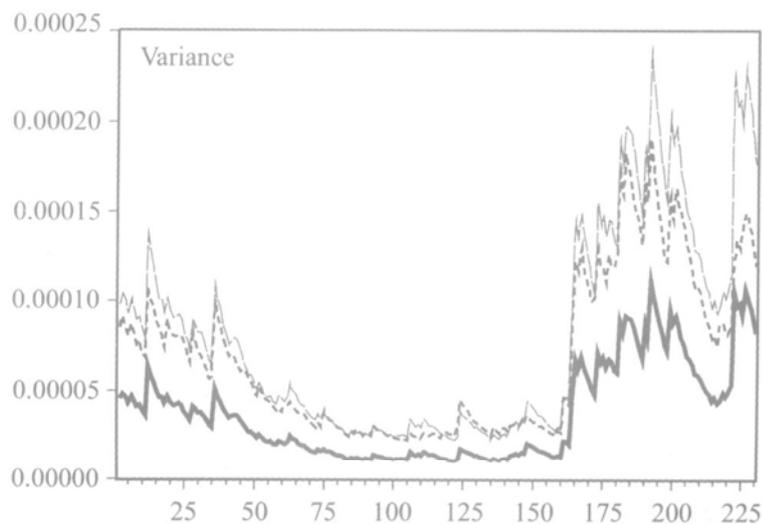


图2 三种情况下投资组合的风险图

四、结 论

本文分别用最小二乘方法(OLS)及二元GARCH(BGARCH)模型估计了中国铜的最优套期保值比率,并通过对保值的结果进行了比较分析,从而得出以下结论:

1. 基于OLS的套期保值及基于BGARCH模型的套期保值均能有效地对冲现货的价格风险,这完全符合套期保值理论。

2. 在中国铜期货市场,基于BGARCH的动态套期保值比基于OLS的静态套期保值有更好的保值效果。这一结果与Baillie and Myers(1991)对美国商品期货的分析是一致的。

3. 中国与铜相关的现货企业,在对铜现货价格进行风险管理时,可优先考虑使用BGARCH模型计算动态套期保值比率,并据此设计套期保值策略。

[参 考 文 献]

- [1] Baillie R. T, R. Myers, Bivariate. GARCH Estimation of The Optimal Commodity Futures Hedge[J]. Journal of Applied Econometrics, 1991, 6: 109-124.
- [2] Bera A. K, J. S. Roh. A Moment Test of the Consistency of the Correlation in the Bivariate GARCH Model[J]. Mimeo; Department of Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign, 1991.
- [3] Bollerslev T. R. F. Engle, J. M. Wooldridge. A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances[J]. Econometrica, 1988, 96: 116-131.
- [4] Donald Lien Yiu Kuen Tse, Albert Tsui. Evaluating Hedging Performance of the Constant-Correlation GARCH Model[J]. Applied Financial Economics, 2002, 12: 791-798.
- [5] Ederington L. H. The Hedging Performance of the New Futures Markets[J]. The Journal of Finance, 1979, XXXIV(1): 157-170.
- [6] Lien D. H. D, X. Luo. Multi-period Hedging in the Presence of Conditional Heteroscedasticity[J]. The Journal of Futures Markets, 1994, 14(8): 927-955.
- [7] Myers R. J. Estimating Time-varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets[J]. The Journal of Futures Markets, 1991, 11: 139-153.
- [8] Park T. H, Switzer L. N. Bivariate GARCH Estimation of The Optimal Hedge Ratios For Stock Index Futures: A Note[J]. Journal of Futures Markets, 1995, 15: 61-67.

(责任编辑 邹惠卿)

Optimal Hedging Ratios of Copper Futures in China: Evaluation & Comparison

PENG Hongfeng, YE Yonggang

(School of Economics & Management, Wuhan University, Wuhan 430072, Hubei, China)

Biographies: PENG Hongfeng (1976-), male, Doctor, Lecturer, School of Economics & Management, Wuhan University, majoring in financial engineering & financial econometrics; YE Yonggang (1954-), male, Doctor, Professor, School of Economics & Management, Wuhan University, majoring in financial engineering & risk management.

Abstract: Managing the price risk of cash by using futures contract is a ordinary method in hedging, the determination of optimal hedge ratio is the core of theoretical issues. In order to evaluate the efficiency of hedge, OLS method and BGARCH model are both used to calculate the optimal hedge ratios. The experiential results indicate that the hedging based on OLS method and BGARCH model both can hedge the risk of cash, however, the efficiency of dynamic hedging of BGARCH model is better than OLS model.

Key words: hedge ratio; OLS; BGARCH