

我国期货市场套期保值有效性实证研究

厦门大学 杨伟

内容摘要：期货的一个重要功能是规避风险，即投资者可以利用期货合约来进行套期保值，从而使他们所持有的资产的价值不致遭受价格变动的损失。投资者在利用期货合约来进行套期保值时面临的一个关键问题是决定采用多少头寸的期货合约，即确定最优的套期保值比率。本文分别利用传统的回归模型、双变量向量自回归模型、双变量向量误差修正模型和具有误差修正的双变量 GARCH 模型对我国铜期货的最优套期保值比率进行了估计，并同时采用基于风险收益和基于效用最大化的方法对四种模型在样本期内和在样本期外的套期保值有效性进行了比较。我们发现无论是采用基于风险收益还是基于效用最大化的比较方法，在样本期内和样本期外，利用传统的回归模型估计得到的最优套期保值比率来进行套期保值的效果是最好的。

关键词：期货市场；套期保值；有效性

一、引言

期货的一个重要功能是规避风险，即投资者可以利用期货合约来进行套期保值，从而使他们持有的资产的价值不致遭受价格变动的损失。在给定标的资产一定数量的情况下，要使得投资者能够利用期货合约来对他们持有的资产可能遭受的不利价格变动进行套期保值，那么他们需要决定采用多少的期货合约。也就是说，投资者在进行套期保值时面临的一个关键问题就是对于每单位的标的资产需要确定持有多少期货合约；或者最优的套期保值比率应该如何决定。到目前为止，已经有许多学者提出了各种计算套期保值比率的方法和模型，但是采用哪种模型的估计结果对于套期保值具有比较高的有效性仍然是一个充满争议的议题。

期货的套期保值最先由 Working (1953), Johnson (1960) 和 Stein (1961) 等人提出，他们的分析以 Markowitz (1952) 的均值方差框架为基础，并将其应用到期货的套期保值上。Ederington (1979) 将他们的分析进行了拓展，提出投资者进行套期保值的目标是最小化所持有的资产组合的方差，因此能够产生最小组合方差的套期保值比率应该就是最优的套期保值比率，这一套期保值比率也被称为最小方差的套期保值比率。他同时论证了最小方差的套期保值比率可以被定义为期货和现货价格之间的协方差与期货价格方差的比率。然后他证明了最小方差的套期保值比率刚好是从普通最小二乘回归 (OLS) 得到的斜率系数，其中现货价格和期货价格分别为因变量和自变量。

在 Ederington (1979) 的分析基础上，随后众多学者对此进行了进一步的研究。Ghosh (1993) 在对利用标准普尔 500 指数期货为几种股票组合进行套期保值的实证研究中发现，由于忽略了期货和现货价格之间可能存在的协整关系，从传统的 OLS 模型中获得的套期保值比率将被低估。实际上，Engle & Granger (1987) 提出的协整理论表明如果两个序列是协整的，那么一定存在允许同时包含短期动态和长期均衡的误差修正表述。Lien & Luo (1993) 的研究证明，由于现货和期货市场之间存在协整关系，在估计股票指数期货的套期保值比率中包含误差修正模型会更加优越。Lien (1996) 的研究进一步证实了这些结论，他证明如果套期保值决策以从没有包含误差修正项的一阶差分模型中获得的套期保值比率为基础，那么套期保值者可能会犯错误。Chou、Denis & Lee (1996) 考察了利用日经指数期货来进行套期保值的表现，通过估计和比较利用传统的回归模型和误差修正模型得出的套期保值比率，他们得到了与上述一致的结论。

同时，其他学者的研究发现，通过采用时间依赖的条件方差模型，如由 Engle (1982) 和 Bollerslev (1986) 提出的 GARCH 模型，可以改进对于最小方差套期保值比率的估计。

Baillie & Myers (1991) 通过考察商品期货市场, 发现与传统的常数静态的套期保值策略相比, 基于 GARCH 模型的动态套期保值策略能够改善套期保值的效果。Park & Switzer (1995) 利用标准普尔 500 指数期货和多伦多 35 指数期货的日数据对基于 GARCH 模型的动态套期保值策略的套期保值效果进行了研究, 他们论证了在同时考虑交易成本的情况下, 与传统的 OLS、包含协整的误差修正模型的套期保值策略相比, GARCH 模型给能够获得更加优越的套期保值效果。Lypny & Powalla (1998) 对于德国股票指数 DAX 期货, 研究了基于 GARCH (1, 1) 的协方差结构与平均收益率的误差修正表述相结合的动态套期保值策略的套期保值有效性。他们发现, 与简单的常数套期保值策略和拥有误差修正表述但是没有 GARCH (1, 1) 协方差结构的套期保值策略相比, 采用该模型对套期保值效果可以有显著的改善。这与 Park & Switzer (1995) 的研究结果一致。

Sim & Zurbrugg (2001) 的研究表明了考虑现货和期货市场之间的协整关系对于估计套期保值比率的重要性。他们认为考虑这种协整关系与考虑市场风险的时变性质是同样重要的。他们基于 FTSE100 现货和期货合约的实证研究证明了采用时变的套期保值比率而不是更为简单的常数方法所具有的优势。

上述学者的研究表明了利用基于 GARCH 模型的动态套期保值策略在套期保值的效果上所具有的优越性。但是, 另外一些学者则对此提出了不同的看法。

Myers (1991) 对于商品期货市场进行的研究结果表明, 利用基于 GARCH 模型获得的动态时变的套期保值比率进行的套期保值在效果上只是比利用简单的常数套期保值比率进行的套期保值稍微略好一点。由于这个原因, 他主张假定最优套期保值比率为常数并运用线性回归的方法, 可能是一个可以接受的近似。后来, Kroner & Sultan (1993) 对五种外汇期货在套期保值效果上的研究发现了类似的结果。Lien & Luo (1994) 并不同意在套期保值比率的估计上 GARCH 模型相对于所有其他模型所具有的优越性。事实上, 按照他们的观点, 尽管 GARCH 模型能够刻画出金融资产的价格行为, 但是协整关系才是获得最优套期保值比率所唯一真正不可缺少的成分。Fackler & McNew (1994) 更进一步批评了 GARCH 模型所具有的负面特征。他们认为 GARCH 模型并不是一种估计时变的套期保值比率的理想技术, 这是因为 GARCH 模型的估计需要运用到非线性的优化算法和对模型参数的不同限制。

Holmes (1995) 对英国 FTSE100 期货合约在 1984 到 1992 年之间事前的套期保值有效性进行了研究, 结果表明与没有进行套期保值的资产组合相比, 套期保值的资产组合可以降低超过 80% 的风险。随后, Holmes (1996) 对于同样的期货合约考察了事后的套期保值有效性。他发现从风险降低的角度, 采用基于 OLS 估计得到的最小方差套期保值比率的套期保值策略不仅优于没有进行套期保值的组合的表现, 也略微优于使用基于像 ECM 和 GARCH 方法这些更加先进的技术估计得到的最小方差套期保值比率的套期保值策略的表现。

Chakraborty & Barkoulas (1999) 对五种外汇期货采用 GARCH (1, 1) 模型进行了套期保值效果的检验。他们的研究表明, 在五种外汇期货当中, 只有一种采用动态的套期保值策略的效果才显著优于静态的套期保值策略的效果。

从以上学者的研究中可以看出, 对于期货的最优套期保值比率的不同估计方法, 在套期保值的效果上存在显著的差异, 有的学者的研究结论支持利用 GARCH 模型得到的动态套期保值比率进行的套期保值策略, 而另外一些学者的研究结论则支持利用简单的 OLS 得到的静态套期保值比率进行的套期保值策略, 还有的学者则强调了现货和期货价格之间可能存在的协整关系对于更为准确地估计最优套期保值比率的重要性。

本文的目的即在于利用我国期货市场的数据库, 对采用几种主要的估计方法得到的最优套期保值比率进行套期保值的效果进行比较。本文利用传统的回归模型、双变量向量自回归模型、双变量向量误差修正模型和具有误差修正的双变量 GARCH 模型对我国铜期货的最优套期保值比率进行了估计, 并同时采用基于风险收益和基于效用最大化的方法对四种模型在样

本期内和在样本期外的套期保值有效性进行了比较。我们发现无论是采用基于风险收益还是基于效用最大化的比较方法，在样本期内和样本期外，利用传统的回归模型估计得到的最优套期保值比率来进行套期保值的效果是最好的。

本文的其余部分是如下安排的：第二部分对本文采用的估计期货最优套期保值比率的四种模型进行了详细说明；第三部分利用我国期货市场的历史数据分别对四种模型的最优套期保值比率进行了估计；第四部分对采用四种模型估计得到的套期保值比率进行套期保值的效果进行了比较；第五部分是结论。

二、期货最优套期保值比率估计模型

套期保值比率的定义为投资者应该持有的期货合约的头寸与持有的现货头寸之间的比率。一般情况下，投资者可选择套期保值比率为 1 的套期保值策略，即被称为 Naïve 的套期保值策略。Ederington (1979) 证明了当套期保值者的目标是最小化风险时，1 并不是最优的套期保值比率。

当投资者采用期货空头来进行套期保值时，假定投资者的套期保值期限是从时刻 $t-1$ 到时刻 t ，那么在套期保值期末投资者持有的套期保值组合的收益率为：

$$R_{S,t} - hR_{F,t}$$

其中， $R_{S,t}$ 为现货在从时刻 $t-1$ 到时刻 t 的收益率； $R_{F,t}$ 为期货在从时刻 $t-1$ 到时刻 t 的收益率； h 为套期保值比率。

套期保值组合的收益率的方差可以表示为：

$$v = \sigma_S^2 + h^2\sigma_F^2 - 2h\rho\sigma_S\sigma_F$$

其中， v 表示套期保值组合的收益率的方差； σ_S 为现货收益率的标准差； σ_F 为期货收益率的标准差； ρ 为现货和期货收益率之间的相关系数。

对 v 求关于 h 的一阶偏导，有：

$$\frac{\partial v}{\partial h} = 2h\sigma_F^2 - 2\rho\sigma_S\sigma_F$$

令该一阶偏导等于零，并注意到 $\frac{\partial^2 v}{\partial h^2}$ 为正，我们可以得到方差最小的套期保值比率为：

$$h^* = \frac{\sigma_{SF}}{\sigma_F^2} = \rho \frac{\sigma_S}{\sigma_F}$$

其中， σ_{SF} 为现货和期货收益率之间的协方差； h^* 为最优的套期保值比率。

对于最优套期保值比率的估计，存在很多不同的方法。本文将主要采用以下四种方法来估计最优的套期保值比率。

1、传统的回归模型 (OLS)

定义 S_t 和 F_t 分别为现货价格和期货价格的自然对数，则两种资产在时刻 t 的实际收益率分别为 ΔS_t 和 ΔF_t 。Ederington (1979) 证明了单期的常数的最小方差套期保值比率可以通过下列回归来进行估计：

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， α 为常数项； ε_t 为普通最小二乘回归（OLS）模型的残差项；回归的斜率 β 则为最小方差的最优套期保值比率 h^* 的估计值。

2、双变量向量自回归模型（Bivariate Vector Autoregressive Model）

尽管传统的 OLS 方法在使用上毫无疑问相当便利，但是它存在着大量的局限性。正如 Herbst、Hare & Marshall（1993）所指出的，上述模型的一个缺陷是在对最小方差套期保值比率的估计中，OLS 回归的残差会遭遇序列相关的问题。而且该模型并未考虑到过去的现货和期货市场价格的变动可能会影响当前价格变动的这样一个事实。

这些问题可以通过双变量向量自回归模型（B-VAR）来得到解决，该模型是一个存在着两个变量、每个变量的当前值都取决于两个变量的过去值的系统回归模型。因此，为了消除序列相关，我们采用下列模型：

$$\Delta S_t = \alpha_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_{si} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{st} \quad (2)$$

$$\Delta F_t = \alpha_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_{fi} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{ft} \quad (3)$$

其中， α 为截距项； β_s 、 β_f 、 λ_s 和 λ_f 为参数； ε_{st} 和 ε_{ft} 为独立同分布的误差项。允许从系统方程中消除序列相关的最优滞后阶数 k 由多元变量版本的 Akaike 和 Schwartz 的贝叶斯信息准则来确定。

如果我们令 $\text{var}(\varepsilon_{st}) = \sigma_{ss}$ ， $\text{var}(\varepsilon_{ft}) = \sigma_{ff}$ ， $\text{cov}(\varepsilon_{st}, \varepsilon_{ft}) = \sigma_{sf}$ ，那么可以证明最小方差的最优套期保值比率可以通过下列式子来进行计算：

$$h^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_{ff}} \quad (4)$$

3、双变量向量误差修正模型（Bivariate Vector Error Correction Model）

变量之间是否存在协整关系会对因变量和自变量之间能否采用直接回归产生重要影响。Ghosh（1993）和 Kroner & Sultan（1993）论证了当现货和期货价格之间存在协整关系时，由像标准的 VAR 方程给定的回归是被错误设定的，因为它忽略了误差修正项，从而排除了上一期均衡误差的影响。Ghosh（1993）和 Lien（1996）证明了如果现货和期货市场之间存在协整关系而误差修正项没有被考虑在估计的方程中的话，那么会产生下偏的套期保值比率。

如果 S_t 和 F_t 之间存在协整关系，那么意味着协整向量必须包含在 VAR 中，这就是向量误差修正模型。以 E 表示误差修正项，向量误差修正模型可以表示为：

$$\Delta S_t = c_s + \sum_{i=1}^k \beta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_{si} \Delta F_{t-i} + \alpha_s E_{t-1} + \varepsilon_{st} \quad (5)$$

$$\Delta F_t = c_f + \sum_{i=1}^k \beta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_{fi} \Delta F_{t-i} + \alpha_f E_{t-1} + \varepsilon_{ft} \quad (6)$$

其中系数 α_s 和 α_f 可以被解释为调整因子的速度，测度每个市场对于长期均衡关系的偏离会以多快的速度做出反映。

因此，如果 S_t 和 F_t 之间的协整向量被表示为 $(1, -\beta)$ ，那么误差修正项 E 等于 $(S_t - \beta F_t)$ 。在这种设定下，通过误差修正项可以对上一期的均衡误差进行修正。

在该模型下，最优套期保值比率的计算同前面双变量向量自回归模型中的计算方式一样。

4、具有误差修正的双变量 GARCH 模型 (Bivariate GARCH Model with Error Corrections)

在前面的模型中，隐含着现货和期货市场的风险随时间的演进为常数的假定，这意味着不管在何时进行套期保值，最小方差套期保值比率在所有的时间都是相同的。然而，这种假定明显违背了现实，Bollerslev (1990) 已经证明了新信息的获得会对不同资产的风险产生影响。因此，风险最小化的套期保值比率应该是时变的。

我们知道，现货和期货价格的波动率并不是固定不变的，因此常数方差的假定会导致对套期保值比率不恰当的估计。由 Engle (1982) 提出的自回归条件异方差模型 (ARCH) 和由 Bollerslev (1986) 将其一般化的广义自回归条件异方差模型 (GARCH) 以及对这些模型的拓展对基于条件方差和协方差来估计时变的套期保值比率是非常有用的。与 ARCH 模型相比，GARCH 模型考虑了条件方差的时滞性，估计的结果更为精确，应用也更加广泛。Bollerslev、Engle & Wooldridge (1988) 将 GARCH 模型拓展到多元变量的情形，由此产生了 MGARCH 模型。这样，利用 MGARCH 模型，可以刻画多元变量、多个市场的波动特性。

本文所使用的模型是考虑了在误差修正模型的残差中存在 ARCH 效应的具有误差修正的双变量 GARCH 模型。均值方程如等式 (5) 和 (6) 所示。在 $\varepsilon_t | \Omega_t \sim (0, H_t)$ 的假定下，现货和期货收益率残差的方差和协方差方程可以表示为：

$$h_{ss,t} = c_{ss,t} + a_{ss,t} \varepsilon_{s,t-1}^2 + b_{ss,t} h_{ss,t-1} \quad (7)$$

$$h_{sf,t} = c_{sf,t} + a_{sf,t} \varepsilon_{sf,t-1} + b_{sf,t} h_{sf,t-1} \quad (8)$$

$$h_{ff,t} = c_{ff,t} + a_{ff,t} \varepsilon_{f,t-1}^2 + b_{ff,t} h_{ff,t-1} \quad (9)$$

其中， h_{ss} 和 h_{ff} 分别表示从均值方程中获得的现货和期货收益率残差 ε_{st} 和 ε_{ft} 的条件方差；而 h_{sf} 表示现货和期货价格之间的协方差。

利用该具有误差修正的双变量 GARCH 模型，可以得到现货和期货价格之间时变的条件相关系数，从而估计出时变的套期保值比率。

三、最优套期保值比率估计结果

1、数据及统计描述

在以下进行实证研究采用的数据中，铜期货价格的数据来源于上海期货交易所网站 www.shfe.com.cn，铜现货价格的数据来源于上海有色金属交易网 www.smm.com.cn。数据的

样本区间为 2000 年 7 月 10 日到 2005 年 12 月 31 日。铜现货价格为每日的平均价格，铜期货价格为距离当前 1 个月到期的铜期货合约的每日收盘价格¹。

在实证分析中，我们利用一月期货价格序列当中的周数据来估计套期保值区间为一周的最优套期保值比率²。为了避免所谓的“星期效应”，我们采用每周三的期货收盘价格，与此相对应，我们采用的现货价格也为每周三的平均价格³。因此，在整个样本区间内，排除掉没有交易的日期之后，总共的观察值有 269 个。我们利用前 261 个观察值来估计铜期货的最优套期保值比率，留剩余的 8 个观察值来进行样本期外（事前的）套期保值有效性的检验和比较。

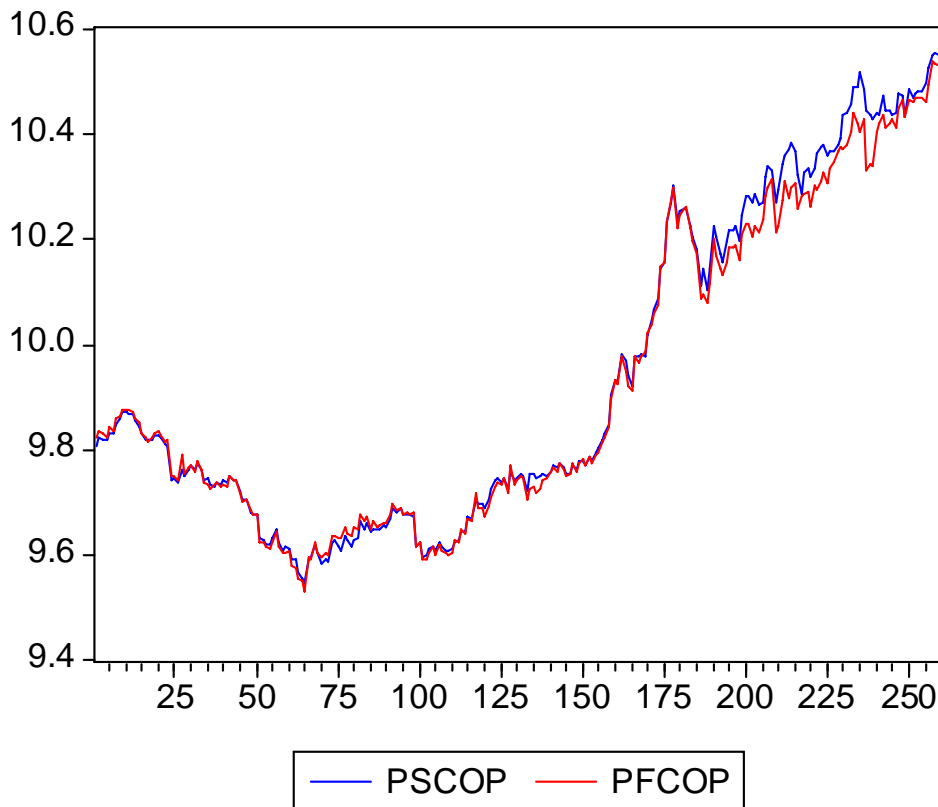
铜现货和期货的每周收益率序列分别为它们每周对数价格的变化，用公式表示为：

$$\Delta S_t = R_{S,t} = \ln\left(\frac{P_{S,t}}{P_{S,t-1}}\right), \quad \Delta F_t = R_{F,t} = \ln\left(\frac{P_{F,t}}{P_{F,t-1}}\right)$$

其中， $P_{S,t}$ 和 $P_{F,t}$ 分别为铜现货和期货在第 t 周的价格。

铜现货和期货的对数价格变动图如图 1 所示。

图 1 铜现货和期货的对数价格变动图



¹为避免交易量稀薄和到期效应，Kroner & Sultan (1993) 在研究中选择距离到期日最近的期货合约，并在该合约到期日之前 3 周转移到下一张最近到期日的合约。同他们的方法类似，本文选择距离当前一个月到期的期货合约，并在该合约到期的前一天转移至下一张距当前一个月到期的期货合约，由此构造出 1 月期货价格序列。

² Malliaris & Urrutia (1991) 的研究表明，在估计最小方差的套期保值比率时，套期保值的期限长度必须与使用的数据频率相匹配，这样能提高套期保值的有效性。

³ 当该日现货价格缺失时，我们采用插值的方法将其补齐。

从图 1 中可以看出，铜现货和期货价格的变动之间存在很强的相关性。铜现货和期货价格的对数收益率变动图如图 2 所示。

图 2 铜现货和期货价格的对数收益率变动图

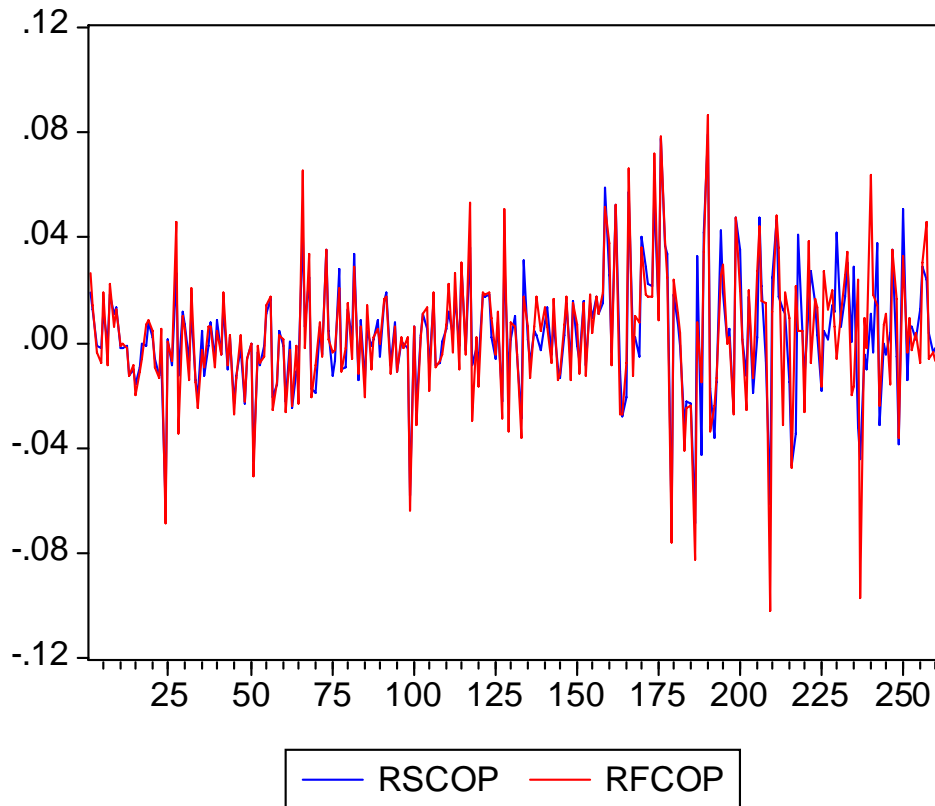


表 1 列出了铜现货和期货价格对数收益率的描述性统计特征。

表 1 铜现货和期货价格对数收益率的描述性统计

类别	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度	J-B 检验
现货	0.0029	0.0223	0.0792	-0.0695	0.0519	4.5820	27.2283
期货	0.0028	0.0254	0.0867	-0.1015	-0.3545	5.6873	83.6793

2、OLS 模型的估计结果 (OLS)

通过对方程 (1) 进行 OLS 回归，我们可以得到基于 OLS 模型的最优套期保值比率。对于铜期货的基于 OLS 模型的最优套期保值比率的估计结果，见表 2。

表 2 铜期货最优套期保值比率的 OLS 估计结果

变量	估计系数	标准误	t 统计量
α	0.0008	0.0007	1.1468
β	0.7563	0.0274	27.5546

根据前面的论述，我们知道，根据方程 (1) 利用 OLS 方法估计出来的最优套期保值比率即为方程中的 β 系数的估计值。因此，OLS 模型估计出来的铜期货的最优套期保值比率为 0.7563。

如果时间序列数据并不满足普通最小二乘回归的经典假定,那么估计得到的套期保值比率就是有偏的结果,因此为了考察这些假设是否成立,我们需要进行一些诊断检验。

首先我们对 OLS 回归的残差进行序列相关检验。序列相关检验的思路为:如果对于 OLS 回归的残差序列,其任意滞后阶数的自相关函数都为零,其 Q 统计量不显著,那么残差序列是不相关的;反之,残差序列是序列相关的。

Box & Pierce (1970) 提出的 Q 统计量可以表示为: $Q^*(m) = T \sum_{l=1}^m \hat{\rho}_l^2$, 它渐进服从

$\chi^2(m)$ 分布。Ljung & Box (1978) 对 $Q^*(m)$ 统计量进行了修正,从而使得在有限样本里的

检验效果更好。 $Q(m) = T(T+2) \sum_{l=1}^m \frac{\hat{\rho}_l^2}{T-l}$, 它也渐进服从 $\chi^2(m)$ 分布。检验的原假设为:

$\hat{\rho}_1 = \hat{\rho}_2 = \dots = \hat{\rho}_m = 0$, 即不存在序列相关。

对于 OLS 回归的残差序列的序列相关检验结果,见表 3。

表3 对OLS回归的残差序列的序列相关检验结果

滞后阶数	自相关函数 ($\hat{\rho}_m$)	Q 统计量	相伴概率 (P 值)
1	-0.193	9.8323	0.002
2	-0.046	10.388	0.006
3	-0.031	10.644	0.014
4	0.098	13.214	0.010
5	0.040	13.646	0.018
6	-0.274	33.770	0.000
7	0.090	35.975	0.000
8	-0.038	36.370	0.000
9	0.077	37.997	0.000
10	-0.097	40.578	0.000
11	-0.008	40.594	0.000
12	0.200	51.583	0.000

从表 3 中可以看出,对铜期货 OLS 回归的残差序列,其各滞后阶数的自相关函数都异于零,而且各滞后阶数的自相关函数所对应的 Q 统计量都比较显著,而相伴概率 (P 值) 都比较小,因此我们应该拒绝残差序列不存在序列相关的原假设。残差序列存在自相关意味着即使对于大的样本规模,其 OLS 估计的系数也是无效的,因为这会造成标准误的估计是错误的可能性。残差中存在序列相关也可以解释为在因变量中存在动态结构的标志,这种动态结构是传统的回归所不能捕捉到的。

接下来,我们对铜期货 OLS 回归的残差序列进行 Jarque-Bera 检验,以分析残差的正态性。在残差为正态的原假设下,检验渐进服从自由度为 2 的 χ^2 分布。因此,高的 Jarque-Bera 统计值证明残差并不服从正态分布。检验的结果见表 4。

表 4 对 OLS 回归的残差序列的正态性检验结果

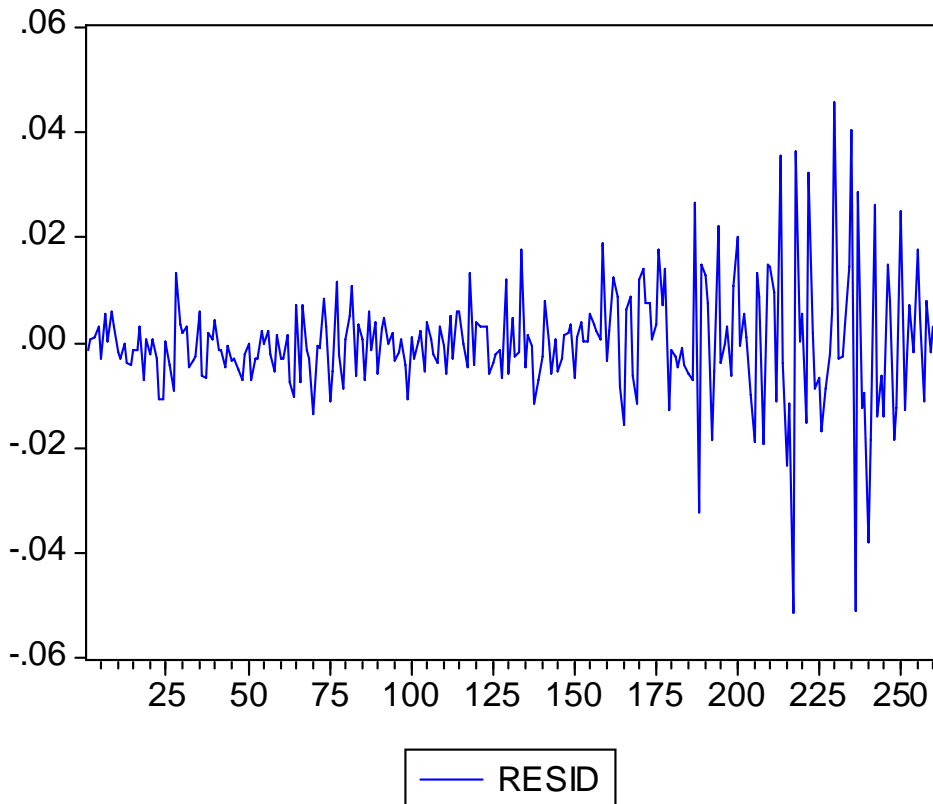
均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度	J-B 检验	相伴概率 (P 值)
----	-----	-----	-----	----	----	--------	------------

-2.95e-19 0.0112 0.0456 -0.0515 0.0027 8.1586 288.2854 0.0000

从表 4 中可以看出，对于铜期货 OLS 回归得到的残差序列，从偏度和峰度值可以发现，其呈现出明显的尖峰厚尾的特征；进一步观察 J-B 检验值及相应的相伴概率（P 值），可以同样证实残差序列并不服从正态分布。

这种与正态性的显著偏离可能归因于像波动性集聚的某种异方差的存在。在图 3 中显示的残差系统性的变动是异方差的第一个标志。

图 3 铜期货 OLS 回归的残差图



从图 3 中可以看出，铜期货 OLS 回归得到的残差序列存在着较为明显的波动集聚性特征。

为了检验异方差和 ARCH 效应的存在，我们分别进行 White 异方差检验和拉格朗日乘子检验。White 异方差检验的统计量服从自由度为排除掉回归中的常数后的样本观察值个数的 χ^2 分布。联合原假设为误差项是同方差且与回归项是独立的。对于 White 异方差检验的结果，见表 5。

表 5 对铜期货 OLS 回归的残差进行 White 异方差检验的结果

White 异方差检验值	临界值	相伴概率 (P 值)
4.3601	2.1916	0.1130

从表 5 中可以看出，对于铜期货的 OLS 回归得到的残差序列，其 White 异方差检验值都显著高于对应的临界值，因此，我们拒绝不存在异方差的原假设。从而可以得出 OLS 回归得到的残差序列存在异方差的结论，这与以前的研究以及我们的推测是相符的。

在没有 ARCH 效应的原假设下，ARCH 效应检验的统计量可以诊断波动率集聚是否存在

在，并渐进服从于 χ^2 分布。对于铜期货 OLS 回归得到的残差序列是否存在 ARCH 效应的拉格朗日乘子检验的结果见表 6。

表 6 对铜期货 OLS 回归的残差进行 ARCH 效应检验的结果

ARCH 效应检验值	临界值	相伴概率 (P 值)
64.2840	16.7859	0.0000

从表 6 中可以看出，对于铜期货的 OLS 回归得到的残差序列，其拉格朗日乘子检验的 ARCH 效应检验值显著高于对应的临界值，因此，我们拒绝不存在 ARCH 效应的原假设，从而可以得出 OLS 回归得到的残差序列存在 ARCH 效应的结论。

总之，根据上述的一系列检验我们可以看出，从 OLS 方法中获得的结果使我们不得不对随后的推断更加小心，因为前面提到的问题可能意味着无效的标准误，同时也表明回归模型的设定是错误的。

3、双变量 VAR 模型的估计结果 (B-VAR)

既然已经诊断出利用 OLS 回归得到的残差序列存在自相关，因此采用 OLS 方法可能是不正确的。我们可以通过引入方程 (2) 和 (3) 显示的双变量向量自回归 (B-VAR) 模型解决这个问题。

通过应用多元版本的 Akaike 信息准则 (AIC) 和 Schwartz 的贝叶斯信息准则 (SBIC)，我们选择最优的滞后阶数为 2。对于我们采用的 B-VAR (2) 模型的估计结果，见表 7。

表 7 铜期货双变量 VAR 模型的估计结果

ΔS_t				ΔF_t			
变量	系数估计	标准误	t 统计量	变量	系数估计	标准误	t 统计量
常数	0.0026	0.0014	1.8736	常数	0.0025	0.0016	1.6122
$\Delta S(-1)$	0.0488	0.1267	0.3849	$\Delta S(-1)$	0.3820	0.1431	2.6708
$\Delta S(-2)$	-0.2897	0.1275	-2.2720	$\Delta S(-2)$	-0.2117	0.1440	-1.4705
$\Delta F(-1)$	0.0006	0.1133	0.0051	$\Delta F(-1)$	-0.3548	0.1280	-2.7725
$\Delta F(-2)$	0.3197	0.1134	2.8186	$\Delta F(-2)$	0.2155	0.1281	1.6824

根据公式 (4)，我们可以计算出利用双变量 VAR 模型估计得到的铜期货最优套期保值比率为 0.7727。

4、双变量 VECM 模型的估计结果 (B-VECM)

首先，我们将检验铜现货和期货价格是否存在单位根，然后我们将检验它们之间是否存在协整关系。

在对铜现货和期货价格进行单位根检验时，我们分别采用了 ADF (Augmented Dickey and Fuller) 检验和 PP (Phillips and Perron) 检验两种方法。在两种检验方法中，我们分别对铜现货和期货价格⁴的时间序列可能出现的只包含截距项以及包含截距项和时间趋势项两种形式进行了检验。只包含截距项的检验形式为：

⁴ 这里的现货和期货价格均为对数价格。

$$\nabla y_t = c + \gamma y_{t-1} + \xi_1 \nabla y_{t-1} + \xi_2 \nabla y_{t-2} + \dots + \xi_{p-1} \nabla y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

包含截距项和时间趋势项的检验形式为：

$$\nabla y_t = c + \delta t + \gamma y_{t-1} + \xi_1 \nabla y_{t-1} + \xi_2 \nabla y_{t-2} + \dots + \xi_{p-1} \nabla y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

检验的原假设为 $\gamma = 0$ ，即序列存在单位根。在确定滞后阶数时，对于 ADF 检验我们采用的是 SC 准则 (Schwarz Criterion)；对于 PP 检验我们采用的是 Newey-West 估计。对铜现货和期货价格的单位根检验结果见表 8。

表 8 对铜现货和期货价格的单位根检验结果

类别	包含截距项		包含时间趋势项和截距项	
	ADF 检验	PP 检验	ADF 检验	PP 检验
S_t	1.0324	0.9810	-1.6695	-1.6737
ΔS_t	-15.4056	-15.4090	-15.6951	-15.6946
F_t	0.7518	0.8611	-1.7498	-1.7012
ΔF_t	-17.5135	-17.4794	-17.8121	-17.8200

ADF 检验中根据 SC 准则确定的最大滞后阶数为 15。在包含截距项的 ADF 检验和 PP 检验中，在 1% 的显著性水平下的临界值为 -3.4555；在包含截距项和时间趋势项的 ADF 检验和 PP 检验中，在 1% 的显著性水平下的临界值为 -3.9939。

从表 8 中可以看出，对于铜的现货和期货价格，基于 SC 信息准则的 ADF 检验统计量表明价格水平序列都不是平稳的过程，我们必须接受原假设，即价格序列本身存在单位根；而对于所有的价格差分序列，存在单位根的原假设在 1% 的置信度水平下被拒绝，这表明价格差分序列是平稳的时间序列。同样的原假设通过 PP 检验被考察，这证实了对数价格是单整的，一阶差分是充分平稳的。这个结论与以前关于对数价格序列的非平稳性的许多研究结果相符合。

对于铜的现货和期货价格，我们进行一阶差分之后都获得了平稳性的时间序列，因此我们可以推论出每个序列都是一阶单整过程，这对于协整的检验是必需的。我们接下来对铜现货与期货价格之间的协整关系进行检验。在这里我们采用的检验方法是 Engle & Granger (1987) 提出的 EG 两步法。即首先利用期货对数价格的差分序列对现货对数价格的差分序列进行回归，然后对回归得到的残差序列进行单位根检验，如果残差序列是平稳的，那么意味着期货和现货价格之间存在协整关系。相关的检验结果列在表 9 中。

表 9 对于现货和期货价格协整方程的残差序列的单位根检验结果

ADF 检验	PP 检验
-9.3635	-24.8871

ADF 检验中根据 SC 准则确定的最大滞后阶数为 15。ADF 检验中，在 1% 的显著性水平下的临界值为 -3.4560；PP 检验中，在 1% 的显著性水平下的临界值为 -3.4555。

从表 9 中可以看出，对于铜的期货对数价格的差分序列对现货对数价格的差分序列进行回归得到的残差序列，我们分别利用 ADF 检验和 PP 检验两种单位根检验的方法对其进行

检验的结果表明，残差序列存在单位根的原假设在 1% 的置信度水平下都被拒绝，因此残差序列是一个平稳的过程，这表明铜现货和期货价格之间存在着协整关系。这意味着现货收益率序列的变动不仅仅是期货收益率变动的函数，也是现货和期货价格的滞后均衡误差变动的函数。

将误差修正项包含在前面的 VAR 模型中，我们估计出了双变量误差修正模型的结果。结果显示在表 10 中。

表 10 铜期货双变量误差修正模型的估计结果

ΔS_t				ΔF_t			
变量	系数估计	标准误	t 统计量	变量	系数估计	标准误	t 统计量
常数	-4.36e-05	0.0016	-0.0274	常数	-3.36e-05	0.0017	-0.0194
$\Delta S(-1)$	-0.5921	0.2124	-2.7884	$\Delta S(-1)$	-0.8256	0.2309	-3.5762
$\Delta S(-2)$	-0.5007	0.1386	-3.6140	$\Delta S(-2)$	-0.6114	0.1506	-4.0593
$\Delta F(-1)$	-0.0230	0.2218	-0.1035	$\Delta F(-1)$	0.2977	0.2411	1.2347
$\Delta F(-2)$	0.2173	0.1330	1.6337	$\Delta F(-2)$	0.3766	0.1446	2.6047
ECT	0.0126	0.2699	0.0465	ECT	1.6064	0.2934	5.4750
协整方程							
ΔS_t	1.0000	—	—				
ΔF_t	-1.0630	0.0333	-31.9262				
常数	3.25e-05	—	—				

根据公式 (4)，我们可以计算出利用双变量 VECM 模型估计得到的铜期货最优套期保值比率为 0.8289。

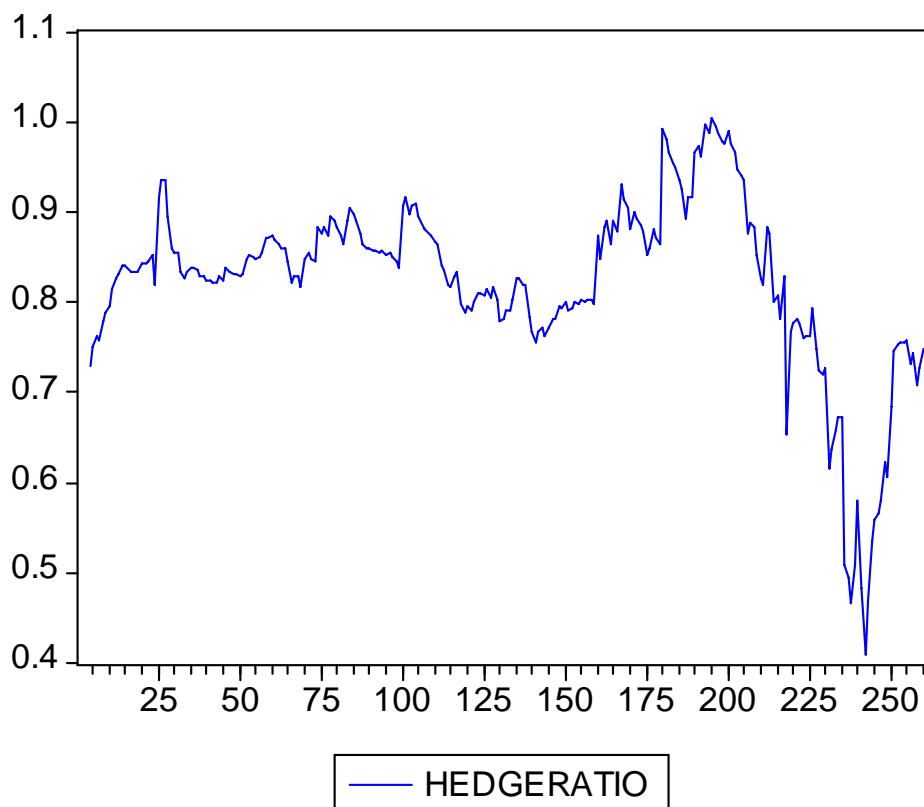
5、双变量 GARCH 模型的估计结果 (B-GARCH)

在前面我们已经发现传统的回归所得到的残差序列存在异方差和 ARCH 效应，这意味着方差随时间为常数的假设以及常数套期保值比率的估计可能是不正确的。双变量 GARCH 模型则能够很好地捕捉到方差随时间而变动的特征，从而得出时变的动态套期保值比率。

然而，在 MGARCH 模型的传统估计方法中存在着以下一些问题：(1) 在计算上往往会很麻烦，因为需要同时估计大量的参数；(2) 由于 MGARCH 模型需要同时估计大量的参数，当释然函数并非为凹函数时，可能出现极大释然函数为局部最优 (local maximum) 而非全局最优 (global maximum) 的情况。Harris, Stoja & Tucker (2004) 提出了一种估计多元变量 GARCH 模型的简化方法，并证明这种简化方法的估计结果与 VECM 和 BEKK 等 MGARCH 模型的估计结果相比，至少一样好，甚至在一些情形中更加优于这些模型估计结果。该简化方法的一个最大好处就是只需要估计单变量的 GARCH 模型，因此与上述 MGARCH 模型的估计方法相比更加直接和简便。

利用该种估计多元变量 GARCH 模型的简化方法，我们可以计算出铜期货的时变的套期保值比率，如图 4 所示。

图 4 双变量 GARCH 模型估计得到的铜期货动态最优套期保值比率



从图 4 中可以看出,在整个样本期间内,铜期货的最优套期保值比率存在很大的波动性。铜期货的最优套期保值比率最高时达到 1.0053,最低时则达到 0.4092,其在整个估计区间中的平均套期保值比率为 0.8237。

表 10 列出了以上四种模型估计出的期货铜的最优套期保值比率⁵。

表 10 期货铜的最优套期保值比率

模型	OLS	B-VAR	B-VECM	B-GARCH
最优套期保值比率	0.7563	0.7727	0.8289	0.8237

从表 10 中可以看出,利用 B-VECM 模型估计得到的期货铜的最优套期保值比率略微高于利用 OLS 和 B-VAR 模型估计得到的最优套期保值比率。这个结果同 Ghosh (1993) 和 Lien (1996) 的研究结论一致,即当现货价格和期货价格之间的协整关系被忽略时,最优套期保值比率在大小上会呈现出下偏的情形。

四、套期保值有效性比较

到目前为止,我们利用四种模型估计出了各自的最优套期保值比率。接下来我们将比较这些不同套期保值比率估计模型的表现。

1、基于风险收益的比较

为了进行比较,我们将构造一个没有进行套期保值的组合,以及一个进行了套期保值的组合。因此,我们分别计算进行了套期保值的组合的收益率的均值和方差以及方差降低的百分比,并将之与没有进行套期保值的组合进行比较。

同 Baillie & Myers (1991) 类似,没有进行套期保值的现货收益率和进行了套期保值的组合的收益率可以分别表示为:

⁵ 其中, B-GARCH 模型的最优套期保值比率为各期最优套期保值比率的平均值。

$$R_U = S_t - S_{t-1} \quad (10)$$

$$R_H = (S_t - S_{t-1}) - h^*(F_t - F_{t-1}) \quad (11)$$

其中， R_U 和 R_H 分别为没有进行套期保值的现货收益率和进行了套期保值组合的收益率； S_t 和 F_t 分别为时刻 t 的现货和期货的对数价格； h^* 为最优的套期保值比率。

根据 Kroner & Sultan (1993)，没有进行套期保值的组合和进行了套期保值的组合的收益率的方差可以简单表示为：

$$\text{var}(U) = \sigma_s^2 \quad (12)$$

$$\text{var}(H) = \sigma_s^2 + h^{*2}\sigma_f^2 - 2h^*\sigma_{sf} \quad (13)$$

其中， σ_s^2 为现货收益率的方差； σ_f^2 为期货收益率的方差； σ_{sf} 为现货和期货收益率之间的协方差； h^* 为由各种模型计算出来的最优套期保值比率。

然后，不同组合的套期保值有效性由进行了套期保值的组合的方差与没有进行套期保值的组合的方差相比较降低的百分比来测度。因此，套期保值有效性的测度定义为没有进行套期保值的组合的方差减去进行了套期保值的组合的方差的差与没有进行套期保值的组合的方差之间的比率。用公式表示为：

$$\tau = \frac{\text{var}(U) - \text{var}(H)}{\text{var}(U)} \quad (14)$$

表 11 列出了样本期内和样本期外基于风险收益的套期保值有效性的比较结果。为了进行比较，我们同时列出 Naïve 的套期保值有效性。

表 11 基于风险收益的套期保值有效性比较

模型	套期保值组合的平均收益率 (%)	没有进行套期保值组合收益率的方差 (%)	套期保值组合收益率的方差 (%)	方差降低的百分比 (%)
A 栏：样本期内套期保值有效性比较				
Naïve	0.0123	0.0495	0.0168	66.1271
OLS	0.0804	0.0495	0.0129	74.0634
B-VAR	0.0758	0.0495	0.0129	74.0158
B-VECM	0.0601	0.0495	0.0132	73.3204
B-GARCH	0.0615	0.0495	0.0132	73.4180
B 栏：样本期外套期保值有效性比较				
Naïve	-0.2626	0.0530	0.0516	2.7720
OLS	0.1379	0.0530	0.0260	50.8829
B-VAR	0.1109	0.0530	0.0272	48.6283
B-VECM	0.0186	0.0530	0.0319	39.8389
B-GARCH	0.0270	0.0530	0.0314	40.7095

从表 11 中 A 栏样本期内基于风险收益的套期保值有效性比较的结果可以看出，同不进行套期保值相比，所有的套期保值策略都可以大大地降低风险。Naïve 的套期保值策略，即采取套期保值比率等于 1 的策略，与不进行套期保值相比，可以降低 66.1271% 的方差。其余的四种套期保值策略的结果差别不是很大，OLS 的套期保值策略的表现略微优于 B-VAR、B-VECM 和 B-GARCH 的套期保值策略，与不进行套期保值相比，OLS 的套期保值策略可以降低 74.0634% 的方差，B-VAR 的套期保值策略可以降低 74.0158% 的方差，B-VECM 的套期保值策略可以降低 73.3204% 的方差，B-GARCH 的套期保值策略可以降低 73.4180% 的方差。这一结果不同于国外一些学者的研究结论。国外学者的研究结果表明，B-GARCH 的套期保值策略的表现优于 B-VECM 的套期保值策略的表现，而 B-VECM 套期保值策略的表现又会优于 B-VAR 的套期保值策略的表现，B-VAR 的套期保值策略的表现又优于 OLS 的套期保值策略的表现。我们的结果同这一结论差距甚远，在以上四种套期保值策略中，OLS 套期保值策略的表现最好，与其他三种套期保值策略相比，利用该策略不仅可以获得更高的收益率，而且承受的风险最小；利用 B-GARCH 模型获得的动态的最优套期保值比率的套期保值效果只是略微优于 B-VECM 套期保值策略的表现。

表 11 中 B 栏样本期外套期保值有效性的结果同样本期内的结果类似，OLS 套期保值策略的表现仍然高于 B-VAR、B-VECM 和 B-GARCH 的套期保值策略的表现。B-GARCH 的套期保值策略的表现仍然只是略微优于 B-VECM 的套期保值策略的表现。

2、基于效用最大化的比较

虽然基于风险收益的比较方法被广泛使用来对期货套期保值的效果进行衡量，但是其并没有考虑到投资者的风险厌恶程度。Cecchetti, Cumby & Figlewski (1988) 和 Gagnon, Lypny & McCurdy (1998) 提出了能够将投资者的风险厌恶程度包括在内的比较套期保值有效性的方法，这就是基于效用最大化的比较方法。效用最大化的方法具有能够同时考虑投资者的风险厌恶程度并选择能使投资者的效用达到最大化的最优套期保值比率的灵活性。因此，接下来，我们对于前面各种模型估计出的最优套期保值比率，再利用这种效用最大化的方法来衡量套期保值的有效性。对于投资者风险厌恶程度的一个给定水平，我们分别计算出与不进行套期保值相比，利用各种模型估计出的套期保值比率进行套期保值后能够给投资者增加的效用程度。

根据 Gagnon, Lypny & McCurdy (1998)，该效用最大化的问题可以表示为：

$$\text{MAX}_h \left[E(HR_t | I_{t-1}) - \frac{1}{2} \gamma \text{Var}(HR_t | I_{t-1}) \right] \quad (15)$$

其中， HR_t 同等式 (11) 中定义的 R_H ，为套期保值组合的收益率； γ 为投资者的风险厌恶系数； I_{t-1} 为在时刻 $t-1$ 可获得的信息集。表 12 列出了基于效用最大化的套期保值有效性的比较结果。

表 12 基于效用最大化的套期保值有效性比较

γ	Naive	OLS	B-VAR	B-VECM	B-GARCH
A 栏：样本期内套期保值有效性比较					
0.1	0.00011450	0.00079725	0.00075135	0.00059426	0.00060859
0.5	8.09295e-05	0.00077155	0.00072560	0.00056782	0.00058255
1.0	3.89717e-05	0.00073942	0.00069341	0.00053477	0.00054932
1.5	-2.98606e-06	0.00070729	0.00066123	0.00050172	0.00051639
2.0	-4.49438e-05	0.00067516	0.00062904	0.00046868	0.00048347

2.5	-8.69016e-05	0.00064304	0.00059685	0.00043563	0.00045054
3.0	-0.00012886	0.00061091	0.00056467	0.00040258	0.00041761
B 栏：样本期外套期保值有效性比较					
0.1	-0.00265618	0.00136602	0.00109543	0.00016986	0.00025427
0.5	-0.00275529	0.00131393	0.00104095	0.00010606	0.00019139
1.0	-0.00288418	0.00124881	0.00097285	2.63018e-05	0.00011279
1.5	-0.00301308	0.00118370	0.00090475	-5.34511e-05	3.41943e-05
2.0	-0.00314197	0.00111859	0.00083664	-0.00013320	-4.44043e-05
2.5	-0.00327086	0.00105348	0.00076854	-0.00021296	-0.00012300
3.0	-0.00339975	0.00098836	0.00070044	-0.00029271	-0.00020160

从表 12 中 A 栏样本期内基于效用最大化的套期保值有效性比较的结果可以看出，对于投资者不同的风险厌恶程度，OLS 的套期保值策略与 B-VAR、B-VECM 和 B-GARCH 的套期保值策略相比，其表现最好，因为利用此策略获得的效用最高。利用 B-GARCH 的套期保值策略的表现仍然只是略微优于 B-VECM 的套期保值策略的表现。这一结果同前文中我们采用基于风险收益的套期保值有效性的比较结果是一致的。

表 12 中 B 栏样本期外基于效用最大化的套期保值有效性比较的结果同样本期内的结果类似，OLS 套期保值策略的表现仍然高于 B-VAR、B-VECM 和 B-GARCH 的套期保值策略的表现。B-GARCH 的套期保值策略的表现仍然只是略微优于 B-VECM 的套期保值策略的表现。这一结果同前文中我们采用基于风险收益的套期保值有效性的比较结果也是一致的。

五、结论

本文利用传统的回归模型、双变量向量自回归模型、双变量向量误差修正模型和具有误差修正的双变量 GARCH 模型对我国铜期货的最优套期保值比率进行了估计，并同时采用基于风险收益和基于效用最大化的方法对四种模型在样本期内（事后）和在样本期外（事前）的套期保值有效性进行了比较。

在使用双变量向量误差修正模型估计我国铜期货的最优套期保值比率时，我们发现我国铜的现货和期货市场之间存在协整关系。而且与利用传统的回归模型和双变量向量自回归模型估计出的铜期货的最优套期保值比率的大小相比，利用考虑了协整关系的双变量向量误差修正模型估计出的铜期货的最优套期保值比率更大。这与 Ghosh（1993）和 Lien（1996）的研究结论一致。

然而，我们对四种模型的套期保值有效性的检验表明，对于我国的铜期货市场，采用考虑了协整关系的双变量向量误差修正模型估计得到的最优套期保值比率进行套期保值的效果并非优于采用没有考虑协整关系的传统回归模型和双变量向量自回归模型估计得到的套期保值比率进行套期保值的效果，而是刚好相反。我们发现无论是采用基于风险收益还是基于效用最大化的比较方法，在样本期内和样本期外，利用传统的回归模型估计得到的最优套期保值比率来进行套期保值的效果在所有四种模型中是最好的。这与 Holmes（1996）的研究结论是一致的。也就是说，在我国铜期货市场上，采用基于 GARCH 模型获得的动态套期保值策略并不能获得很好的套期保值效果，而采用简单的 OLS 回归方法获得的静态套期保值策略反而能获得较好的套期保值效果。

参考文献：

- [1] Baillie, R., and R. Myers, 1991, Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge, *Journal of Applied Econometrics*, 6, 109-124.

- [2] Bollerslev, T., 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- [3] Bollerslev, T., 1990, Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach, *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- [4] Bollerslev, T., R. Engle, and J. Wooldridge, 1988, A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances, *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.
- [5] Box, G. E. P., and D. Pierce, 1970, Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models, *Journal of the American Statistical Association*, 65, 1509-1526.
- [6] Cecchetti, S., R. Cumby, and S. Figlewski, 1988, Estimation of the Optimal Futures Hedge, *Review of Economics and Statistics*, 70, 623-630.
- [7] Chakraborty, A. and J. T. Barkoulas, 1999, Dynamic Futures Hedging in Currency Markets, *The European Journal of Finance*, 5, 299-314.
- [8] Chou, W. L., K. K. F. Denis, and C. F. Lee, 1996, Hedging with the Nikkei Index Futures: The Conventional Model Versus the Error Correction Model, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, 495-505.
- [9] Ederington, L. H., 1979, The Hedging Performance of the New Futures Markets, *Journal of Finance*, 34, 157-170.
- [10] Engle, R. F., 1982, Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50, 987-1007.
- [11] Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- [12] Fackler, P. L. and P. K. McNew, 1994, Nonconstant Optimal Hedge Ratios Estimation and Nested Hypotheses Tests, *Journal of Futures Markets*, 14, 619-635.
- [13] Gagnon, L., G. J. Lypny, and T. H. McCurdy, 1998, Hedging Foreign Currency Portfolios, *Journal of Empirical Finance*, 5, 197-220.
- [14] Ghosh, A., 1993, Hedging with Stock Index Futures: Estimation and Forecasting with Error Correction Model, *Journal of Futures Markets*, 13, 743-752.
- [15] Harris, R. D. F., E. Stoja, and J. Tucker, 2004, A Simplified Approach to Modeling the Comovement of Asset Returns, *University of Exeter Working Paper*.
- [16] Herbst, A. F., D. D. Kare and J. F. Marshall, 1993, A Time Varying Convergence Adjusted Minimum Risk Futures Hedge Ratio, *Advances in Futures and Option Research*, 6, 137-155.
- [17] Holmes, P., 1995, Ex ante Hedge Ratios and the Hedging Effectiveness of the FTSE100 Stock Index Futures Contracts, *Applied Economic Letters*, 2, 56-59.
- [18] Holmes, P., 1996, Stock Index Futures Hedging: Hedge Ratio Estimation, Duration Effects, Expiration Effects and Hedge Ratio Stability, *Journal of Business & Accounting*, 23, 63-78.
- [19] Johnson, L. L., 1960, The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures, *Review of Economic Studies*, 27, 139-151.
- [20] Kroner, K. F. and J. Sultan, 1993, Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 535-551.
- [21] Lien, D., 1996, The Effect of the Cointegration Relationship on Futures Hedging, *Journal of Futures Markets*, 16, 773-780.
- [22] Lien, D. and X. Luo, 1993, Estimating Multiperiod Hedge Ratios in Cointegrated Markets,

- Journal of Futures Markets*, 13, 909-920.
- [23] Lien, D. and X. Luo, 1994, Multiperiod Hedging in the Presence of Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Futures Markets*, 14, 927-955.
- [24] Ljung, G., and G. E. P. Box, 1978, On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika*, 66, 67-72.
- [25] Lypny, G. and M. Powalla, 1998, The Hedging Effectiveness of DAX Futures, *The European Journal of Finance*, 4, 345-355.
- [26] Malliaris, M., and J. Urrutia, 1991, The Impacts of the Lengths of Estimation Periods and Hedging Horizons and the Effectiveness of a Hedge: Evidence from the Foreign Currency Futures, *Journal of Futures Markets*, 11, 271-289.
- [27] Markowitz, H., 1952, Portfolio Selection, *Journal of Finance*, 7, 77-91.
- [28] Myers, R. J., 1991, Estimation Time-Varying Hedge Ratios on Futures Markets, *Journal of Futures Markets*, 11, 39-53.
- [29] Park, T. H. and L. N. Switzer, 1995, Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures: A Note, *Journal of Futures Markets*, 15, 61-67.
- [30] Sim, A. B. and R. Zurbruegg, 2001, Optimal Hedge Ratios and Alternative Hedging Strategies in the Presence of Cointegrated Time-Varying Risks, *The European Journal of Finance*, 7, 269-283.
- [31] Stein, J. L., 1961, The Simultaneous Determinations of Spot and Futures Prices, *American Economic Review*, 51, 1012-1025.
- [32] Working, H., 1953, Futures Trading and Hedging, *American Economic Review*, 43, 314-343.