

最小风险的套期保值率

——基于上期所 3 个月期铜的实证分析

吕世杰

(西南财经大学; 成都; 610074)

内容摘要: 本文利用上海期货交易所 3 个月铜期货和国内现货市场的实证分析, 基于最小风险的套期保值理论模型, 得到了在进行数据平稳后, 合理的现货期货套期保值比率, 为实际市场中的套期保值行为做出理论指导。

关键词: 期货市场; 套期保值比率; 最小风险套期

一、期货市场现状和套期保值

随着中国经济与世界经济的一体化进程加快, 国内商品价格的波动与全球的联系也越来越紧密, 国际市场上的产品由于原材料商品价格出现的巨幅波动, 使国内相关企业的生产经营出现巨大风险。而与此同时, 国内期货市场也出现了历史性的突破与发展, 上海期货交易所的上市品种也从原来的农产品到有色金属, 目前刚刚建立的金融期货交易所也反映了在大的金融趋势下, 衍生市场的交易已经逐步的进入到企业的日常经营生产中, 而中国经济与国际市场的进一步接轨。对于企业产品来说, 无论是从采购原料锁定成本, 还是出售产品锁定收益来说, 期货都可以从两个方向提供相对应的合约来满足不同企业的不同要求, 加上国内企业内部人才素质的提高, 期货交易在企业(特别那些有繁忙的进出口业务的企业)日常的经营活动安排中已经越来越重要了。

目前对于很多企业来说, 套期保值已经不再是陌生的投资工具, 从定义上来说, 套期保值就是指把期货市场当作转移价格风险的场所, 利用期货合约作为将来在现货市场上买卖商品的临时替代物, 对其现在买进准备以后售出商品或对将来需要买进商品的价格进行保险的交易活动。目前套期保值的基本作法是, 在现货市场和期货市场对同一种类的商品同时进行数量相等但方向相反的买卖活动, 即在买进或卖出实货的同时, 在期货市场上卖出或买进同等数量的期货, 经过一段时间, 当价格变动使现货买卖上出现的盈亏时, 可由期货交易上的亏盈得到抵消或弥补。从而在“现”与“期”之间、近期和远期之间建立一种对冲机制, 以使价格风险降低到最低限度。从期货的定义和基本方法来看, 其套期之所以能够保值, 是因为同一种特定商品的期货和现货的主要差异在于交货日期前后不一, 而它们的价格, 则受相同的经济因素和非经济因素影响和制约, 而且, 期货合约到期必须进行实货交割的规定性, 使现货价格与期货价格还具有趋合性, 即当期货合约临近到期日时, 两者价格的差异接近于零, 否则就有套利的机会, 因而, 在到期日前, 期货和现货价格具有高度的相关性。在相关的两个市场中, 反向操作, 必然有相互冲销的效果。

套期保值的方法 1、生产者的卖期保值, 不论是向市场提供农副产品的农民, 还是向市场提供铜、锡、铅、石油等基础原材料的企业, 作为社会商品的供应者, 为了保证其已经生产出来准备提供给市场或尚在生产过程中将来要向市场出售商品的合理的经济利润, 以防止正式出售时价格的可能下跌而遭受损失, 可采用卖期保值的交易方式来减小价格风险, 即

在期货市场以卖主的身份售出数量相等的期货作为保值手段。2、经营者卖期保值，对于经营者来说，他所面临的市场风险是商品收购后尚未转售出去时，商品价格下跌，这将会使他的经营利润减少甚至发生亏损。为回避此类市场风险，经营者可采用卖期保值方式来进行价格保险。3、加工者的综合套期保值，对于加工者来说，市场风险来自买和卖两个方面。他既担心原材料价格上涨，又担心成品价格下跌，更怕原材料上升、成品价格下跌局面的出现。只要该加工者所需的材料及加工后的成品都可进入期货市场进行交易，那么他就可以利用期货市场进行综合套期保值，即对购进的原材料进行买期保值，对其产品进行卖期保值，就可解除他的后顾之忧，锁牢其加工利润，从而专门进行加工生产。

二、最佳套期比率

套期比率是指持有期货合约的头寸大小与风险暴露资产大小之间的比率。从一般的来看，企业做套期的时候多是 1:1 的套期比率，即现货量和套期的期货量相等，这样虽然从一笔套期业务来说是完全保值的，因为对于现货市场和期货市场的任何波动，这笔产品的收入是固定的。但是如果企业在接下来的时间又继续需另外的同种产品进行套期保值，就出现问题了，这时就要考虑现货和期货之间的价格波动情况，如果波动性较大，则会出现前面套期的产品价格大于后面套期的产品，这样会出现在单笔产品上是保值了，但是未必两笔套期的总和是最大的。从连续的角度来看，对于有连续生产的企业来说，其需要的套期保值是保证其在连续生产过程中的全部套期保值的总价值最大，这就说明了，1:1 的套期保值可能在对于连续时间上的套期来说不是最佳的。而将期货的量与期货价格历史波动性相结合产生的套期期货量才有可能企业总的套期总价值最大。

模型推导：

1、目的：在目标资产价格和期货价格波动的情况下，利用合理的套期保值比率使得资产组合的总套期保值价值变化值最小。

2、变量假设：

P——一个现货多头和期货空头共同组成的资产组合价值

S——套期保值期限内对应的现货价格

F——套期保值期限内对应的期货价格

h——期货头寸/现货头寸

$$\Delta P = P_t - P_{t-1} \quad \Delta S = S_t - S_{t-1} \quad \Delta F = F_t - F_{t-1}$$

目标函数： $\Delta P = \Delta S - h\Delta F$ ，求资产组合价值变化值最小，即 ΔP 的变动最小，

$$\text{VAR}(\Delta P)_{\min} = \text{VAR}_{\min}(\Delta S - h\Delta F) \Rightarrow \sigma_{\Delta P}^2 = \sigma_{\Delta S}^2 + h^2 \sigma_{\Delta F}^2 + 2h\rho_{\Delta S \Delta F} \sigma_{\Delta S} \sigma_{\Delta F}$$

其中： $\sigma_{\Delta P}^2$ —— ΔP 的方差 $\sigma_{\Delta S}^2$ —— ΔS 的方差

$\sigma_{\Delta F}^2$ —— ΔF 的方差 $\rho_{\Delta S \Delta F}$ —— ΔS 和 ΔF 之间的相关系数

视 h 为自变量， $\sigma_{\Delta P}^2$ 为因变量；

对 $\sigma_{\Delta P}^2$ 求 h 的一阶导数： $\frac{d\sigma_{\Delta P}^2}{dh} = 2h\sigma_{\Delta F}^2 - 2\rho_{\Delta S \Delta F} \sigma_{\Delta S} \sigma_{\Delta F}$

相应的二阶导数： $\frac{\partial^2 \sigma_{\Delta P}^2}{\partial h^2} = 2\sigma_{\Delta F}^2$

因为 $2\sigma_{\Delta F}^2 > 0$ ，（根据实际数据认定期货价格不可能为水平直线）

所以一阶导数为 0 时，函数值可达最小值。

推导一阶导数为 0 时： $\frac{d\sigma_{\Delta P}^2}{dh} = 0 \Rightarrow 2h\sigma_{\Delta F}^2 - 2\rho_{\Delta S\Delta F}\sigma_{\Delta S}\sigma_{\Delta F} = 0$

$$\Rightarrow h = \frac{\rho_{\Delta S\Delta F}\sigma_{\Delta S}\sigma_{\Delta F}}{\sigma_{\Delta F}^2} = \rho_{\Delta S\Delta F} \frac{\sigma_{\Delta S}}{\sigma_{\Delta F}}$$

即当 $h = \rho_{\Delta S\Delta F} \frac{\sigma_{\Delta S}}{\sigma_{\Delta F}}$ 时， $\sigma_{\Delta P}^2$ 取最小值，而此时资产组合价值变化值 ΔP 最小，而套期保值

的效果最佳。对于 h 的求解，可以看出 h 的值由两个部分组成，一个是套期时期内 ΔS 和 ΔF 的相关系数，另一个是套期时期内 ΔS 和 ΔF 的标准差的比值。从期货价格和现货价格的定价关系来看，其两者之间有很强的线性关系，并且这种之间的关系一直是相当稳定的，因此对于 $\rho_{\Delta S\Delta F}$ 的计算，我们可以采用线性回归的方法来估算出历史区间内 ΔS 和 ΔF 的相关系

数。而具体的 h 值则就是我们进行回归估计的 $\hat{\beta}$ 。

三、数据收集和处理

（一）期货合约和价格

1、期货合约内容：交易合约为《上海期货交易所阴极铜标准合约》（2003 年 10 月修订），交易品种为阴极铜（具体见合约规定）。

2、合约种类：由于国内铜生产企业技术和规模不同，造成了铜的生产周期不一致，因此为了简便套期，并且适用于更多的企业，这里我们选择了一个平均的生产周期 3 个月来作为一般的铜生产周期，即企业只需要进行市场上当月的未来 3 月份铜期货合约的买卖就可以完成对本企业铜的套期保值。

3、交割说明及合约变更：我们假定铜期货的交割都以对冲来完成期货合约的平仓，而不出现实物交割的情况。因此我们将合约最后交易日视为该份合约最后的期限，上期交所规定合约交割月份的 15 日（遇法定假日顺延），即从当日起变更合约种类，如在 6/16/05（月/日/年）合约 508（表示 2005 年 8 月份交割的合约）的统计变成 509 的统计。

4、数据来源：各个期货合约的价格均来源于上海期货交易所数据库。

（二）现货价格

1、现货的种类：现货铜的选取根据上期交所规定的铜期货的标准交割铜的要求来确定。具体上选择了 1#电解阴极铜作为现货铜。

2、现货的价格：1#电解阴极铜的价格按照上海市场以及长江有色金属现货市场的综合

价格，因为上期所对交割的现货铜有着严格的规定，其重要的交割仓库集中于上海附近，所以我们以上海及周边地区的金属市场的报价来描述现货铜的价格是合理的。而且由于上海市场和长江有色金属市场的交易量和规模在全国中都有领头羊的地位，其金属的价格也对全国范围内的金属定价有决定性的影响，因此这里的现货价格我们认为是实用合理的。

3、数据来源：具体的数据采集上我们采用上海有色金属行业协会的金属现货当日交易的收盘价报价。

（三）数据的时间和处理

1、时间的选取从 5/16/05（星期一）—4/14/06（星期五），每周采用 5 天的时间序列，用 eviews5.0 建立数据表格，使之和交易所的工作日相符合，这也使得数据完全落在时间序列之中。其中 10/03/05—10/07/05，1/02/06—1/03/06，1/30/06—2/03/06 为节假日，为了保证数据的连续性，这些时间段里采用前后时间点直线变化的方法，进行填值。最后总共的数据为每组 240 个样本点，共两组。（即 240 个期货价格，240 个现货价格）。

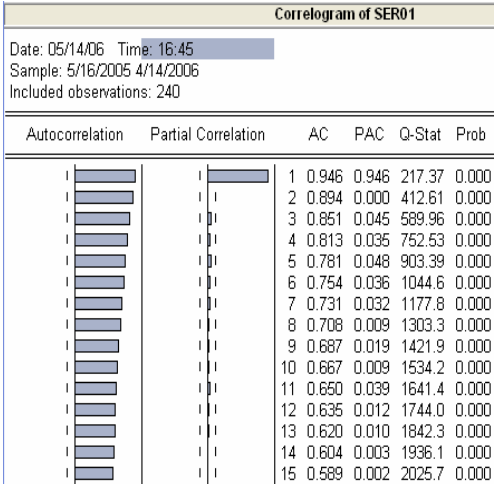
2、因为现货需要 3 个月的合约进行套期，为了和现货对应。所以 5/16/05—6/15/05 期间期货价格为 508 的收盘价，而 6/16/05—7/15/05 期间期货价格为 509 的收盘价，以此类推。

四、计量经济应用

1、数据平稳性检验

首先对现货和期货的数据进行平稳性检验，这里对平稳性检验主要用单位根检验法来进行。

右图是现货铜的自相关和偏自相关的系数图



可以看到现货铜存在偏自相关存在截位现象，初步认为数据非平稳。进行单位根检验。在水平值选项下进行无常数项、有常数项和有时间因数的三个单位根检验回归式进行检验。

三个检验式如下：

$$1^0 : \Delta y_t = \hat{\beta} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{u}_t, (t = 1, 2, \dots, T)$$

$$2^0 : \Delta y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{u}_t, (t = 1, 2, \dots, T)$$

$$3^0 : \Delta y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} t + \hat{\beta} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{u}_t, (t = 1, 2, \dots, T)$$

对三个回归式进行 ADF 的检验如下：

	t 值	t 临界值 (5%)	p 值
1 ⁰	3.606348	-1.942159	0.999
2 ⁰	2.517271	-2.873440	1.000
3 ⁰	-0.243182	-3.763982	0.8081

1 式检验结果为在任何的置信度下都无法拒绝原假设，所以此时序列是非平稳的。
 回归滞后因变量的系数=0.002548， t=3.606348， Prob.= 0.0004， DW=1.787535
 2 式检验结果为在任何的置信度下都无法拒绝原假设，所以此时序列是非平稳的。
 回归滞后因变量的系数= 0.012395， t= 2.517271， Prob.= 0.0125， DW= 1.836341
 常数项的系数= -404.6701， t= -2.020474， Prob.= 0.0445，
 3 式检验结果为在任何的置信度下都无法拒绝原假设，所以此时序列是非平稳的。
 回归滞后因变量的系数=-0.003433， t=-0.243182， Prob.= 0.8081， DW= 1.818375
 常数项的系数= 62.24519， t= 0.141912， Prob.= 0.8873，
 时间因数项系数=1.419248， t=1.196252， Prob.= 0.2328，

通过以上 3 个检验方程的检验均得出现铜序列出现数据非平稳，因此说明现铜数据确实存在非平稳现象。因此进行一阶差分，对现货铜进行一阶差分后的数据进行单位根检验。

检验式：

ADF 检验如下：

ADF 检验方程	ADF 值	5%置信度的临界值	P 值
$1^0 : \Delta^2 y_t = -0.8515 \Delta y_{t-1}$	-13.25549	1.981271	0.0000
$2^0 : \Delta^2 y_t = 87.1599 \Delta y_{t-1} - 0.8904 \Delta^2 y_{t-1}$	-13.79505	-2.873492	0.0000
$3^0 : \Delta^2 y_t = -30.5634 - 0.9167 \Delta y_{t-1} + 0.997 \Delta^2 y_{t-1}$	-14.13010	-3.428819	0.0000

1 式检验结果 ADF 值=-13.25549，在置信度 $\partial = 0.05$ 时，小于临界值-1.942164，因此认为数据平稳的。
 2 式检验结果 ADF 值= -13.25549，在置信度 $\partial = 0.05$ 时，小于临界值，因此认为数据平稳的。
 3 式检验结果 ADF 值= -14.13010，在置信度 $\partial = 0.05$ 时，小于临界值，因此认为数据平稳的。

因此现铜的数据序列是一个一阶非平稳序列，当进行一阶差分以后数据就变为平稳数列，即 ΔS 是平稳数列。同样方法可以验证期货的数据也是一个一阶非平稳序列，当进行一阶差分以后数据就变为平稳数列，即 ΔF 是平稳数列。

2、对平稳数列的 OLS

由原始数据生成差分一次的平稳数列， ΔS 和 ΔF （此时样本数变为 240-1=239），对其进行 OLS 得到回归方程，结果如右图：

其中 $X=\Delta S, Y=\Delta F$ 因此写为标准形式为： $\Delta S=31.0335+0.5560 \times \Delta F$

3、统计检验

Dependent Variable: X Method: Least Squares Date: 05/14/06 Time: 20:03 Sample (adjusted): 5/17/2005 4/14/2006 Included observations: 239 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y	0.555951	0.040880	13.59962	0.0000
C	31.03350	22.17697	1.399357	0.1630
R-squared	0.438321	Mean dependent var	94.35146	
Adjusted R-squared	0.435951	S.D. dependent var	446.3286	
S.E. of regression	335.2069	Akaike info criterion	14.47571	
Sum squared resid	26630190	Schwarz criterion	14.50480	
Log likelihood	-1727.847	F-statistic	184.9495	
Durbin-Watson stat	2.081422	Prob(F-statistic)	0.000000	

(1) 变量显著性检验：当 $\alpha = 0.2$ ， $t_{\alpha/2}(n-2) = 1.282$ ，此时可以看到 $t_{\hat{\beta}_2}$ 和 $t_{\hat{\beta}_1}$ 均大于临界值，所以解释变量有显著性影响。

(2) 自相关检验：采用 D-W 检验对残差的一阶自回归。从表中可以得到 D-W 值为 2.0814，其落在当 $\alpha = 0.05$ 时可决策区间 (1.758, 2.224) 内，所以回归方程不存在随机扰动项自回归的情况。

(3) 异方差检验：利用 ARCH LM Test 进行检验，得到以下结果：滞后期为 3。

ARCH Test:			
F-statistic	3.241368	Probability	0.022844
Obs*R-squared	9.493835	Probability	0.023397

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 05/16/06 Time: 15:11
 Sample (adjusted): 5/20/2005 4/14/2006
 Included observations: 236 after adjustments

当置信度 $\alpha = 0.01$ ，查表得 $\chi^2_3(0.01) = 11.3449$ ，可见 $\text{Obs} \times \text{R-squared} < \chi^2_3(0.01)$ 。所以模型随机误差项不存在异方差。

对于可决系数，可以看到修正可决系数的值为 0.4360，不到 0.5，这说明了期货一阶价差和现货一阶价差之间并没有完全的拟合，表明有其他的因数共同作用于两者之间，而由于随机误差项不存在自相关进一步说明了这种其他因数的共同影响可能造成了也是一种随机的作用，从而使得两者之间可决系数不高。因此由于金融市场和金融产品之间这种高度的相互影响和作用，我们认为 0.4360 的修正可决系数也是可以接受的。

五、结论

在通过对 2005/5/16——2006/4/14 时期内上期所三个月铜期货市场和现货市场共 240 个价格数据的实证分析后，得到了 3 个月期货合约和现货之间的最佳套期保值率 $h = 0.5560$ 其表示每一单位的现货需要 0.5560 的期货合约与此匹配进行套期保值。即为了保证在连续时间下，套期保值后的总资产价值波动性最小， $\frac{\text{期货头寸}}{\text{现货头寸}} = 0.5560$ ，而这种套期保值比率可以在修正可决系数为 0.4360 的概率下使得总资产价值的波动性最小。

从经济意义上来说这表明采用这种不完全匹配的套期策略，可以使得总套期保值的资产在一段时间内的价值波动性最小，而这也达到了企业要求稳定收益和保持生产经营连续性的要求。对于 0.5560 这个比率，可以看出模型计算出的结果是采用了一种现货多头的策略和期货向搭配，即更多的表示为期货的空头和现货的多头来相互抵消收益的波动，而这也和目前铜期货市场的走势相一致。因为期铜的不断升高，完全的套期保值必定使得收益相对受损。因此模型此时得到的最佳比率是一个基于 2005/5/16——2006/4/14 走势的比率，对于越靠近该时间区间的数据就越能达到模型假定的效果。基于未来预测的博弈性和随机性，我们认为对未来最好的预测就是基于现期，所以我们认为利用历史数据得到的最佳套期保值率可以看成是一个风险中性的套期比率。

参考文献

- [1] 郑振龙,《衍生产品》, 武汉大学出版社, 2005
- [2] 高铁梅,《计量经济分析方法与建模——EViews 应用及实例》, 清华大学出版社, 2006
- [3] 张晓峒,《计量经济分析》, 经济科学出版社, 2003

The determining of minimizing variance optimal hedge ratio ——An empirical analysis on the 3-month Copper Future in SFE

Lv Shijie

(Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, 610074)

Abstract: Basis on the empirical analyzing about the 3-month copper future in SFE, through the Minimizing Variance Theory Model and date stability process, we get the Min-Variance Optimal Hedge Ratio, and then using it as a theory director in the real market exchange.

Key words: future market; hedge ratio; risk-minimizing hedge ratios

收稿日期: 2007-3-18

作者简介:

吕世杰, 男, 西南财经大学金融学院, 硕士研究生, 研究方向: 中央银行和宏观调控

联系方式: 13882173476

E-mail: lvshijie_1982@163.com