

中国期货市场价格波动非对称性效应的实证研究

罗孝玲, 李一智, 杨怀东

(中南大学商学院, 湖南长沙, 410083)

摘要:采用 EGARCH 模型,以铜、大豆及小麦三个主要的连续期货合约收益序列为样本的实证研究表明:利空消息对我国期货价格波动的影响,要大于利多消息对期货价格波动的影响。对 300 个期货交易者的问卷调查结果也表明:我国期货投资者普遍存在的“过度恐惧”心理,是造成利空消息对期货价格波动的影响大于利多消息对期货价格波动的影响的最为重要的原因。

关键词:期货市场;利多消息;利空消息;非对称性效应;EGARCH 模型

中图分类号:F713.35 文献标识码:A 文章编号:1672-3104(2005)06-0771-05

有效市场理论指出,金融资产价格体现了所有市场参与者对其所掌握信息的反应。信息是决定价格的最主要因素。影响金融市场的信息可以分为“利多”消息和“利空”消息。在有效的市场状态下,金融资产价格将包含所有的历史信息,任何用于预测资产价格走势的信息一定已经反映在资产价格中,故资产未来价格走势只与将来市场上出现的新信息有关,因此“利多”和“利空”信息对金融市场的影响是相同的。然而,大量的实证研究表明,“利多”消息和“利空”消息对资产价格的影响是不平衡的,也就是说,资产价格波动存在非对称性效应。

关于金融市场对“好消息”与“坏消息”的反应在国外已有广泛的探讨,主要集中于股票市场,这些研究对于股票市场资产定价、投资组合构造与风险头寸的确立都有重要的作用。国外的研究结果发现,“好消息”与“坏消息”对股价波动的影响是不平衡的。这种不平衡效应,也即我们所说波动非对称性效应。这种效应在很多国家和地区的股票市场都存在,如 Booth 发现在丹麦、挪威、瑞典、芬兰等股票市场, Koutmos 发现在加拿大、法国、日本、希腊等股票市场, Cheung 发现在美国股票市场, Poon 和 Taylor 发现在英国股票市场均存在对“好消息”与“坏消息”的不平衡反应。总的结论是“坏消息”对股票市场的影响较大,香港和台湾的股票市场也有相同的表现^[1]。

近年来国内学者对价格波动非对称效应也作了大量的研究,也主要集中于股票市场。陆蓉、徐龙炳把中国股票市场从开业至 2003 年的样本分为“牛市”和“熊市”进行研究,结果发现,我国股票市场处于牛市时“好消息”的影响要大于“坏消息”的影响,处于熊市时则刚好相反^[2];陈千里、周少甫运用 GARCH 模型对上证指数收益的波动性进行了研究,对我国股市收益的尖峰厚尾特点、波动集群、波动的不对称性提供了实证证据,并认为我国股票市场的波动性整体上呈现出与发达国家成熟股市类似的基本特征^[3];胡海鹏、方兆本利用 AR-EGARCH-M 模型对中国股市波动性进行了拟合分析,得出了杠杆效应明显的结论^[4];胡金焱对中国股市“政策市”加以考察,也得到了在利空政策下,沪、深股市存在着较长时期的延迟反应的结论。

然而,无论国外还是国内,对期货市场价格波动非对称性效应的研究都很少见。华仁海、仲伟俊对我国期货市场价格收益、交易量、波动性之间的关系进行了动态分析,但只是附带简略地提到了我国期货品种的价格波动存在非对称性特征^[5]。

本文将采用有关的理论方法对我国期货市场的三个重要品种——铜、大豆和小麦的价格波动非对称性效应进行较为全面的研究,实证地研究正负消息对期货价格波动的影响,希望有助于投资者和监管者更为准确地了解期货市场的波动特征,促进期

基金项目:国家自然科学基金(70473105)

收稿日期:2005-09-15;修回日期:2005-11-05

作者简介:罗孝玲(1963-),女,湖南衡阳人,博士,中南大学教授,主要研究方向:期货价格理论。

货市场的健康发展。

一、度量价格波动非对称性的理论依据

检验期货价格波动的非对称性效应,就是要分析“利多”与“利空”消息对期货价格波动影响的不平衡性。为此,我们把“利多”定义为收益的非预期的正向冲击(即价格上涨),“利空”定义为收益的非预期的负向冲击。这样,在分析时就不必区分导致价格波动的信息来源,而只关注所造成的事实。

设 y_t 代表某种资产、资产组合或市场指数从 $t-1$ 到 t 期的收益率; F_{t-1} 代表至 $t-1$ 期的所有相关变量实现值的信息集。由于投资者在 $t-1$ 期作出投资决策是已知晓 F_{t-1} 内的所有信息,该投资者面临的预期收益与波动性就是给定 F_{t-1} 时 y_t 的条件期望和条件方差。若分别以 m_t 与 h_t 表示预期收益和预期方差,则可写作:

$$m_t \equiv E(y_t | F_{t-1}) \quad h_t \equiv Var(y_t | F_{t-1})$$

由此可见, t 期的非预期收益 $u_t \equiv y_t - m_t$ 。本文以 u_t 来反映 t 时期的新消息。若 u_t 大于 0(未预期价格上升),则表明利好消息的到来;而若 u_t 小于 0(未预期价格下降)则表明坏消息的到来。而 u_t 的绝对值越大,表明新的消息越重大、越显著,既能产生大幅度的非预期价格调整。

Engle 指出金融时间序列的条件方差 h_t 会随时间而变化,因而 h_t 可视为 u_t 滞后项的函数,也就是说,收益波动率取决于以往的消息^[6]。

ARCH(P) 模型表示如下:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$u_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t \quad (2)$$

其中 $\{v_t\}$ 是一个 i.i.d. 序列,其均值为 0,方差为 1,即 $E(v_t) = 0, E(v_t^2) = 1$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (3)$$

其中 $\alpha, \alpha_1, \dots, \alpha_p, \omega$ 为待估系数。 i 期前的未预期收益的变动对当期波动度的影响由 α_i 决定,通常 $i > j, \alpha_i < \alpha_j$ 若。即越早的消息对当前波动度的影响越小, p 期之前的消息对当期的波动度不具有影响力。

Bollerslev 通过在方差的解释项中巧妙的引入无穷期误差项,将 ARCH 模型进一步推广,得到

GARCH 模型^[7]。用方程表示如下:

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \beta_i h_{t-i} \quad (4)$$

其中, $\omega, \alpha_1, \dots, \alpha_p, \beta_1, \dots, \beta_q$ 均为待估参数。若 $q = 0$, GARCH(p, q) 模型将退化为 ARCH(p), 即 ARCH 模型是 GARCH 模型的特例。

尽管 ARCH 模型、GARCH 模型在研究波动性方面有很大功效,但它们却不能反映数据中的重要信息,那就是非对称效应,也就是所谓的杠杆效应。非对称效应指“好消息”(非预期价格上升,在本文中指期货市场的利多消息)与“坏消息”(非预期价格下降,本文指期货市场的利空消息)对于波动性的影响程度不同。非对称性效应的存在说明对条件方差函数中过去各 u 施以对称性约束是不恰当的。

为了反映波动度对好、坏消息的非对称性调整, Nelson 提出了 EGARCH 模型^[8]。用方程表示如下:

$$u_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t \quad (5)$$

$$\ln(h_t) = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i g(v_{t-i}) + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(h_{t-j}) \quad (6)$$

其中, h_t 为 GARCH 模型残差的条件方差,

$$g(v_t) = \theta v_t + \lambda(|v_t| - E|v_t|) \quad (7)$$

$$v_t = u_t / \sqrt{h_t}, v_t \sim N(0, 1) \quad (8)$$

在 EGARCH 模型中,系数 θ 使得 EGARCH 模型可以表示非对称效应。如果 $\theta = 0$, 那么收益的正冲击($v_{t-i} > 0$) 将与收益的负冲击对市场的影响相同;如果 $-1 < \theta < 0$, 那么收益的正冲击对市场的波动性影响小于负冲击的影响;如果 $\theta < -1$, 那么收益的正冲击将减少市场的波动性而收益的负冲击将增加市场的波动性。如果 $\theta > 0$, 那么收益的正冲击较负冲击对市场波动性的影响大。

二、样本选取

我们选取我国期货期货市场成熟的、有代表性的三个期货品种,即铜期货、大豆期货和小麦期货,时间跨度从 2000 年 1 月 5 日至 2005 年 4 月 40 日。对于大豆期货,由于从 2003 年 3 月开始对大豆期货合约进行了修改,推出了黄豆 1 号期货,与大豆期货有较大的差异,为了保持期货合约的同质性,我们只取 2000 年 1 月 5 日至 2002 年 10 月 31 日的数据。每个期货品种取其交易量大的合约价格为样本数据,故对铜期货,期货价格选取当前月之后的第 4 个

月的期货合约的价格;对大豆期货,选取当前月之后的第 2 个期货合约的价格;对小麦期货,选取当前月之后的第 3 个期货合约的价格。这样就形成了连续的各品种的期货价格。

第 t 日的期货收益定义为 $R_t = \ln(P_t/P_{t-1}) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$, 其中 P_t 为第 t 日的期货结算价格。由于连续期货价格序列是不断经过合约变换而产生的,相邻两个到期月合约的数据可能产生价格的“非交易”性跳跃,故在计算 R_t 时,采用同一期货合约的数据,这样处理就可以避免连续期货价格序列在换月时可能产生的非交易性跳跃。如,对小麦的连续期货价格序列来说,2003 年 6 月 30 日(星期一)和 2003 年 7 月 1 日(星期二)连续合约的期货价格对应的分别是 2003 年 9 月交割和 2003 年 11 月交割的两个不同月份期货合约的结算价格,这两个价格可能相差很大,这样可能人为造成一个交易缺口。因此,在计算 6 月 30 日那天的收益率时,采用 9 月交割的期货合约在 6 月 30 日的结算价格和 6 月 27 日(28、29 日为周末非交易日)的结算价格,而计算 7 月 1 日那天的收益率时,采用的是 2003 年 11 月到期的合约在 7 月 1 日的结算价格和 6 月 30 日的结算价格。经过上述处理,铜、大豆、小麦的连续合约的期货收益数据的个数分别为:1 282、679、1 278。

三、实证研究

(一) 连续期货收益序列的基本统计特征

根据以上的处理结果,应用 EViews 统计软件可以得到三个品种的连续期货合约收益序列的基本统计特征,如表 1 所示。

表 1 连续期货合约收益率统计

	铜	小麦	大豆
观察数值	1 042	1 038	679
均值	- 6.30E-05	- 0.000 208	- 0.000 154
中位数	0.00	0.00	0.00
最大值	0.035 109	0.034 763	0.040 223
最小值	- 0.040 854	- 0.044 872	- 00.383 19
标准差	0.009 146	0.007 573	0.008 132
偏度	- 0.198 663	- 0.630 186	- 0.884 26
峰度	5.128 484	8.195 021	6.457 477
J-B 统计量	196.696 8 (0.000)	1 235.946 (0.000)	339.087 6 (0.000)

注:J-B 统计量为正态性检验统计量,括号内的数字为该率值。

由表可以看出,所选的三个期货品种的连续期

货合约收益序列均为左偏,不服从正态分布,而呈现出尖峰厚尾的特征。

(二) 期货收益率序列的平稳性检验

在 EViews 上采用 Augmented Dickey - Fuller 进行单位根检验,其结果见表 2。

表 2 连续期货收益率序列的平稳性检验

铜期货序列的平衡性检验			
奥克迪克 - 富勒检验统计量	- 13.716 91	在 1%水平上的关键值*	- 3.439 4
		在 5%水平上的关键值*	- 2.8647
		在 10%水平上的关键值*	- 2.568 5
小麦期货序列的平衡性检验			
奥克迪克 - 富勒检验统计量	- 14.020 41	在 1%水平上的关键值*	- 3.439 4
		在 5%水平上的关键值*	- 2.864 8
		在 10%水平上的关键值*	- 2.568 5
大豆期货序列的平衡性检验			
奥克迪克 - 富勒检验统计量	- 10.950 76	在 1%水平上的关键值*	- 3.442 6
		在 5%水平上的关键值*	- 2.866 2
		在 10%水平上的关键值*	- 2.569 2

由以上的分析结果可知,ADF 和 PP 检验的结果都表明三个期货品种收益序列在 1%、5%和 10%水平上都是显著平稳的。

(三) 检验残差的异方差性

普通回归模型的关键假设之一是误差的方差保持不变,如果误差方差不为常量,那么数据被称为有异方差。异方差性的存在使得普通最小二乘回归估计(OLS)不是有效的。通过 EViews 软件对残差的异方差性进行检验,Q 统计量检验结果见表 3。

表 3 残差的异方差性检验

	铜	小麦	大豆	
Ljung - Box 检验	Q 统计量 (概率)	3.270 1 (0.007 1)	16.754 (0.000)	16.332 (0.000)

由表可以看出,Q 统计量的概率值均接近或等于 0,表明三个品种的连续期货收益序列存在 ARCH 效应,这样就可以进一步估计 EGARCH 模型。

(四) 估计 EGARCH 模型

运用 EViews 软件对 EGARCH 模型进行估计,得到的结果如表 4 所示。

表 4 EGARCH 模型的运行结果

系数	标准差	z 统计量	概率		
铜	均值方程中的常数项	- 9.43E-05	0.000 261	- 0.361 471	0.717 7
	方差方程中的常数项	- 0.354 103	0.069 191	- 5.117 773	0.000
	RES / SQRT[GARCH](1)	0.169 435	0.021 244	7.975 832	0.000
	RES/ SQRT[GARCH](1)	- 0.041 30	0.010 630	- 3.885 40	0.007 1
	EGARCH(1)	0.975 928	0.006 393	152.665 7	0.000
小麦	均值方程中的常数项	3.98E-05	0.000 166 6	0.239 961	0.810 4
	方差方程中的常数项	- 0.681 777	0.092 069	- 7.404 985	0.000
	RES / SQRT[GARCH](1)	0.323 078	0.023 799	13.575 04	0.000
	RES/ SQRT[GARCH](1)	- 0.047 91	0.015 835	- 3.025 35	0.008 2
	EGARCH(1)	0.955 219	0.008 419	113.464 0	0.000
大豆	均值方程中的常数项	- 8.32E-05	0.000 278	- 0.029 905	0.976 1
	方差方程中的常数项	- 3.115 828	0.454 139	- 6.860 959	0.000
	RES / SQRT[GARCH](1)	0.430 404	0.046 725	9.211 357	0.000
	RES/ SQRT[GARCH](1)	- 0.031 60	0.029 213	- 2.081 67	0.012 5
	EGARCH(1)	0.710 901	0.045 188	15.731 99	0.000

注:在 Eviews 软件的输出结果中,RES/ SQRT[GARCH](1)的值就代表前面 EGARCH 模型中的 θ 值。

由表中可以看出,三个连续期货合约收益率序列的 θ 值都显著为负,说明三个品种的期货价格波动都存在非对称效应,且“利空”消息对价格波动的影响大于“利多”消息的影响。

(五) 实证模型的检验

采用拉格朗日乘数法进行检验,研究标准化的残差是否还存在 ARCH 效应。如果方差方程的设定是正确的,则在标准化的残差中不存在 ARCH 效应,其原假设为没有 ARCH 效应。运用 Eviews 软件得到了如表 5 的计算结果。

表 5 EGARCH 模型的拉格朗日乘数(LM)检验统计

		铜	小麦	大豆
LM(拉格朗日乘子)检验	F 统计量 (概率)	0.011 893 (0.913 179)	0.500 262 (0.181 41)	0.678 952 (0.410 239)
	观察值的决定 系数(概率)	0.011 916 (0.913 076)	0.580 887 (0.181 58)	0.680 277 (0.409 491)

四、 结论

(1)在“做多”与“做空”都不存在限制的期货市场,市场对“利多”与“利空”消息的反应应该是平衡的,实证的结果却表明期货市场价格波动存在非对称性效应,从一个侧面反映了期货市场并没有达到市场有效。

(2)根据行为金融理论,投资者的不理性或不完

全理性决定了投资者不可能对不同的信息做出无偏反应,投资者的心理活动特征很大程度决定了市场价格走向。根据笔者对 300 个期货交易者的问卷调查结果,我国期货投资者普遍存在的“过度恐惧”心理是造成“利空”消息对价格波动的影响大于“利多”消息的最为重要的原因。

(3)由此可见,政府监管部门加强对投资者的教育,培养理性的投资者是建立有效市场,促进我国期货市场健康发展的一个重要环节。

参考文献:

[1] Yeh Y H, Tsai L J. The interaction and volatility asymmetry of unexpected return in the greater China stock markets[J]. Global Finance Journal, 2000, (11): 129-149.

[2] 陆蓉,徐龙炳.“牛市”和“熊市”对信息的不平衡反应研究[J]. 经济研究, 2004, (3): 65-72.

[3] 陈千里,周少甫. 上证指数收益的波动性研究[J]. 数量经济技术研究, 2002, (6): 122-125.

[4] 胡海鹏,方兆本. 用 AR-EGARCH-M 模型对中国股市波动性的拟合分析[J]. 系统工程, 2002, (4): 31-36.

[5] 华仁海,仲伟俊. 我国期货市场期货价格收益、交易量、波动性关系的动态分析[J]. 统计研究, 2003, (7): 25-30.

[6] Engle R F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of UK inflation[J]. Econometrica, 1982, 50: 987-1008.

[7] Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroske-

dasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986, (31): 307-327.

new approach[J]. Econometrica, 1990, (59): 347-370.

[8] Nelson D B. Conditional heteroskedasticity in asset return: a

An empirical study on asymmetric effect of price volatility on future market of China

LI Yizhi, LUO Xiaoling, YANG Huai-bong

(College of business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: This paper investigates the asymmetric impact of good news and bad news on the volatility on Chinese future markets by EGARCH for copper, soybean and wheat return series of consecutive futures contracts. The results show that bad news has greater impact on markets activities than good news. We inquired of 300 futures bargainers about this phenomenon and delivered questionnaire, which indicates that our local future investors have the mind of "over scare" universally, which is the most important reason to interpret why bad news has greater impact on markets activities than good news. At last we interpret the demonstration output in detail.

Key words: futures market; good news; bad news; asymmetric effect; EGARCH model

[编辑:汪晓]

(上接 764 页)

An analysis on intra-industry trade of China

YUE Yiding, LONG Juan-jie

(Business School, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: With the profound changes of the structure of international trade, intra-industry trade is becoming more and more important in international trade. This thesis elaborates the concept of intra-industry trade and its index, then analyzes the present situation of intra-industry trade through the indexes of intra-industry trade and competitiveness. Turvey shows that the economic development and the rise of income level lay the material basis of the development for intra-industry trade. And the improvement trade and the foreign investment enterprises trade create the good condition for the intra-industry trade of our country. But the structure of international trade of our country remains mainly the inter-industry trade on the basis of labor-concentrated products. The overall competitiveness of intra-industry trade is still lags behind the developed countries. The government and enterprises should, therefore, adjust and optimize the structure of industry, develop intra-industry trade in accordance with the economic tendency, and take part in the international division of labor through intra-industry trade, so as to gain the preponderance of international trade and international competition.

Key words: intra-industry trade; intra-industry trade index; competitiveness index

[编辑:汪晓]