

文章编号:1005-2542(2006)03-0256-04

上海与伦敦期铜市场风险变异性实证研究

吴文锋^a, 刘太阳^b, 叶中行^b

(上海交通大学 a. 安泰经济与管理学院, 上海 200052; b. 数学系, 上海 200240)

【摘要】波动群聚效应和杠杆效应是资本市场风险变异性的两个重要特征。选取1997-07~2004-11上海期货交易所和伦敦金属交易所3个月期铜的日收益时间序列,利用相关模型分别对两时间序列的波动群聚效应和杠杆效应进行实证分析。结果表明:从整体来看,上海期铜市场收益波动不具杠杆效应,而伦敦期铜市场具有显著的杠杆效应;并且,上海期铜市场的风险特征发生重大变化,具有明显的波动群聚效应,但分阶段呈现杠杆效应。

关键词:期货市场;波动群聚;EGARCH模型;杠杆效应

中图分类号:F 830.9 **文献标识码:**A

Empirical Analysis on the Risk Characteristics in the Futures Copper Market between Shanghai and London

WU Wen-feng^a, LIU Tai-yang^b, YE Zhong-xing^b

(Shanghai Jiaotong University a. Antai College of Economics and Management, Shanghai, 200052, China; b. Department of Mathematics, 200240)

【Abstract】 Volatility clustering and leverage effect are two important risk features in the capital market. Using daily futures copper return from January 1998 to November 2004, we compare the volatility clustering and leverage effect between Shanghai Futures Exchange and London Metal Exchange. The results show that in contrast to London Metal Exchange's copper, there is no leverage effect in Shanghai Futures Exchange during the whole period. Furthermore, leverage effect emerges only after January 2001, while volatility clustering has existed over the whole period in Shanghai Future Markets.

Key words: futures market; volatility clustering; EGARCH model; leverage effect

上海期铜市场自1992年诞生以来,发展迅猛,在2001年底已成为世界第二大大期铜交易市场。而且,上海期铜市场也逐步摆脱影子市场的从属地位,与伦敦期铜市场形成互为引导的态势。但伴随而来的是,期铜投资风险也逐步增加。在资本市场中,刻画风险的重要工具是收益率波动性,而收益率波动性的变化就反映了风险的变异性。已有研究表明,收益波动性有如下特性:尖峰厚尾、波动群聚、杠杆效应、长期记忆和溢出效应等。

尽管有许多文章研究中国股票市场的风险变异性,但对期货市场的研究较少。目前,只有少数文章对期货市场的波动性进行研究。如,华仁海^[1]利用GARCH模型对对期货价格收益条件方差(波动性)的周日历效应进行研究。本文的目的是研究上海期铜市场的波动群聚效应和杠杆效应,并与伦敦市场进行对比分析。

1 波动群聚和杠杆效应的检验方法

波动群聚效应^[2]是指在金融市场中,金融资产具有的“大的波动与大的波动相随,小的波动与小的波动相随”效应。杠杆效应^[3]指“好消息”(未预期到的导致价格上升的消息)与“坏消息”(未预期到的导

收稿日期:2005-04-11

基金项目:国家自然科学基金资助项目(70202005,10171066)

作者简介:吴文锋(1975-),男,博士,副教授。主要从事金融工程研究。

致价格下降的消息)对预期波动性的影响程度不同。

对波动群聚效应和杠杆效应的刻画工具主要是 ARCH 模型族。GARCH 模型是 ARCH^[4]的扩展形式。GARCH(p, q)模型表示阶数为 p, q 的 GARCH 过程,即

$$Y_t = X't + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

GARCH 模型将经济变量的波动来源划分为两部分:变量过去的波动 σ_{t-j}^2 和外部冲击 ε_{t-i}^2 , 而 α_i 和 β_j 则分别反映它们对本期波动 σ_t^2 的作用强度。若系数 $\alpha_i, \beta_j (i=1, 2, \dots, q; j=1, 2, \dots, p)$ 检验显著不为 0, 则表明存在波动群聚效应, 即大(小)的波动之后仍是大(小)的波动。另外, $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j$ 表示波动的持续性, 若 $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$, 则平均而言, 波动群聚是不持续的; $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j > 1$, 则波动群聚是持续的。

但由于 GARCH 模型对系数的限制, 导致模型参数的估计困难, 同时无法解释某些经济现象。因此, 针对 GARCH 模型的不足, 出现了许多改进方案。其中, Nelson^[5] 在 1991 年提出的 EGARCH 模型应用比较广泛。其表达式为

$$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \left[\alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \phi_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right] + \sum_{j=1}^p \beta_j \log \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

模型中, 条件方差采用了对数形式, 意味着方差非负且杠杆效应是指数型的。系数 ϕ 使得 EGARCH 模型是非对称的。当 $\phi=0$ 时, 说明收益的正冲击将与收益的负冲击对市场波动性的影响相同, 即“好消息”与“坏消息”对市场的冲击一样, 不存在杠杆效应; 而当 $\phi > 0$ 时, 说明收益的正冲击对市场波动性的影响将大于负冲击的影响; 当 $0 > \phi > -1$ 时, 说明收益的正冲击对市场波动性的影响将小于负冲击的影响; 当 $\phi < -1$ 时, 说明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。

国外已有不少学者利用 ARCH 模型族对期货市场的价格波动进行深入的研究。如: Yang 等^[6] 通过 GARCH 模型模拟农产品期货价格的波动性。Mitchell 等^[7] 采用 ARCH 系列模型对伦敦金属交易所所有期货合约的价格波动性进行模拟; Allen 等^[8] 使用 ARCH 对悉尼商品交易所, 伦敦国际金融

期货和期权交易所以及新加坡国际金融交易所的商品期货的波动性进行建模; Madarassy^[9] 采用 GARCH 对 11 种金融期货合约(包括外汇、S&P500、日经 225、欧洲美元、美国短期国债等)进行萨缪尔森效应检验。

2 实证研究

2.1 数据来源及基本特征

本文分别选取 1998-01-01~2004-11-24 上海期货交易所 3 个月期铜(以下简称 SHFE-CU)和伦敦 3 个月期铜收盘价格序列(以下简称 LME-CU)的每日价格序列。其中: SHFE-CU 有 1 679 个有效数据, LME-CU 有 1 666 个有效数据。上海期货交易所的 3 个月期铜合约是其主力合约, 该合约价格走势代表上海期货交易所期铜市场状况, 其报价单位为人民币元/t, 伦敦金属交易所铜市场的交易单位为美元/t。

近 10 几年来, 我国期铜市场总的来说还是跌宕起伏的。2000-12-29, 中国期货业协会成立, 标志着中国期货行业自律管理步入新的阶段, 形成证监会、交易所和协会三级监督管理的格局, 持续 7 年的期货市场交易的清理整顿和规范工作基本告一段落, “使期货业从无组织状态走向有组织状态, 也是期货业走出初级阶段的标志”(期货业协会首任会长田源)。并且从图 1 可见, 从 2000 年末, 上海期铜的成交量和成交金额开始迅猛发展。因此, 本文将分别研究 1998-01-01~2000-12-29(以下简称市场规范前)、2001-01-01~2004-11-24(以下简称市场规范后)铜价序列, 以分析中国期货市场在中国期货业协会成立前后的变化。

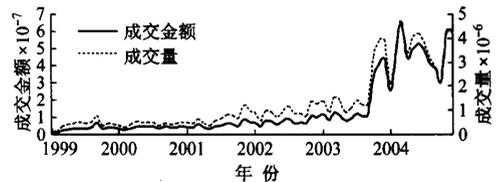


图 1 SHFE 月成交金额与成交量序列图

采用下式计算期铜日收益率:

$$R_t = \log P_t - \log P_{t-1} \quad (4)$$

式中: R 代表收益率; P 代表期铜收盘价。

图 2 给出了两个市场期铜价格走势, 表 1 则对期铜日收益率进行了统计。

从图 2 和表 1 可以看出:

(1) 整体看来, 上海与伦敦期铜价格走势基本

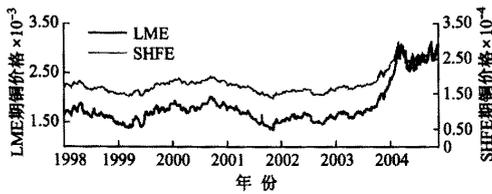


图2 SHFE和LME铜期货收盘价走势图

表1 SHFE-CU和LME-CU收益率序列的基本统计量分析

	1998-01-01~ 2004-11-24		1998-01-01~ 2000-12-29		2001-01-01~ 2004-11-24	
	SHFE-CU	LME-CU	SHFE-CU	SHFE-CU	SHFE-CU	SHFE-CU
样本数	1 679	1 666	736		943	
均值	1.35E-04	1.46E-04	5.48E-05		1.97E-05	
标准差	4.48E-03	5.43E-03	3.97E-03		4.84E-03	
偏度	-0.17	-0.46	0.13		-0.31	
峰度	5.24	6.85	4.05		5.44	
Jarque-Bera	360.76***	1 087.24***	35.79***		250.12***	

注:***表示在1%水平上显著

相同。在整个样本期间,上海期铜日收益率略低于伦敦期铜,但上海、伦敦期铜收益的均值均不显著异于0,两组数据的标准差反映出伦敦期铜波动性更大,上海期铜稍稳定一些,但相差不大。

(2)表中各组数据的偏度大部分为负值,但数值很小;从峰度的数据可以看出,各组数据分布均呈现明显的宽尾特征,并且在平均值处的波峰很尖,而JB正态检验的结果证实了期铜日收益率的尖峰厚尾特征。

2.2 GARCH模型建模

为对期铜各收益率时间序列建立GARCH模型,先需对各个序列的平稳性和相关性进行检验^[10](具体结果受篇幅所限,本文不予列出)。平稳性检验结果表明,两个收益率序列不存在单位根,是平稳的时间序列。而相关性检验表明,两个收益率序列也没有明显的序列相关性。因此,在条件期望模型中不需要引入自相关性的描述部分,于是采用ARMA(0,0)的形式,日收益率 R_t 由一个常数项 C 加上扰动项 ϵ_t 组成,其中, $E(\epsilon_t)=0$ 。

但是在对收益率平方进行Q检验时,在0.01的显著水平下,各序列的收益率平方存在显著的序列相关性。同时ARCH检验也证实了上述各收益率序列具有ARCH效应,说明期铜的收益率序列具有异方差性,因此用GARCH建模是合适的。

本文对期铜各收益率序列建立各阶CARCH模型(据上面分析,回归方程采用ARMA(0,0)形式),从中选择合适的模型(由于篇幅所限,本文仅列出拟

合最优的GARCH(1,1)模型),再判断EGARCH模型是否显著。具体结果见表2和表3所示。

表2 SHFE-CU与LME-CU收益率序列的GARCH和EGARCH模型参数估计结果

	1998-01-01~2004-11-24			
	SHFE-CU		LME-CU	
	GARCH(1,1)	EGARCH	GARCH(1,1)	EGARCH
α_0	3.24E-07***	-0.389***	1.28E-07***	-0.048***
α_1	0.064***	0.150***	0.020***	0.031***
β_1	0.920***	0.975***	0.976***	0.997***
ϕ_1		0.010 (0.309 8)		0.012***
$\alpha_1+\beta_1$	0.984		0.996	

注:表中括号内数据为参数检验的P值,***表示在1%水平上显著

表3 SHFE-CU各期收益率序列的GARCH和EGARCH模型参数估计结果

	1998-01-01~2000-12-29		2001-01-01~2004-11-24	
	GARCH(1,1)	EGARCH	GARCH(1,1)	EGARCH
α_0	2.11E-07**	-0.302***	3.51E-07***	-0.456***
α_1	0.028***	0.069***	0.086***	0.200***
β_1	0.956***	0.977***	0.901***	0.972***
ϕ_1		-0.018 (0.252 1)		0.038**
$\alpha_1+\beta_1$	0.984		0.987	

注:表中括号内数据为参数检验的P值,**表示在5%水平上显著,***表示在1%水平上显著

由表2、3可见,表中各模型(除1998-01-01~2004-11-24期间SHFE-CU的EGARCH模型外)的主要参数都是显著的。在得到估计模型后,可对估计的结果进行有关的残差检验,来验证估计的有效性。在ARCH-LM检验中,结果表明,对1阶、10阶、20阶滞后的残差进行估计,F统计量和Obs R-Squared统计量均不显著,表明标准残差不存在额外的ARCH效应,同时也再次表明方差方程的估计是准确的(具体结果受篇幅所限,不予列出)。

3 实证结果分析

3.1 期铜市场具有波动剧烈的特点

从GARCH模型的估计效果来看,各GARCH模型的参数都比较显著,因此,上述各收益率序列都具有明显的ARCH效应,且这种波动聚集的特征可以用GARCH模型进行刻画。 α_1 系数的绝对值较小,预示着新信息对下期市场收益率产生较大影响,而对下期市场收益波动度的影响则相对较小。各收益率序列的GARCH(1,1)模型中系数 α_1 、 β_1 的估计值之和 <1 ,说明各日收益率序列条件方差序列是平稳的,模型具有可预测性。 α_1 、 β_1 的估计值之和都接近1,表明期铜市场的波动性具有很高的持续性,当

期铜收益率一旦受到冲击出现异常波动,则在短期内很难消除。因此,期铜的投机因素较强,波动十分剧烈,总体风险较大。

3.2 上海与伦敦期铜市场具有不同的风险特征

(1) 波动群聚效应。整个样本期间,上海与伦敦期铜市场的 GARCH 模型结构中,上海期铜市场对应的 α_1 值要比伦敦期铜市场大,而 β_1 值却比伦敦期铜市场小。说明上海市场日收益率波动受前一日的影响(即短期影响)比伦敦市场明显,伦敦市场日收益率波动更多地受到长期因素的影响。并且,外部冲击对上海和伦敦期铜市场都有影响。从 GARCH(1,1)模型中系数 α_1 、 β_1 的估计值之和来看,伦敦市场(0.996) > 上海期铜市场(0.984),说明外部冲击对伦敦市场波动影响的持续性比上海期铜市场更强,伦敦市场的记忆期比上海期铜市场更长。

(2) 杠杆效应。整个样本期间,伦敦期铜市场具有显著的杠杆效应,而同期上海期铜收益率序列中 EGARCH 模型的 ϕ 为正,但 t 统计量的值并不显著。由此说明:上海期铜市场的收益和波动变化之间的关系不明显,这主要是由于我国期货市场发展较迟,市场不稳定,从而政府经常干预期货市场,稳定价格变化的结果,同时也说明期货市场参与者投机性较强,上海期铜交易具有较强的投机性。

3.3 上海期铜市场前后两阶段的风险特征

(1) 波动群聚效应。从上海市场规范前、后两个阶段的 GARCH 模型来看,上海市场的风险变异特征发生变化。对比前后两个阶段,上海期铜市场对应的 α_1 值变大,表明上海市场在第 1 阶段日收益率波动受前一日的影响(即短期影响)比第 2 阶段明显;上海市场的 α_1 、 β_1 的估计值之和变大了,说明外部冲击对市场波动影响的持续性有所增加,市场的记忆期变长了。

(2) 杠杆效应。在市场规范前期间,上海期铜市场杠杆效应不显著,但在市场规范后,上海市场开始与国外成熟期货市场一样,存在着信息对股市波动的非对称性影响。这一点也说明中国期货市场正在不断发展与完善,投资者投资意识在慢慢提高。

在市场规范后,在上海期铜市场的 EGARCH 模型中,参数 ϕ_1 的估计值为 0.038 299,表明在上海期铜市场中,正收益率冲击所引起的波动(条件方差)大于同等程度的负冲击所引起的波动。具体地讲,利好消息(正冲击)要比利空消息(负冲击)所引起的期铜价格波动更为剧烈。这说明了我国投资者的投资理念不强,其投资行为极易受到各种消息的影响,一旦出现利好消息,往往便盲目地进入期货市

场,从而引起期货市场的剧烈震荡。

4 结 语

本文使用日收益率对上海与伦敦期铜市场的风险特征进行对比研究。结果表明,在整个样本区间,上海与伦敦期铜市场都具有显著的波动群聚效应;但在整个样本期间伦敦期铜市场存在显著的杠杆效应,而上海市场却不具有。

为了能深入分析上海期铜市场的发展情况,本文以中国期货业协会成立为依据,对样本进行分阶段考察。结果表明,在整个样本期间,上海市场的风险特征发生重大变化:在市场规范前,上海市场不存在杠杆效应;而在市场规范后,上海市场开始出现正的杠杆效应。

参考文献:

- [1] 华仁海. 我国期货市场期货价格收益及条件波动方差的周日历效应研究[J]. 统计研究, 2004(8): 33-37.
- [2] Fama E F. The behavior of stock market prices [J]. Journal of Usiness, 1965, 38:34-105.
- [3] Black F. Studies of stock price volatility changes [J]. Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Statistics Section, 1976:177-181.
- [4] Engle, Robert F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation[J]. Econometrica, 1982, 50: 987-1008.
- [5] Nelson D B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach[J]. Econometrica, 1991, 59:347-370.
- [6] Yang Jian, Haigh Michael S, Leatham David J. Agricultural liberalization policy and commodity price volatility: A GARCH application [J]. Applied Economics Letters. 2001, 9: 593-598.
- [7] Mitchell H, Brooks R D, FaffMichael R W, et al. Power ARCH modeling of commodity futures data on the London Metal Exchange [J]. European Journal of Finance, 2001, 7: 22-38.
- [8] Allen David E, Cruickshank S N. Estimation testing of the samuelson hypothesis: An application to futures markets in Australia, Singapore and the UK [R]. Working Paper, 2002.
- [9] Madarassy Akin R. Maturity effects in futures markets; Evidence from eleven financial futures markets [R]. Working Paper, 2003.
- [10] Phillips P C B, Peeron P. Testing for a unit root in a time series regression[J]. Biometrika, 1988, 75: 335-346.