

# 股指期货对股票现货市场波动性影响的实证研究

谢磊,王业成

(桂林理工大学 管理学院,广西 桂林 541004)

**摘要:**本文选取 1984 年 1 月 13 日至 2008 年 9 月 10 日香港恒生股指期货的日收盘价作为原始数据,建立了 GARCH 模型与 EGARCH 模型就股指期货对股票现货市场波动性的影响进行实证研究,得出香港恒生股指期货的引入在一定程度上降低了香港股票现货市场的波动性等结论。

**关键词:**股指期货;股票市场波动性;GARCH 模型

**中图分类号:**F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2010)03-0073-06

## 1 研究背景

股指期货是金融期货的一种,是一种衍生金融工具,是以股票价格指数(股指)为商品的期货。它是买卖双方根据事先约定,同意在未来某一特定时间以约定价格进行股指期货交易的一种标准化协议<sup>[1]</sup>。我国已于 2006 年 9 月成立了中国金融期货交易所,编制并对外发布深沪 300 指数,推出股指期货的其余各项准备工作也在逐步完善。业界纷纷预期沪深 300 股指期货将在不久推出,届时我国将结束资本市场没有金融期货的历史,迎来新的发展机遇。

一般而言,股指期货市场的建立会吸引额外交易,以及吸引新资金进入证券市场交易,期货的避险功能提供了现货与期货价格间的稳定关系。指数期货的套利及投资组合则使期货与现货之间的关系更为稳定。然而,股指期货的推出会对股票市场波动性产生什么样的影响,这是一个我国监管机构和所有投资者都希望了解的问题<sup>[2]</sup>。在股指期货推出对股票现货市场波动性影响的问题上,国外学者们观点不一。大多数实证研究表明,股指期货引入前后,股票现货市场波动性没有发生明显变化;部分研究表明期货市场的引入使现货市场的波动性减小;还有部分研究认为期货市场导致了股票现货市场波动性的增加。

随着沪深 300 指数期货推出日期的临近,近几年国内学者们关于股指期货推出对现货市场波动性影响方面的研究成果也层出不穷,观点也是各不相同。李华、程婧分析了日本股票指数期货的产生对于日经 225 指数的影响,认为股指期货的推出对股

票现货市场波动性的影响不大<sup>[3]</sup>;李卓对我国台湾地区引进股指期货对现货市场影响的实证分析表明,股指期货的引入在一定程度上降低了我国台湾地区股票现货市场的波动性<sup>[4]</sup>;等等。

## 2 数据选取与统计描述

由于目前我国本土没有股指期货交易,因此本文借助研究香港恒生股指期货对股票现货市场波动性的影响来对这个问题作出实证研究。本文选择香港市场作为实证对象的另一原因在于,自 1986 年 5 月 6 日恒生指数期货推出后,其成交量增长非常迅速,1997 年恒生指数期货的成交量世界排名第六位。另外它是香港推出的第一种股指期货,也是香港推出的第一种金融期货<sup>[5]</sup>。简而言之,恒生指数期货推出的市场环境与中国即将推出的沪深 300 指数期货的市场环境有很多相似之处。因此,研究香港恒生指数期货的推出对股票市场波动性的影响,对我国内地即将推出沪深 300 指数期货有很好的借鉴意义。

### 2.1 数据选取

本文实证部分选取了成熟市场我国香港市场恒生指数期货标的指数——恒生指数。本文选择了 1984 年 1 月 13 日至 2008 年 9 月 10 日的恒生指数的日收盘价( $C_t$ )作为原始数据,共计 6110 个。恒生指数的日收益率采用每日恒生指数的收盘价的对数之差表示,计算公式为:

$$R_t = \ln C_t - \ln C_{t-1} \quad (1)$$

故恒生指数的日收益率数据为 6109 个。

### 2.2 描述性统计

数据处理使用的软件是 EViews5.1。图 1 反映

收稿日期:2009-12-21

作者简介:谢磊(1968—),男,湖南宁乡人,桂林理工大学管理学院国际经济系主任、教授,博士,研究方向:金融工程;王业成(1979—),男,湖北随州人,桂林理工大学管理学院,硕士,研究方向:金融工程。

了序列在各区间的分布频率,其中横坐标是恒生指数的日收益率  $R_t$ 。图右边框里列出了根据当前

6109 个样本值测算的描述统计量值。具体结果如表 1 所示。

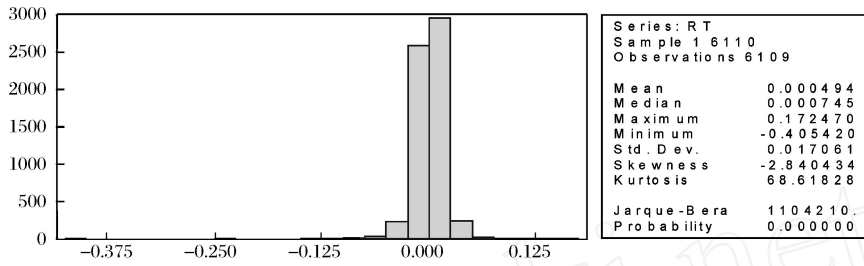


图 1 恒生指数日收益率序列的柱图与相关统计量

表 1 恒生指数日收益率序列描述统计量值

样本	均值 (Mean)	最大值 (Maximum)	最小值 (Minimum)	标准差 (Std. Dev.)	偏度 (Skewness)	峰度 (Kurtosis)	JB 统计量 Jarque-Bera
$R_t$	0.000194	0.17247	- 0.40542	0.017061	- 2.840434	68.61828	1104210

由表 1 知,序列  $R_t$  的偏度  $S = - 2.840434 < 0$ ,峰度  $K = 68.61828 > 3$ ,所以,与标准正态分布 ( $S = 0, K = 3$ ) 相比,恒生指数日收益率序列呈现左偏、尖峰分布形态。在零假设下, Jarque-Bera 统计量服从  $\chi^2(2)$  分布。由图 1 知,  $p$  值为 0, 则拒绝服从正态分布的原假设,即该收益率序列不服从正态分布。因此无法利用 F 检验等基于正态分布的统计方法检验引入股指期货后, 股价指数收益率序列的波动性。

### 2.3 恒生指数日收益率序列的平稳性检验

本文选择的是 ADF (augmented dickey-fuller) 单位根检验方法。当所求得 ADF 的值小于给定显著水平下的临界值, 则总体样本时间序列没有单位根, 即该序列是平稳序列。反之, 序列存在单位根, 序列是非平稳序列。这样就必须对序列进行差分处理, 使之达到平稳<sup>[6]</sup>。

表 2 ADF 单位根检验结果

Augmented Dickey-Fuller test statistic		t-Statistic	Prob. *
		- 42.01392	0.0000
Test critical values:	1 % level	- 2.565341	
	5 % level	- 1.940876	
	10 % level	- 1.616665	

运用 Eviews5.1 统计软件对恒生指数日收益率序列进行单位根检验。检验结果如表 2 所示, ADF = - 42.01392, 其小于在 1% 显著性水平下的临界值 - 2.565341。因此本样本时间序列不存在单位根, 这表明恒生指数日收益率序列是平稳序列, 即服从 I(0) 过程, 从而可以对其进行 GARCH 建模。

## 3 实证分析

### 3.1 恒生指数日收益率序列自回归方程的建立

#### 3.1.1 收益率序列自回归滞后阶数的选择

设收益率序列的自回归方程为:

$$R_t = C_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i R_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

其中:  $\epsilon_t$  是该回归方程的随机项, 是相互独立的白噪声序列, 且服从均值为 0、方差为  $\sigma^2$  的正态分布;  $\alpha_i$  为自回归系数。

在建立计量经济模型时, 总要选择统计性质优良的模型。在确定一个滞后分布的长度时, 通常可以用 AIC 准则和 Schwarz 准则进行选择, 即:

$$AIC = - 2 / T + 2(k + 1) / T; \quad (3)$$

$$SC = - 2 / T + [(k + 1) \ln T] / T. \quad (4)$$

其中,  $\ln$  为对数似然值:

$$= - T/2 + [1 + \ln(2\pi) + \ln(\hat{\sigma}^2 / T)]. \quad (5)$$

它们都引入了对增加更多系数的惩罚, 选择变量的滞后阶数时, AIC 值或 SC 值越小越好。

用 Eviews5.1 软件对恒生指数日收益率序列分别进行滞后 1、2、3、4 期回归分析, 结果如表 3 所示。由表 3 可知, 当滞后阶数为 3 时, AIC 值和 SC 值最小, 且回归方程显著。所以选滞后 3 阶较为合适, 即:

$$R_t = C_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 R_{t-2} + \alpha_3 R_{t-3} + \epsilon_t \quad (6)$$

表 3 不同滞后阶数的回归结果

滞后阶数	AIC 值	SC 值	F 统计值	F 统计值概率
1	- 5.30426	- 5.30206	5.220147	0.022361
2	- 5.30463	- 5.30133	4.906476	0.007428
3	- 5.31065	- 5.30625	15.68014	0.000000
4	- 5.31026	- 5.30476	11.91553	0.000000

#### 3.1.2 自相关性检验

自相关性检验主要是对式 (6) 的误差项进行相关性检验, 即对式 (6) 的残差序列  $e_t$  进行白噪声检

验。若残差序列不是白噪声序列,意味着残差序列还存在有用信息没被提取。通常侧重于检验残差序列的随机性,即滞后期  $K = 1$ , 残差序列的样本自相关系数应近似为 0。

残差序列的自相关函数:

$$r_k(e) = \frac{\sum_{t=k+1}^n e_t \cdot e_{t-k}}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (K = 1, 2, \dots, m) \quad (7)$$

其中,  $n$  是计算  $r_k$  的序列观测量,  $m$  是最大滞后期。

检验统计量:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{r_k^2(e)}{n-k} \quad (8)$$

在零假设下,  $Q$  服从  $\chi^2(m-p-q)$  分布。给定置信度  $1 - \alpha$  (通常取 0.05 或 0.10), 若有

$$Q > \chi^2(m-p-q), \quad (9)$$

则不能拒绝残差序列相互独立的原假设,即残差序列不存在自相关性。

对恒生指数日收益率序列自回归模型残差序列  $Q$  统计量检验结果如表 4 所示。

表 4  $Q$  统计量检验结果

滞后阶数	自相关系数 (AC)	偏自相关系数 (PAC)	Q 统计量	概率 ( $p$ )	显著水平为 5% 的临界值
1	0.001	0.001	0.0035	0.953	3.841
2	0.002	0.002	0.0245	0.988	5.991
3	-0.001	-0.001	0.0260	0.999	7.185
4	-0.011	-0.011	0.7328	0.947	9.488
5	-0.031	-0.031	6.4995	0.261	11.071
6	-0.006	-0.006	6.6976	0.350	12.592
7	0.017	0.017	8.5329	0.288	14.067
8	0.016	0.015	10.009	0.264	15.507
9	-0.002	-0.003	10.032	0.348	16.91
10	0.014	0.013	11.200	0.342	18.307
11	0.024	0.024	14.679	0.198	19.675
12	0.014	0.016	15.936	0.194	21.026

由表 4 可知,我们可以看出滞后阶数从 1 到 12 的  $Q$  统计量的值都小于显著水平为 5% 的临界值,且自相关系数(AC)和偏自相关系数(PAC)的绝对值都小于 0.1,与 0 无明显差异,表明不能拒绝残差序列相互独立的原假设,即残差序列不存在自相关性。

### 3.1.3 ARCH 效应检验

本文主要通过 ARCH 效应的拉格朗日乘数检验(Lagrange multiplier test),即 ARCH LM 检验来判断残差序列是否存在 ARCH 效应。

#### 1) 残差平方相关图。

残差平方相关图显示残差平方  $h_t$  序列直到任意指定的滞后阶数的自相关(AC)系数和偏自相关

(PAC)系数,并且计算相应滞后阶数的 Ljung-Box  $Q$  统计量。残差平方相关图可用于检验残差序列中是否存在 ARCH 效应。如果残差序列不存在 ARCH 效应,自相关和偏自相关系数在所有的滞后阶数都应为 0,而且  $Q$  统计量应该不显著;否则,就说明残差序列中存在 ARCH 效应。

应用软件 EViews5.1,给出恒生指数收益率序列 AR(3) 模型残差平方相关图。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.134	0.134	109.73	0.000	
2	0.031	0.013	115.65	0.000	
3	0.053	0.048	132.63	0.000	
4	0.034	0.021	139.69	0.000	
5	0.020	0.011	142.13	0.000	
6	0.010	0.002	142.70	0.000	
7	0.034	0.030	149.90	0.000	
8	0.023	0.013	153.13	0.000	

图 2 恒生指数收益率序列 AR(3) 模型残差平方相关图

由于自相关系数(AC)和偏自相关系数(PAC)显著不为 0,而且  $Q$  统计量非常显著,因此可以得出:恒生指数收益率序列 AR(3) 模型残差序列存在着 ARCH 效应。残差平方相关图的不足之处在于它只能给出粗略的判断,结果只能起到辅助作用,需要结合 ARCH LM 检验。

#### 2) ARCH LM 检验。

ARCH LM 检验统计量由一个辅助检验回归计算。若收益率模型随机扰动项  $\epsilon_t \sim \text{ARCH}(q)$ , 则可以建立辅助回归方程:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i h_{t-i} \quad (10)$$

检验残差序列是否存在 ARCH 效应,即检验式中所有回归系数是否同时为 0。若所有回归系数同时为 0 的概率很大,则序列不存在 ARCH 效应;若所有回归系数同时为 0 的概率很小,或至少有一个系数显著不为 0,则残差序列存在 ARCH 效应。检验的原假设和备择假设为:

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0;$$

$$H_1: \alpha_i \neq 0 (1 \leq i \leq q)。$$

检验统计量:

$$LM = N(R^2) \sim \chi^2(q)。$$

其中,  $N$  是计算辅助回归式时的样本数据个数,  $R^2$  是辅助回归式的决定系数(采用最小二乘估计)。

给定显著性水平  $\alpha$  和自由度  $q$  的情况下:

如果  $LM > \chi^2(q)$ , 则拒绝  $H_0$ , 则认为序列存在 ARCH 效应;

如果  $LM < \chi^2(q)$ , 则不能拒绝  $H_0$ , 说明序列

不存在 ARCH 效应。

对恒生指数收益率序列 AR(3) 模型进行条件异方差的 ARCH LM 检验(滞后 8 阶),结果如表 5 所示。

表 5 AR(3) 模型残差序列 ARCHLM 检验结果

F-statistic	15.94550	Probability	0.000000
Obs * R-squared	125.1310	Probability	0.000000

表 5 中给出了两种检验结果:第一行的 F-statistic 在有限样本情况下不是精确分布,只能作为参考;第二行就是 LM 统计量(Obs \* R-squared)值以及检验的相伴概率。我们所研究的样本在滞后 8 阶的 LM 统计量(Obs \* R-squared)值的相伴概率为 0,小于 0.05 的显著性水平。因此,拒绝原假设,残差序列存在高阶 ARCH 效应,故选择 GARCH 模型。

3.2 GARCH 模型的选择和建立

为了检验恒生指数期货推出对现货市场波动性的影响,本文设置了一个(0,1)的虚拟变量序列  $d_t$ ,通过条件方差引入虚拟变量来刻画恒生指数期货对香港股票市场波动性的影响,在股指期货推出前,该变量值为 0;股指期货推出后,该变量值为 1。

修正后的 GARCH(p, q) 模型如下:

$$R_t = C_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 R_{t-2} + \alpha_3 R_{t-3} + \epsilon_t; \quad (11a)$$

$$\epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t); \quad (11b)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} + d_t \epsilon_t \quad (11c)$$

其中:  $p, q > 0; \omega > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$ 。为保证 GARCH(p, q) 模型是宽平稳的,存在参数约束条件  $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ 。 $I_{t-1}$  代表在  $t-1$  时点处对于市场参与人员而言所有有用的信息集合。当修正 GARCH 模型的参数  $\alpha_i < 0$ ,且该变量具有统计显著性,则说明引入股指期货降低了现货市场的波动性;当  $\alpha_i > 0$ ,则说明引入股指期货增加了现货市场的波动性;当  $\alpha_i = 0$ ,则说明引入股指期货对现货市场的波动性没有影响。

3.2.1 GARCH 模型的参数估计

用 Eviews5.1 结合 AIC 和 SC,选用不同阶数对条件方差方程进行拟合,结果见表 6。

表 6 GARCH(p, q) 模型不同阶数拟合后的结果

模型类型	AIC	SC	Durbin-watson stat
GARCH(1,1)	-5.71215	-5.70335	2.131049
GARCH(2,1)	-5.71463	-5.70473	2.122962
GARCH(1,2)	-5.71358	-5.70368	2.123927
GARCH(2,2)	-5.71454	-5.70354	2.122707

根据 AIC 和 SC 准则,并结合 Durbin-watson

stat 值,可以看出 GARCH(2,1) 模型最优。故选择 GARCH(2,1) 模型分析恒生指数期货的推出对香港股票市场波动性的影响。

3.2.2 模型建立

应用 Eviews5.1 软件,建立 GARCH(2,1) 模型。所得的估计结果如图 3。

Variance backcast: ON  
GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*GARCH(-2) + C(9)\*DT

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000908	0.000168	5.727936	0.0000
RT(-1)	0.095223	0.014852	6.411413	0.0000
RT(-2)	-0.002398	0.012662	-0.189405	0.8498
RT(-3)	0.023657	0.012930	1.829678	0.0673
Variance Equation				
C	1.10E-05	1.75E-06	6.286538	0.0000
RESID(-1)^2	0.176335	0.005384	32.75115	0.0000
GARCH(-1)	0.327922	0.046528	7.047848	0.0000
GARCH(-2)	0.469096	0.045286	10.35847	0.0000
DT	-2.32E-06	1.61E-06	-1.442066	0.1493

图 3 GARCH(2,1) 模型的估计结果

图 3 中, Variance Equation 上半部分是对均值方程的参数估计,在 Variance Equation 下面给出了条件方差的参数估计,根据图 3 的输出结果,可以写出方程的形式。

均值方程:

$$R_t = 0.00091 + 0.09522 R_{t-1} - 0.0024 R_{t-2} + 0.02366 R_{t-3} + \epsilon_t; \quad (12a)$$

方差方程:

$$h_t = 1.1 \times 10^{-5} + 0.176334 \epsilon_{t-1}^2 + 0.32792 h_{t-1} + 0.4691 h_{t-2} - 2.32 \times 10^{-6} d_t \epsilon_t \quad (12b)$$

从  $d_t$  的系数可以看出,恒生指数期货的推出减缓了香港股票现货市场的波动性。

3.2.3 模型检验

为了检查 GARCH(2,1) 模型是否消除了 ARCH 效应,对式(12a)进行 ARCH LM 检验。检验结果如表 7 所示。

表 7 ARCHLM 检验结果

F-statistic	0.108908	Probability	0.910305
Obs * R-squared	0.860247	Probability	0.909929

在滞后 8 阶时,LM 统计量(Obs \* R-squared)值为 0.860247,小于置信水平  $\alpha = 0.05$  的临界值(18.307),表明经过 GARCH(2,1) 处理后,残差序列已不存在 ARCH 效应。且方差方程式中的 ARCH 项和 GARCH 项的系数之和( $\alpha_1 + \alpha_2$ )为:  $0.176335 + 0.327922 + 0.469096 = 0.973353$ ,小于 1,满足 GARCH(p, q) 模型是宽平稳的参数约

束条件。

### 3.3 EGARCH模型的建立

考虑到股市对利好和利空消息可能存在不同的反应,我们分别对恒生指数引入股指期货前后建立EGARCH(2,1)模型,来验证香港股票市场对不同信息反应的非对称性,并说明股指期货推出对股票市场杠杆效应的影响。

恒生指数期货推出之前,EGARCH(2,1)模型为:

$$R_t = C_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 R_{t-3} + \epsilon_t; \quad (13a)$$

$$\epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t); \quad (13b)$$

$$\ln(h_t) = \omega + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \beta_2 \ln(h_{t-2}) + \beta_3 \ln(h_{t-3}) + \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + d_t. \quad (13c)$$

在这个模型中,好消息( $\mu_{t-1} > 0$ )和坏消息( $\mu_{t-1} < 0$ )对条件方差有着不同的影响:好消息有一个(+ )的冲击,坏消息有一个(- )的的冲击。

根据输出结果,用 Eviews5.1 软件建立模型。

均值方程:

$$R_t = 0.000637 + 0.05432 R_{t-1} + 0.048758 R_{t-2} + 0.035507 R_{t-3} + \epsilon_t; \quad (14a)$$

方差方程:

$$\ln(h_t) = -0.274537 + 1.617941 \ln(h_{t-1}) - 0.642596 \ln(h_{t-2}) + 0.487196 \left| \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0.038838 \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}}. \quad (14b)$$

股指期货推出之后,采用带虚拟变量的EGARCH(2,1)模型形式为:

$$R_t = C_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 R_{t-3} + \epsilon_t; \quad (15a)$$

$$\epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t); \quad (15b)$$

$$\ln(h_t) = \omega + \beta_1 \ln(h_{t-1}) + \beta_2 \ln(h_{t-2}) + \beta_3 \ln(h_{t-3}) + \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + d_t. \quad (15c)$$

根据输出结果,用 Eviews 软件建立模型。

均值方程:

$$R_t = 0.00045 + 0.10296 R_{t-1} + 0.01071 R_{t-2} + 0.04626 R_{t-3} + \epsilon_t; \quad (16a)$$

方差方程:

$$\ln(h_t) = -0.56835 + 0.671328 \ln(h_{t-1}) + 0.285986 \ln(h_{t-2}) + 0.277072 \left| \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0.125192 \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - 0.005256 d_t. \quad (16b)$$

### 3.4 结果分析

股指期货推出前后的对比情况如表 9 所示。

表 9 股指期货推出前后的对比情况表

模型		1	2			
推出股指期货之前	- 0.2755	1.618	- 0.643	0.487	- 0.039	
	(- 4.752)	(17.275)	(- 7.072)	(3.693)	(- 3.151)	
推出股指期货之后	- 0.568	0.671	0.286	0.277	- 0.125	- 0.005
	(- 25.891)	(14.286)	(6.045)	(30.854)	(- 16.731)	(- 0.783)

注:括号内为参数对应的 z-统计量的值

由表 9 可以知道:对引入恒生指数期货之前和之后分别建立 EGARCH 模型中,条件方差方程中的 ARCH 项、GARCH 项以及杠杆效应项的系数都是显著的,股指期货推出前后  $\beta_1 < 0$ ,表明股票市场存在杠杆效应,即坏消息引起的股票价格的波动大于同等程度好消息引起的波动。这与国外大多数学者对美英等发达国家股票市场波动性的研究结论是一致的,即对于股价反向冲击所产生的波动性大于等量正向冲击产生的波动性,这种“利空消息”作用大于“利好消息”作用的非对称性。

在恒生指数期货推出之前,当出现“利好消息”时,即( $\mu_{t-1} > 0$ ),该冲击只会对股票价格指数带来一个(+ ) = 0.448 倍的冲击;当出现“利空消息”时,( $\mu_{t-1} < 0$ ),此时该冲击会对股票价格指数带来一个(- ) = 0.526 倍的冲击。恒生指数期货推出之后,当出现“利好消息”时,即( $\mu_{t-1} > 0$ ),该冲击只会对股票价格指数带来一个(+ ) = 0.152 倍的冲

击;当出现“利空消息”时,( $\mu_{t-1} < 0$ ),此时该冲击会对股票价格指数带来一个(- ) = 0.402 倍的冲击。

## 4 结论

从以上分析可以得出以下结论:

1) 本文利用 GARCH(p,q) 和 EGARCH 模型对香港现货市场引入股指期货前后的波动性进行了实证分析,发现股指期货的引入在一定程度上降低了香港股票现货市场的波动性,减弱了市场的投机气氛。

2) 当推出恒生指数期货后,市场上不管是出现利好消息还是利空消息对香港现货市场的波动性的影响都降低了。

3) 引入股指期货以后,现货市场的信息传递速度加快,期货交易确实可以改善信息流入现货市场的速度,从而发挥价格发现的功能,现货市场上波动

性杠杆效应有所增加,主要表现为坏消息对于市场波动性的影响力要大于等量好消息市场波动性的影响力。

### 参考文献

- [1] 杨星. 股指期货[M]. 广州:广东经济出版社,2002:6-9.
- [2] 娄群,步妍. 股指期货推出对现货市场影响的实证研究——基于台湾加权股价指数的实践[J]. 甘肃金融,2008(9):16-19.
- [3] 李华,程婧. 股指期货推出对股票市场波动性的影响研究——来自日本的实证分析[J]. 金融与经济,2006(2):81-83.
- [4] 李卓. 股指期货对股票现货市场的影响研究[D]. 长春:吉林大学,2007.
- [5] 王沛英. 香港股指期货市场的发展及其启示[J]. 统计与决策,2004(1):37-40.
- [6] 孙敬水. 计量经济学[M]. 北京:清华大学出版社,2004:335-337.

## Empirical Study on Influence of Stock Index Futures on Stock Spot Market Fluctuation

Xie Lei ,Wang Yecheng

(School of Management ,Guilin University of Technology ,Guilin Guangxi 541004 ,China)

**Abstract :** In this paper ,the day closing price of Hongkong Hengsheng stock index futures from January 1984 to September 2008 is chosen as the original data to establish GARCH model and EGARCH model to make the empirical study. The conclusion is drawn that the introduction of Hengsheng stock index futures reduces the fluctuation of Hongkong stock spot market in some degree.

**Key words :** stock index futures ;stock market fluctuation ; GARCH model

(上接第 68 页)

## Research on Credit Risk in Real Estate Industry Based on Logistic Model

Xiao Bing ,Li Chunhong

(Economics and Business Administration School ,Chongqing University ,Chongqing 400030 ,China)

**Abstract :** Based on the Logistic model ,this paper uses the maximum likelihood estimation method to estimate the parameters ,and assesses and predicts the credit default risk in real estate industry ,and makes a goodness-of-fit test to this model. The conclusion is that the real estate industry has special credit risk features.

**Key words :** real estate industry ;credit risk ;Logistic regression analysis ;principal component analysis