

# 股指期货冲击下标的指数波动变化研究<sup>\*</sup>

## ——基于外生和内生结构变化模型的检验

张学功 邓文懿

**[摘 要]**本文首先使用带虚拟变量的 GARCH(1,1)模型考察了期指交易对标的指数条件波动的影响,然后利用极值理论(EVT)建立了描述标的指数收益序列极端风险的厚尾指数,最后使用内生结构变化模型确定了期指交易冲击下厚尾指数结构变化点的数目及机制,并估计了各机制厚尾指数的均值水平。结果表明:内生结构变化对应于股指期货交易推出的时间,期指交易降低了现货市场的条件波动,增加了现货市场总体极端波动和左侧极端波动,而对右侧极端波动无影响。

**关键词:**股指期货 标的指数 波动 内生结构变化

**JEL 分类:**C51 C53 G19

### 一、引言

2010年4月16日,沪深300股指期货合约在中国金融期货交易所正式挂牌交易,股指期货的推出是资本市场体系重大制度创新,为市场提供了双向制衡机制,改变了中国内地股票市场单边运行,缺乏双向市场约束机制的现状,必然会对现货市场的运行产生巨大的冲击。沪深300指数作为我国股指期货交易的标的指数,其波动性必将受到股指期货交易的影响,因此有必要考察沪深300指数波动性的变化情况,以便评价股指期货对资本市场的冲击,探寻波动变化的缘由,提高资本市场运行的效率。

股指期货交易对标的指数波动性的影响受到许多研究者的重点关注。有研究者认为股指期货作为一种金融衍生品和风险管理的工具,使用不当可能引发新的风险,并且股指期货市场存在众多的投机者,增大了现货市场价格的波动。如 Harris(1989)发现在1983年引入股指期货增加了 S&P500 指数的波动性。Antoniou and Holmes(1995)发现引入 FTSE100 股指期货增加了伦敦交易所的波动。Ryoo and Smith(2004)研究了 KOSPI200 股指期货对韩国现货市场的冲击,结果发现期指交易提高了信息流入现货市场的速度,增加了现货市场的波动性。也有研究者认为由于信息传播速度的增加,股指期货交易增加了市场的深度,减少了证券市场的波动,套期保值交易也减少了股市的不确定性,有稳定现货市场的作用。Antoniou et al(1998)研究了德国、日本等六个国家期指交易对现货市场的影响,发现股指期货的推出只降低了德国和瑞士两国的现货市场波动。Bologna and Cavallo(2002)研究表明意大利股指期货的推出降低了现货市场的波动。Drimbetas et al(2007)研究了希腊期指交易对现货市场的影响,发现期指交易显著降低了现货市场(FTSE/ASE20 指数)的条件波动。Adnan and Saadet(2008)使用 EGARCH 模型的研究表明伊斯坦布尔证券市场期指交易显著降低了现货市场(ISE-30 指数)交易的波动性,提高了现货市场的效率。还有研究者发现期指交易对现货市场的波动不存在影响。Darrat and Rahman(1995)发现 S&P500 期指交易对现货市

<sup>\*</sup> 张学功,华中科技大学经济学院,经济学博士;邓文懿,冠通期货经纪有限公司。本文获中国金融期货交易所2011年第一期热点问题征文活动资助。

场波动无影响。邢天才和张阁(2010)使用沪深 300 股指期货仿真数据发现期指交易对现货市场的波动性没有较大影响,但增大了现货市场的非对称效应,研究结果不能证明股灾时期股指期货对现货产生瀑布效应。李华和程婧(2006)对日本股指期货市场的分析也没有发现股指期货增加现货市场波动性的证据。研究者还发现期指交易与现货市场的关系随不同的交易品种、波动类型等存在显著差异。如 Lockwood and Linn(1990)发现 S&P500 股指期货在 1982 年推出后其波动增加,但随着保证金的增加,证券市场的波动性降低。Christos and Dimitrios (2006)使用带虚拟变量的 ARCH 模型检验了希腊股指期货对股推出对股票市场的影响,结果发现 FTSE/ASE-20 指数随股指期货的推出波动增加而 FTSE/ASE Mid40 指数的波动随之降低。

由上可见,股指期货的推出会使标的指数的波动发生较为复杂的变化,以上研究大多使用 ARCH 族模型得出的条件方差表示标的指数的波动性,使用虚拟变量描述股指期货推出前后标的指数波动性的变化,这些方法具有一定的局限性。首先,虚拟变量的使用使得标的指数的结构变化点外生决定,而由于市场预期以及市场的反应速度不同,波动的结构变化有可能提前或者推后,因此有必要使用内生结构变化模型研究股指交易对标的指数波动的影响;其次,由于期指交易采用保证金的交易制度,风险管理的重要性显著提高,特别是对极端风险的结构变化更为关注,而目前的研究并未涉及期指交易冲击下标的指数极端风险的结构变化;最后,目前的研究仅限于分析标的指数的总体波动,而期指交易为双向交易,因此有必要对标的指数左侧及右侧极端波动分别进行研究,以决定投资者的交易策略。

为克服以上研究的局限性,本文首先使用引入带虚拟变量的 GARCH 模型(外生结构变化模型)考察期指交易对标的指数条件波动的影响,然后采用极值理论分别计算表示沪深 300 指数的总厚尾指数、左侧厚尾指数和右侧厚尾指数,最后参考 Bai and Perron(2003)方法搜寻各厚尾指数的内生结构变化点,确定结构变化点的置信区间,估计不同机制下各厚尾指数的均值水平,综合考察股指期货交易冲击对标的指数波动的影响。

## 二、研究方法

本文使用带虚拟变量的 GARCH 模型描述期指交易对标的指数条件波动的影响。

$$hsr_t = \xi_1 + \xi_2 dtu_t + \xi_3 dw_t + \xi_4 dth_t + \xi_5 df_t + \xi_6 hzr_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \theta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \gamma_j \delta_{t-j}^2 + \lambda dfut_t + \kappa hzr_t^2 \quad (2)$$

$hsr_t$  为沪深 300 指数的对数收益率,  $dtu_t$ 、 $dw_t$ 、 $dth_t$ 、 $df_t$  是代表周二、周三、周四和周五周日效应的虚拟变量,  $\varepsilon_t$  为服从  $t$  分布的误差项,  $hzr_t$  为上海综合指数的对数收益率,  $dfut_t$  为表示股指期货对现货市场影响的虚拟变量,股指期货推出之前  $dfut_t=0$ ,其后为 1,  $hzr_t^2$  表示资本市场的总体波动。考察  $\lambda$  即可评价期指交易对标的指数波动的影响。

极值理论(EVT)可以准确地描述大样本股票收益序列的厚尾特征,在有限样本中,若总体尾分布服从 Pareto 规则,厚尾分布的厚度也可以使用厚尾指数进行描述。本文分别估计了沪深 300 指数和上海综合指数收益序列的总厚尾指数、左厚尾指数和右厚尾指数,分别表示收益序列的总体极端波动、左侧极端波动和右侧极端波动,本文仅以总厚尾指数的计算为例说明计算过程。

令  $R(i)$  为按照绝对值升序排列的收益序列,  $R(i) \geq R(i-1)$ ,  $i=2, \dots, n$ , 则有 Hill(1975)提出的尾估计值:

$$\alpha(K) = \left( \frac{1}{K} \sum_{j=1}^K \ln \left( \frac{R(n-j+1)}{R(n-K)} \right) \right)^{-1} \quad (3)$$

Hall(1990)根据渐进理论证明 Hill 估计量的倒数  $\gamma(K)=1/\alpha(K)$  的均值和方差均是样本数目的函数,无法得到  $\gamma(K)$  的无偏估计,因此 Huisman 等(2001)使用  $\gamma(K)$  与样本数目的回归纠正小样本存在的偏误,其中样本数目逐步增加到  $k(k=n/2)$ 。

$$\gamma(K)=\beta_0+\beta_1K+\varepsilon(K), K=1, \dots, k \quad (4)$$

$\varepsilon(K)$  是误差项,  $\beta_0$  的估计值  $\hat{\beta}_0$  的倒数是  $\alpha$  的一个估计值,由 Hall(1990)知  $\varepsilon(K)$  存在异方差性,  $\gamma(K)$  是项数  $K$  的函数,其中  $\gamma(K)$  与  $\gamma(m)$ ,  $K \neq m$ , 具有相同的  $1+\min(K, m)$  个观测值,计算中的数据重叠会导致  $\gamma(K)$  与  $\gamma(m)$  存在相关关系,因此使用 OLS 与 WLS 方法都无法得到  $\hat{\beta}_0$  的无偏有效估计值。为解决此问题,我们使用了具有最优权重矩阵的 FGLS(Feasible GLS)来获得渐进有效估计量。为表述方便,我们将式(4)改写为:

$$\gamma^*=Z\beta+\varepsilon \quad (5)$$

其中  $\gamma^*$  为  $\gamma(K)$  的向量形式,  $K=1, \dots, k$ ,  $Z$  为  $k \times 2$  的矩阵,第一列为 1,第二列为  $(1, \dots, k)'$ 。由 Huisman 等(2001)知式(3)存在的异方差与  $k$  的倒数呈正相关关系,因此我们取 WLS 的权重矩阵为  $k \times k$  的矩阵  $w$ ,其主对角线值为  $\{\sqrt{1}, \sqrt{2}, \dots, \sqrt{k}\}$ ,其余元素均为 0。由此可得  $\beta$  的 FGLS 估计值为:

$$\beta_{FGLS}=(Z'w'wZ)^{-1}Z'w'w\gamma^* \quad (6)$$

众所周知,外部冲击及内在机制的变化都会引起经济时间序列分布的结构变化。国外很多研究表明金融收益时间序列的厚尾分布是时变的,具有结构变化特征。如 Lin and Kao(2008)也发现 DJIA 股指期货收益序列的左厚尾和总体厚尾指数至少存在一个结构变化点。股指期货交易的推出是资本市场体系重大制度创新,势必对现货市场的交易行为产生冲击,导致极端风险的结构变化,因此有必要对期指交易冲击下的沪深 300 指数的厚尾指数是否发生结构变化进行检验。因此在得到沪综指和沪深 300 指数对数收益序列的厚尾指数序列  $\alpha hz_t, \alpha h s_t$  后,参照 Lin and Kao(2008),将截距项作为结构变化变量,采用 Bai and Perron(2003)检验内生结构变化的方法考察期指交易冲击下的标的指数收益序列极端风险的结构变化。

$$\alpha h s_t = \delta_j + b_1 \alpha h z_t + \mu_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad j = 1, 2, \dots, m+1 \quad (7)$$

假定该时间序列存在  $m$  个结构变化点,  $\delta_j$  为不同机制下厚尾均值水平,此处我们引入  $\alpha h z_t$  来消除证券市场系统变化对  $\alpha h s_t$  变化的影响,  $\mu_t$  为在时刻  $t$  的扰动。式(7)是一个内生结构变化模型,  $\sigma_j$  随结构的变化而改变。为了考察期指交易影响下的标的指数收益序列的厚尾指数的结构变化,我们需要在  $T$  个观测值内求出内生的  $m$  个结构变化点  $(T_1, T_2, \dots, T_m)$ 。寻找内生结构变化点的方法建立在 OLS 估计残差最小的基础上,对每一个不同的  $(T_1, T_2, \dots, T_m)$ ,通过最小化残差  $\sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (\alpha h s_t - \delta_j - b_1 \alpha h z_t)^2$  得到  $\delta_j$  的估计值  $(\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_j)$ ,将估计值代入式(7),我们可以得到一个残差平方和序列,  $S_T(T_1, T_2, \dots, T_m)$ ,由此可得估计的结构变化点:

$$(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_m) = \underset{(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_Z}{\operatorname{argmin}} S_T(T_1, T_2, \dots, T_m) \quad (8)$$

其中,  $\lambda_i = \frac{T_i}{T}$ ,  $i=1, 2, \dots, m$ ,  $Z=h/T$ ,  $h$  是给定估计最小的时间分段,

$$\Lambda_Z = \{(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_m) : |\lambda_{i+1} - \lambda_i| \geq Z, \lambda_1 \geq Z, \lambda_m \leq 1-Z\}.$$

在 Bai and Perron(1998)的假定下,结构变化时点的极限分布为:

$$\frac{(\Delta_i' Q_i \Delta_i)^2}{(\Delta_i' \Omega_i \Delta_i)} (\hat{T}_1 - T_i^0) \Rightarrow \operatorname{argmax}_s V^{(i)}(s) \quad (i=1, \dots, m) \quad (9)$$

其中:

$$\begin{cases} V^{(i)}(s) = W_1^{(i)}(-s) - |s|/2, s \leq 0, \\ V^{(i)}(s) = \sqrt{\xi_i} (\varphi_{i,2}/\varphi_{i,1}) W_2^{(i)}(s) - \xi_i |s|/2, s > 0 \end{cases}$$

$\xi_i = \Delta_i' Q_{i+1} \Delta_i / \Delta_i' Q_i \Delta_i$ ,  $\varphi_{i,1}^2 = \Delta_i' \Omega_i \Delta_i / \Delta_i' Q_i \Delta_i$ ,  $\varphi_{i,2}^2 = \Delta_i' \Omega_{i+1} \Delta_i / \Delta_i' Q_{i+1} \Delta_i$ ,  $W_1^{(i)}(s)$  和  $W_2^{(i)}(s)$  为定义在  $[0, \infty)$  上相互独立的标准维纳过程。结构变化点的极限分布独立于存在结构变化的解释变量  $z_t$  (本文为元素为 1 的向量和  $\alpha h_{z_t}$ ) 和残差  $u_t$  的分布, Bai (1997) 给出  $\arg\max_s V^{(i)}(s)$  的累积分布函数以及  $\Delta_i$ ,  $Q_i$  和  $\Omega_i$  对应的临界值:  $\hat{\Delta}_i = \hat{\delta}_{i+1} - \hat{\delta}_i$ ,  $Q_i = (\Delta \hat{T}_i)^{-1} \sum_{t=\hat{T}_{i-1}+1}^{\hat{T}_i} z_t z_t'$ ,  $\Omega_i = p \lim (\Delta \hat{T}_i)^{-1} \sum_{t=\hat{T}_{i-1}+1}^{\hat{T}_i} \sum_{t=\hat{T}_{i-1}+1}^{\hat{T}_i} E(z_t z_t' \hat{u}_t \hat{u}_t')$ , 由此可得  $T_i$  估计值的置信区间。

在此基础上使用  $\sup F$  检验结构变化存在性:

$$H_0: m=0, H_1: m=k$$

$$\sup F_T(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T} \left[ \frac{T-(k+1)q-p}{kq} \right] \hat{\delta}' R' [R \hat{V} [\hat{\delta}] R']^{-1} R \hat{\delta} \quad (10)$$

其中  $\lambda_i = \frac{T_i}{T}$ ,  $i=1, 2, \dots, k$ ,  $(R \hat{\delta})' = (\delta_1' - \delta_2', \dots, \delta_k' - \delta_{k+1}')$ ,  $\hat{V}(\hat{\delta})$  是  $\hat{\delta}$  方差协方差矩阵的估计值, 为获得在序列相关和异方差条件下的一致估计量, 我们采用下式进行估计:

$$\hat{V}(\hat{\delta}) = p \lim T (\bar{Z}' M_X \bar{Z})^{-1} \bar{Z}' M_X \Omega M_X \bar{Z} (\bar{Z}' M_X \bar{Z})^{-1} \quad (11)$$

$q$  是存在结构变化的变量数目,  $p$  是不存在结构变化的变量数目。

考虑到一般情况下, 模型中结构变化点的个数是未知的, Bai and Perron (2003) 提出了另外两种检验方法。针对模型中不存在结构变化点的原假设及存在上确界为  $M$  个变化点的备选假设, 他们提出了两个双重最大值统计量  $UD_{\max}$  和  $WD_{\max}$ :

$$UD_{\max} = \max_{1 \leq k \leq M} \sup F_T(k) \quad (12)$$

$$WD_{\max} F_T(M, q) = \max_{1 \leq k \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, k)} \times \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_k) \in \Lambda \pi} F(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) \quad (13)$$

其中,  $c(q, \alpha, k)$  表示  $\sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_k) \in \Lambda \pi} F(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q)$  统计量在显著性水平为  $\alpha$  时的渐进临界值。Bai and Perron (2003) 证明检验所得到的结构变化点的估计值  $(\hat{T}_1, \hat{T}_2, \dots, \hat{T}_k)$  会以速度  $T$  收敛于其真实值  $(T_1^0, T_2^0, \dots, T_k^0)$ 。

以上介绍的三个检验主要用来判断时间序列是否存在结构变化, 在此基础上继续使用  $\sup F_T(l+1|l)$  递归统计量来确定内生结构变化点个数。其检验思想是: 在存在  $l$  个结构变化点的原假设下, 若增加一个结构变化点能够显著减小样本的总残差平方和, 则拒绝原假设, 接受存在  $l+1$  个变化点的备选假设。

$$\sup F_T(l+1|l) = \left\{ S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{\tau \in \Lambda_{i, \eta}} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \hat{T}_l) \right\} / \hat{\sigma}^2 \quad (14)$$

其中,  $\Lambda_{i, \eta} = \{\tau, \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq \tau \leq \hat{T}_i + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta\}$ ,  $\eta$  是为了保证检验功效而对各结构区间长度的最低限制, 本文设  $\eta = 0.1T$ ,  $\hat{\sigma}^2$  为原假设下残差项方差的一致估计量。

### 三、数据说明和实证结果

本文使用 2005 年 10 月 11 日~2011 年 3 月 18 日股指期货交易的标的资产沪深 300 指数的对数收益序列作为研究对象, 共 1323 个数据。在计算沪综指和沪深 300 指数对数收益序列的厚尾指数时, 我们采用前 300 个数据作为起始数据窗口, 然后从 2007 年 1 月 4 日开始, 数据窗口每次向前滚动 1 个观测值, 直至 2011 年 3 月 18 日, 由此我们可以获得该区间的 1023 个厚尾指数序列。

为了分析股指期货交易影响下的标的指数极端风险的变化情况,我们分别计算了沪深 300 指数对数收益序列的总体厚尾指数(描述总体极端风险的厚尾特征)、左厚尾指数(描述极端负收益的厚尾特征)和右厚尾指数(极端正收益的厚尾特征)。

为了和计算厚尾指数的时间区间保持一致,我们采用 2005 年 10 月 11 日~2011 年 3 月 18 日之间的沪深 300 指数对数收益序列对期指交易影响下标的指数的条件波动进行分析。

表 1 残差检验 ARCH—LM 检验

| 常数     | 残差平方    | F 统计量  | LM 统计量 |
|--------|---------|--------|--------|
| 1.0480 | -0.0068 | 0.0609 | 0.0610 |
| 0.0000 | 0.8051  | 0.8051 | 0.8050 |

表 2 标准化残差的 LB 检验

| 滞后 | ACF    | PCF    | LB     | P-value |
|----|--------|--------|--------|---------|
| 1  | 0.040  | 0.040  | 2.1005 | 0.147   |
| 2  | 0.021  | 0.020  | 2.7079 | 0.258   |
| 3  | 0.008  | 0.007  | 2.7970 | 0.424   |
| 4  | 0.014  | 0.013  | 3.0557 | 0.549   |
| 5  | -0.005 | -0.006 | 3.0839 | 0.687   |
| 10 | 0.007  | 0.009  | 4.3533 | 0.930   |
| 20 | 0.017  | 0.016  | 10.491 | 0.958   |

经过试算我们选择了残差服从 t 分布的 GARCH(1,1)模型描述期指交易对标的指数条件波动的冲击。为了检验所用模型的适用性,我们对模型估计的标准化残差进行了进一步的检验。若 GARCH 模型的均值方程和方差方程均不存在设定偏误,则 LB(Ljung-Box)统计量不显著,并且标准化残差不残留 ARCH 效应。从表 1 和表 2 可见,直至 20 阶滞后,LB 统计量均不显著,说明标准化残差平方项不存在自相关。ARCH-LM 和 F 统计量表明残差平方不存在序列相关。以上检验说明本文所采用的 GARCH(1,1)模型可以有效描述沪深 300 指数对数收益序列的 ARCH 效应。

表 3 GARCH(1,1)模型估计结果

| 均值方程  | $hsr_t = \xi_1 + \xi_2 dtu_t + \xi_3 dw_t + \xi_4 dth_t + \xi_5 df_t + \xi_6 hzr_t + \xi_7 hsr_{t-1} + \varepsilon_t$ |            |            |            |           |             |          |
|-------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------|------------|------------|-----------|-------------|----------|
|       | $\xi_1$                                                                                                               | $\xi_2$    | $\xi_3$    | $\xi_4$    | $\xi_5$   | $\xi_6$     | $\xi_7$  |
| 估计值   | 0.0004                                                                                                                | -5E-6      | -0.00033   | -0.0005    | 7.67E-6   | 1.0748      | 0.0102   |
| Z-统计量 | 1.9448**                                                                                                              | -0.0186    | -1.3157    | -2.0062**  | 0.02970   | 196.6256*** | 2.0883** |
| 方差方程  | $\sigma_t^2 = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \delta_{t-1}^2 + \lambda dfut_t + \kappa hzr_t^2$    |            |            |            |           |             |          |
|       | $\theta_0$                                                                                                            | $\theta_1$ | $\gamma_1$ | $\lambda$  | $\kappa$  | 自由度         |          |
| 估计值   | 5.49E-07                                                                                                              | 0.1416     | 0.7836     | -4.96E-07  | 0.0028    | 5.4794      |          |
| Z-统计量 | 2.4177**                                                                                                              | 4.8705***  | 22.8885*** | -2.3822*** | 3.2995*** | 7.8010      |          |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的程度显著,下表同。

由表 3 可见,由表 6 的均值方程可见,沪深 300 指数收益在周四存在显著的负收益,说明投资者倾向于在周四卖出股票,以便规避周末的未知风险,存在周日效应。hzr 与 hsr 显著正相关,说明沪深 300 指数收益率受证券市场整体收益率影响较大,hsr 与其滞后一阶显著正相关,说明沪深

300 指数收益率变化具有一定的持续性。从方差方程可见,  $\theta_1$ 、 $\gamma_1$  均显著为正, 且  $\theta_1 + \gamma_1 = 0.926$ , 说明沪深 300 指数收益率的条件波动受历史影响较大, 波动具有将强的持续性和丛聚性。 $dfut_t$  的系数  $\lambda$  数显著为负, 但数值较小, 说明期指交易的引入显著降低了标的指数的条件波动, 但这种影响从数值看较小。 $hzt_r^2$  的系数  $\kappa$  显著为正, 说明沪深 300 指数收益率条件波动与证券市场总体波动正相关。



图 1 沪综指对数受益序列厚尾指数曲线

由图 1 可见, 沪综指的总厚尾指数曲线变化不甚明显, 基本呈水平状, 说明在研究区间内沪综指总体极端风险变化较小, 但极端风险较高。沪综指的右厚尾指数的变化为低-高-低-高, 其右侧极端风险相应为高-低-高-低。沪综指的左厚尾指数形状较为复杂, 呈低-高-低-高-低的变化, 即左侧极端风险为高-低-高-低-高, 说明我国证券市场具有较为复杂的下跌方式。



图 2 沪深 300 指数对数受益序列厚尾指数曲线

与图 1 比较, 沪深 300 指数的总厚尾指数和右厚尾指数的形状和沪综指的变化相似, 特别指出的是在引入股指期货之后, 右厚尾指数具有较大的升幅, 说明沪深 300 指数暴涨的风险较小。沪深 300 左厚尾指数的形状与沪综指的差异较大, 特别是在 2009 年之前, 其走势基本与沪综指的相反, 而在 09 年之后, 两者的走势趋同。在引入股指期货之后, 左厚尾指数远低于右厚尾指数, 说明目前市场暴跌的风险远超暴涨的风险。

我们多次使用式(7)检验和估计股指期货交易冲击下沪深 300 厚尾指数的结构变化情况, 各种检验结果见附表 3。从左厚尾指数结构变化检验量可见, 检验量  $\sup F_T(1) \sim \sup F_T(5)$  中, 除  $\sup F_T(1)$  不显著外, 其余各统计量均在 1% 的显著性水平下显著;  $UD_{\max}$ ,  $WD_{\max}$  也均在 1% 的显著性水平下显著, 说明左厚尾指数至少存在一个内生结构变化点。从递归统计检验量看,  $\sup F_T(4|3) \sim \sup F_T(2|1)$  显著,  $\sup F_T(5|4)$  不显著。综上说明左厚尾指数存在 4 个结构变化点。采用类似的分析, 我们可以得到右厚尾指数和总厚尾指数均具有 2 个结构变化点的结论。

表 4 沪深 300 厚尾指数内生结构变化检验量

| 检验量             | 左厚尾指数     | 右厚尾指数      | 总厚尾指数      |
|-----------------|-----------|------------|------------|
| $\sup F_T(1)$   | 1.50      | 0.08       | 6.50       |
| $\sup F_T(2)$   | 465.42*** | 21.50***   | 846.90***  |
| $\sup F_T(3)$   | 104.12*** | 17.47***   | 69.35***   |
| $\sup F_T(4)$   | 72.50***  | 81.23***   | 1396.03*** |
| $\sup F_T(5)$   | 63.78***  | 654.01***  | 146.06***  |
| $UD_{\max}$     | 465.42*** | 654.01***  | 1396.03*** |
| $WD_{\max}$     | 596.70*** | 1312.06*** | 2482.69*** |
| $\sup F_T(2 1)$ | 34.93***  | 15.10***   | 17.30***   |
| $\sup F_T(3 2)$ | 21.65***  | 5.17       | 2.63       |
| $\sup F_T(4 3)$ | 14.45**   | 0.21       | 0.71       |
| $\sup F_T(5 4)$ | 4.94      | 1.31       | 0.71       |
| 内生结构点数          | 4         | 2          | 2          |

在得到各厚尾指数结构变化的个数后,我们对式(7)进行估计可以得到相应的参数估计值以及各个结构变化点的估计值及置信区间,然后参照 Lin and Kao(2008)的作法,将式(7)去除变量  $\alpha h_{z_t}$ ,求出各机制厚尾指数的均值水平,具体估计结果见表 4。从左厚尾、右厚尾和总厚尾的系数  $b_1$  的估计值可见,总体极端风险和右侧极端风险受证券市场整体极端风险变化的影响较大,左侧极端风险的变化则具有较强的独立性。左厚尾指数的内生结构变化点为:2008-3-17、2008-11-5、2010-1-11、2010-6-11,总厚尾指数内生结构变化点为 2008-7-8、2010-3-31。两厚尾指数最后一个结构变化点距股指期货交易推出的日期 2010-4-16 较近,并且总厚尾指数结构变化点 90%的置信区间(2010-3-24,2010-5-24),包含 2010-4-16,因此我们有理由相信该结构变化是股指交易对现货市场冲击的结果,内生结构变化点对应于市场机制变化的时间点。考察结构变化点前后两机制的厚尾指数的均值水平,可以发现左厚尾的均值水平由 16.28 下降至 5.19,下降幅度较大,说明股指期货的推出增大了现货市场暴跌风险;总厚尾指数的前后两均值水平分别为 7.92、5.44,也存在小幅下跌,说明期指交易增大了沪深 300 指数的极端波动。

左厚尾指数和总厚尾指数的结构变化和多机制均值水平变化详见图 3 和图 4。右厚尾指数最后一个结构变化点为 2008-4-26,与股指期货交易的起始日 2010-4-16 相距甚远,因此我们认为期指交易对沪深 300 指数的右侧极端风险不存在显著的影响。从表 5 可见,股指交易推出后,总厚尾、左厚尾和右厚尾的厚尾指数均值水平分别为:5.44、5.19 和 24.00,说明在此阶段现货市场暴跌风险远高于暴涨风险。



图 3 左厚尾指数 4 结构变化点及 5 机制指数均值示意图



图 4 总厚尾指数 2 结构变化点及 3 机制指数均值示意图

表 5 沪深 300 波动指数内生结构变化的估计结果

|            | 左厚尾指数                               | 右厚尾指数                                  | 总厚尾指数                               |
|------------|-------------------------------------|----------------------------------------|-------------------------------------|
| $b_1$      | 0.16***                             | 3.30***                                | 0.61***                             |
| 均值水平 1     | 4.18***                             | 17.10***                               | 5.39***                             |
| $\sigma_1$ | 2.48***                             | -12.66***                              | 1.90***                             |
| 结构变化点 1    | 2008-3-17<br>(2008-2-27, 2008-4-15) | 2007-10-26<br>(2007-10-17, 2007-11-15) | 2008-7-8<br>(2008-7-2, 2009-6-11)   |
| 均值水平 2     | 13.65***                            | 7.51***                                | 7.92***                             |
| $\sigma_2$ | 12.55***                            | -26.40***                              | 4.50***                             |
| 结构变化点 2    | 2008-11-5<br>(2008-7-3, 2009-3-26)  | 2008-4-23<br>(2008-4-9, 2008-4-30)     | 2010-3-31<br>(2010-3-10, 2010-5-13) |
| 均值水平 3     | 10.44***                            | 24.00***                               | 5.44***                             |
| $\sigma_3$ | 8.71***                             | -10.05***                              | 2.36***                             |
| 结构变化点 3    | 2010-1-11<br>(2009-6-5, 2010-1-25)  |                                        |                                     |
| 均值水平 4     | 18.86***                            |                                        |                                     |
| $\sigma_4$ | 16.28***                            |                                        |                                     |
| 结构变化点 4    | 2010-6-11<br>(2010-6-11, 2010-9-3)  |                                        |                                     |
| 均值水平 5     | 5.19***                             |                                        |                                     |
| $\sigma_5$ | 4.00***                             |                                        |                                     |

注：括号内日期为结构变化点的 90%的置信区间。

四、结论及政策建议

本文采用外生及内生结构变化模型检验了期指交易对标的指数—沪深 300 波动性的影响。使用带虚拟变量的 GARCH(1,1)模型的检验结果表明股指期货的推出降低了标的指数的条件波动，该结果说明股指期货的推出改变了我国证券市场单边市的不均衡格局，同时由于期指交易投机者的高频交易使信息的传播更为迅速，降低了现货市场的条件波动。

使用内生结构变化模型对沪深 300 指数极端风险的检验表明：期指交易显著增加了总体极端风险和左侧极端风险，而对右侧极端风险无影响，股指期货对现货市场具有显著的助跌功能，其助

涨功能暂时没有出现。该结果的出现是由当前的宏观经济形势、期货市场合约设计和投资者交易行为决定的。从宏观经济层面看,自2010年以来,我国通货膨胀居高不下,货币政策进入紧缩周期,股票市场表现不佳,暴跌的风险显著加大。从期货市场合约设计看,中证指数有限公司有关沪深300指数不随成份股分红派息调整的规则给股指期货的空头以套利的空间,不利于股指期货交易的多头<sup>①</sup>。从参与股指期货交易的投资者结构看,我国股指期货交易的主体以散户为主,机构投资者不占据优势,保险资金、信托计划、QFII等机构尚不能参与股指期货,券商和基金的参与规模和策略也受到较大限制<sup>②</sup>,投资者结构亟待优化<sup>③</sup>。

综上分析,为了使股指期货标的指数左侧极端风险和右侧极端风险对称,中证指数有限公司应及时修订沪深300指数关于成份股分红派息导致股指自然下落的规则,或由中国金融期货交易所修订有关股指期货合约,避免公司行为造成的套利机会;同时应当加快股指期货市场机构投资者的准入审批,改善投资者结构,完善股指期货市场的价格发现功能,促进股指期货市场和现货市场的健康发展。

#### 参考文献

- 李华、程婧(2006):《股指期货推出对股票市场波动性的影响研究》,《金融与经济》,第2期。
- 邢天才、张阁(2010):《中国股指期货对现货市场联动效应的实证研究—基于沪深300仿真指数期货数据的分析》,《财经问题研究》,第4期。
- Antoniou, A. and P. Holmes (1995): "Futures Trading, Information and Spot Price Volatility: Evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH", *Journal of Banking and Finance*, 19, 117-129.
- Bai, J. (1998): "Estimation of A Change Point in Multiple Regression Models", *Review of Economics and Statistics*, 79, 551-563.
- Bai, J. and P. Perron (1998): "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J. and P. Perron (2003): "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- Bologna, P. and L. Cavallo (2002): "Does the Introduction of Stock Index Futures Effectively Reduce Stock Market Volatility? Is the 'Future Effect' Immediate? Evidence from the Italian Stock Exchange Using GARCH", *Applied Financial Economics*, 12, 183-192.
- Darrat, A. and S. Rahman (1995): "Has Futures Trading Activity Caused Stock Price Volatility", *Journal of Futures Markets*, 15, 537-557.
- Drimbetas, E., N. Sariannidis and N. Porfiris (2007): "The Effect of Derivatives Trading on Volatility of the Underlying Asset: Evidence from the Greek Stock Market", *Applied Financial Economics*, 17, 139-148.
- Floros, C. and D. Vougas (2006): "Index Futures Trading, Information and Stock Market Volatility: The Case of Greece", *Derivatives Use, Trading & Regulation*, 12, 146-166.
- Kasman, A. and S. Kasman (2008): "The Impact of Futures Trading on Volatility of the Underlying Asset in the Turkish Stock Market", *Physica A: Statistical Mechanics and its Application*, 387, 2837-2845.
- Hall, P. (1990): "Using the Bootstrap to Estimate Mean Square Error and Select Smoothing Parameters in Non-parametric Problems", *Journal of Multivariate Analysis*, 32, 177-203.
- Harris, L. (1989): "S&P 500 Cash Stock Price Volatilities", *Journal of Finance*, 44, 1155-1175.
- Huisman, R., K. Koedijk, C. Kool and F. Palm (2001): "Tail-index Estimates in Small Samples", *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 208-216.
- Lina, C. and T. Kao (2008): "Multiple Structural Changes in the Tail Behavior: Evidence from Stock Index Futures Returns", *Nonlinear Analysis: Real World Applications*, 9, 1702-1713.
- Ryoo, H. and G. Smith (2004): "The Impact of Stock Index Futures on the Korean Stock Market", *Applied Financial Economics*, 14, 243-251.

(责任编辑:罗 滢)

① 美国 S&P500 指数针对成分股分红派息等行为,对指数进行调整,避免公司行为对指数的影响。

② 证监会从持仓规模、投资杠杆和交易策略等多方面对基金参与股指交易进行了限制。比如基金持有的买入股指期货合约价值不得超过基金资产净值的 10%,基金持有的卖出期货合约价值不得超过基金持有的股票总市值的 20%;基金持有的买入期货合约价值与有价证券市值之和不得超过基金资产净值的 95%(普通开放式基金)或 100%(ETF 基金、完全被动的指数基金和封闭式基金);基金在任何交易日内交易(不包括平仓)的股指期货合约的成交金额不得超过上一个交易日基金资产净值的 20%。

③ 世界主要期货市场的投资者都是以机构投资者为主,比如香港指数类衍生品交易市场,机构投资者交易量达到 77%,美国达到 80%,日本更达到 90%。