

## 数量化资产配置

2009 年 2 月 2 日

## 宏观经济周期与证券市场的趋势相关性研究

- **宏观经济与证券市场关联性研究海内外结果存在巨大差异。**宏观经济与证券市场存在关联性，已经成为被海外研究人员普遍接受的命题。研究结果普遍认为证券市场与各类宏观经济指标之间存在长期的协整关系，证券市场波动的解释最终要以宏观经济分析为基础。但是在我国这一命题的研究结论却存在很大争议。
- **差异的主要原因。**过往研究在两者关系上存在争议的主要原因在于：相比海外证券市场，无论是中国经济还是中国证券市场都属于发展期；我国已有的实证检验主要采用简单 OLS 线性回归、ARCH 和 GARCH 模型、Granger 因果检验、协整检验及 VAR 模型法，忽视了分析经济增长的不同阶段与证券市场的特定关联；从具体的数字中去捕捉作为纲领级的宏观经济和交易频繁波动剧烈的证券市场之间的关联性，显然存在较大困难等等。
- **我们的改进以及创新。**我们提出以下改进和创新方法对宏观经济与证券市场的相关性进行研究：第一，在诸多宏观经济变量中，选出与证券市场关系最为密切的指标作为测定经济周期的初始指标；第二，引入隐性变量对宏观经济状态和证券市场趋势进行合理划分；第三，改变单纯依靠具体数据来分析宏观经济与证券市场相关性的不足，依据对经济状态和市场状态的划分，分析状态之间的相互影响；第四，对模型进行进一步扩展，考察宏观周期与证券市场的相关性是否存在滞后效应。
- **参数估计结果：**第一，经过检验，我们认为，在诸多宏观经济变量中，广义货币供应周期与证券市场具有最强的关联度，并且货币供应周期变化有领先于证券市场变化的特征，最优的领先周期为 1 期；第二，在货币供应紧缩期 M2 的月平均增速大约为 1.2%，而在扩张期的月平均增速可达到 1.6%；证券市场处于下跌周期时，其月度平均跌幅为 2.29%，而在上涨周期，月度平均涨幅为 16.4%，上涨幅度的均值远远高于下跌幅度；第三，从转移概率来看，证券市场从下跌变为进一步下跌的概率为 95%，从上涨变为进一步上涨的概率为 60.5%，这表明，我国证券市场具有较强的惯性特征，而且这种惯性特征具有典型的非对称性。为了进一步考察我国证券市场牛熊状态的不对称情况，我们进一步计算了证券市场上涨和下跌周期的平均长度，上涨平均持续期为 2.5 个月，而下跌平均持续期为 20.5 个月。
- **模型实证效果：**为了更直观的考察货币政策与证券市场走势的相关性，我们利用前面参数估计的结果计算出任意时期状态转移的相关平滑概率分布情况，结果显示，我们构建的 SWARCH 模型准确把握了证券市场的趋势。2000 年 4 月至 2005 年 12 月，股市下跌的概率始终高企，而 2006 年至 2007 年 10 月，下跌概率大幅下降，甚至一度下降为零，这意味该模型也准确把握了市场上涨的趋势。2007 年 10 月开始，下跌概率再度高企，并始终维持在 1 的附近，表明对于此次大幅调整，模型也做出了较为精准的判断。
- **模型预测效果：**为了检验模型的预测效果，我们利用该模型对 2005 年 4 月至 2008 年 11 月证券市场运行趋势进行滚动 3 个月的预测，并将其与实际趋势进行比较，结果显示，我们模型预测结果与证券市场的实际运行趋势基本保持一致。结合海通证券研究所宏观分析师对未来一季度货币供应量的预测，我们的模型显示，2009 年上半年证券市场在趋势上仍难走出反转局势，但下行空间已经非常有限。

金融工程首席分析师

胡倩

电话：021-23219472  
Email: huqian@htsec.com

数量助理分析师

张峰

电话：021-23219370  
Email: zhangfeng@htsec.com

## 目 录

|                        |   |
|------------------------|---|
| 1. 宏观经济与证券市场的关联性 ..... | 2 |
| 1.1 海外相关研究结果 .....     | 2 |
| 1.2 国内相关研究结果 .....     | 2 |
| 1.3 差异分析及改进方法 .....    | 2 |
| 2. 模型的构建与参数的估计 .....   | 3 |
| 2.1 模型描述 .....         | 3 |
| 2.2 参数估计 .....         | 4 |
| 2.3 关于参数设定的统计检验 .....  | 6 |
| 3. 数据描述与实证结果分析 .....   | 7 |
| 3.1 数据描述 .....         | 7 |
| 3.2 参数估计结果 .....       | 7 |
| 3.3 模型实证效果 .....       | 8 |
| 3.4 预测效果 .....         | 9 |

## 1. 宏观经济与证券市场的关联性

### 1.1 海外相关研究结果

宏观经济与证券市场存在关联性，已经成为被海外研究人员普遍接受的命题。国外关于经济周期与证券市场收益率波动关系的研究主要有两个方面：一是从整体上分析两者之间的长期关联性；二是从每个经济周期内部分析两者的阶段关联性。整体上分析两者关系的研究主要集中于对其协整关系的检验，例如 Fama (1990) 对美国证券市场以及 Mukherjee 和 Naka (1995) 对日本证券市场的研究分别表明，美国和日本的证券价格与国民生产总值的增长率、长期和短期利率、通货膨胀率等国民经济运行状况指标之间存在长期的均衡关系；关于新兴证券市场，Kwon 和 Shan (1999)、Maysami 和 Koh (2000) 认为证券市场指数和某些宏观经济变量之间存在协整关系。Hamilton (1989) 与 French 和 Sichel (1993) 认为证券市场波动的解释最终要以宏观经济分析为基础，经济行为水平的波动是证券收益率波动的关键决定因素，当经济处于衰退期时，将引起股市收益率波动收缩。Campbell (1987) 和 Glosten, Jagannathan 和 Runkle (1993) 发现较高的短期利率将引导证券市场波动的较高预测。Attanasio (1991) 认为股息有助于预测证券市场波动性。另外 Engle 和 Rodrigues (1989) 还发现石油价格和货币供给是决定债券收益率条件方差的重要因素。Schwert (1989a, 1989b) 研究表明较高的短期利率水平有助于解释无风险债券和风险证券收益的较大差距，经济衰退期的证券价格的预测置信区间最宽。Hamilton 和 Lin (1996) 发现经济周期与股市收益率波动存在联动效应和溢出效应，并且这种联动和溢出与经济周期的具体阶段密切相关。

### 1.2 国内相关研究结果

与海外学者较为一致的结论不同，国内学者在这方面的研究结论存在较大分歧，主要观点大致可以分为两类：一是认为股票指数与宏观经济发展之间在短期波动模式上具有相关性，同时长期水平值间也具有均衡关系。例如，靳云汇、于存高(1998) 的研究表明，沪深两市股价指数能平均提前 8 个月反映我国经济周期 3 期的变化，我国股票市场已基本具备经济“晴雨表”的功能。周俊(1998)、张人骥(2000) 等认为自 1995 年以后中国股市价格的变动与 GDP 的增长在短期波动模式上具有负的相关关系。王德劲等(2001)、尚鹏岳和李胜宏(2002) 发现股票价格与某些经济因素之间具有显著的长期协整关系；二是认为中国股市波动与经济运行相关性微弱，甚至呈现背离态势。例如，王国刚(2000)、黄海燕(2004) 等的研究结论表明，我国股价指数与 GDP 走势出现了双向背离、股票市场波动与宏观经济呈现出关联度过低的状况。

### 1.3 差异分析及改进方法

证券市场作为国民经济的重要组成部分，在理论界一向被冠以国民经济“晴雨表”的称号。然而，在实证检验中，海内外结论却存在着巨大的差异，我们认为这其中的原因主要有以下几个方面：

- 第一、 相比海外证券市场，无论是中国经济还是中国证券市场都处于发展期，这期间必然存在异常波动，并且样本数也存在很大的局限。
- 第二、 我国已有的实证检验主要采用简单 OLS 线性回归、ARCH 和 GARCH 模型、Granger 因果检验、协整检验及 VAR 模型法，仅注重对样本区间内整体关联性的检验，忽视了分析经济增长的不同阶段与证券市场波动的特定关联，得出的结论不全面。
- 第三、 宏观经济作为反映一国国民经济发展的总体指标，受诸多因素的交互影响；而证券市场作为高流动资产的代

烈的证券市场之间的关联性，显然存在较大困难。我们认为，宏观经济作为证券市场发展的背景，其周期转换规律必然是证券市场发展不可摆脱和回避的前提。因此，从趋势上把握两者的关系才是可行和合理的研究方向。

- 第四、 尽管有学者已经采用动态方式将中国经济划分为“经济扩张期”和“经济收缩期”，并在具体的经济周期阶段中，考察 GDP 增长率和证券市场波动率之间的动态影响关系（丁志国，2007）。但是，具体的经济周期判断具有较强的主观性。
- 第五、 尽管 GDP 是刻画了一国经济发展的总量指标，但是在诸多的宏观经济变量中未必是与证券市场关系最密切的指标。

针对上述分析，我们提出以下改进和创新方法对宏观经济与证券市场的相关性进行研究。

- 第一、 在诸多宏观经济变量中，选出与证券市场关系最为密切的指标作为测定经济周期的初始指标。
- 第二、 引入隐性变量对宏观经济状态和证券市场趋势进行合理划分，前者划分为经济扩张期与经济衰退期；后者划分为证券市场上行期与证券市场下行期。
- 第三、 改变单纯依靠具体数据来分析宏观经济与证券市场相关性的不足，依据对经济状态和市场状态的划分，分析状态之间的相互影响。我们建立动态的 ARCH 模型（向量 SWARCH 模型），重点衡量经济周期转换与证券市场趋势变迁之间的相关性。
- 第四、 对模型进行进一步扩展，考察宏观周期与证券市场的相关性是否存在滞后效应。从而建立可以依据宏观经济变量对证券市场趋势进行把握的有效方法。

## 2. 模型的构建与参数的估计

在有关的宏观经济指标，我们测量了 GDP、货币供应量、汇率、利率、CPI、PPI 等诸多指标，结果表明货币供应量与资本市场的关系最为密切，因此，下文我们重点研究货币供应量  $m_2$  与证券市场在趋势上的相关关系。

### 2.1 模型描述

我们以  $y_t$  表示货币供应量  $m_2$  的月度增长率，定义货币供应周期为如下形式：

$$\begin{cases} y_t = z_t + \mu_{s_t^+} \\ z_t = \alpha_1 z_{t-1} + \alpha_2 z_{t-2} + \cdots + \alpha_q z_{t-q} + \sigma_{s_t^+} \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0,1) \end{cases} \quad (2.1.1)$$

这里  $(s_t^+)$  是一个 2 阶的不可观测的 Markov 链，用来描述当前时刻  $t$  广义货币供应量  $M_2$  所处的状态。  $s_t^+ = 1$  表示  $M_2$  增速处于收缩状态，  $s_t^+ = 2$  表示  $M_2$  增速处于高涨状态。

对于这样的模型，我们需要考察广义货币供应量  $M_2$  的增长率处于收缩和高涨状态的概率分布情况。为了研究的方便，我们定义模型的状态转移矩阵  $P = (p_{ij}^+)$  如下：

$$\text{Prob}(s_t^+ = j | s_{t-1}^+ = i, s_{t-2}^+ = k, \cdots) = \text{Prob}(s_t^+ = j | s_{t-1}^+ = i) = p_{ij}^+ \quad (2.1.2)$$

这里  $p_{ij}^*$  是未知的参数，用来描述  $M_2$  的增速在扩张和收缩之间转移的概率分布。

上面的方程模型描述了广义货币供应量  $M_2$  在宏观经济扩张和收缩状态时的状态转移情况。令  $r_t, t=1, 2, \dots, T$  表示海通综合指数的月增长率，满足如下的状态转移的 ARCH 模型（具体见 Hamilton 1996）：

$$\begin{cases} r_t - \delta_{s_t}^* = \phi_1(r_{t-1} - \delta_{s_{t-1}}^*) + \dots + \phi_{t-q}(r_{t-q} - \delta_{s_{t-q}}^*) + e_t \\ e_t = \sqrt{h_t} u_t \\ h_t = \xi + \xi_1 e_{t-1}^2 + \dots + \xi_m e_{t-m}^2 \end{cases} \quad (2.1.3)$$

这里， $u_t \sim N(0, 1)$ ， $s_t^*$  是一个 2 阶的不可观测的 Markov 链，表示当前时刻证券场所处的状态。 $s_t^* = 1$  表示海通综指的收益率处于下跌的状态， $s_t^* = 2$  表示海通综指的收益率处于上涨的状态。

同样地，我们定义证券市场收益率的状态转移矩阵  $P = (p_{ij}^*)$  如下：

$$\text{Pr ob}(s_t^* = j | s_{t-1}^* = i, s_{t-2}^* = k, \dots) = \text{Pr ob}(s_t^* = j | s_{t-1}^* = i) = p_{ij}^* \quad (2.1.4)$$

这里  $p_{ij}^*$  是未知的参数，描述证券市场收益率受宏观经济的影响在上涨和下跌之间转移的概率分布情况。

在下面的实证过程中，为了参数估计的方便，我们取  $q = m = 1$ 。则上面的两个发展模型可以合并写成下面的向量形式：

$$\begin{cases} x_t = \begin{pmatrix} \mu_{s_t^*} - \alpha_1 \mu_{s_{t-1}^*} \\ \delta_{s_t^*} - \phi_1 \delta_{s_{t-1}^*} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1, 0 \\ 0, \phi_1 \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} \sigma_{s_t^*}, 0 \\ 0, \sqrt{h_t} \end{pmatrix} w_t \\ h_t = \xi + \xi_1 e_{t-1}^2 \end{cases} \quad (2.1.5)$$

其中，二维向量  $x_t \triangleq (y_t, r_t)'$ ， $w_t \sim N(0, I)$ ， $I$  为 2 阶单位方阵，并且

$$e_{t-1} = r_{t-1} - \delta_{s_{t-1}}^* - \phi_1(r_{t-2} - \delta_{s_{t-2}}^*) \quad (2.1.6)$$

对于上面的向量型 Markov 机制状态转移的 ARCH 模型，关键在于确定两组隐 Markov 过程 ( $s_t^*$ ) 与 ( $s_t^\dagger$ ) 之间状态转移的分布关系，在时刻  $t$ ，模型 (2.1.5) 的确定涉及 5 个状态变量 ( $s_t^\dagger, s_{t-1}^\dagger, s_t^*, s_{t-1}^*, s_{t-2}^*$ )，为了简化模型参数的设定和估计，我们考虑下面的四个模型假设： $M_2$  增长率的状态转移独立于证券市场收益率的状态转移（模型 A）； $M_2$  增长率的状态转移同步于证券市场收益率的状态转移（模型 B）； $M_2$  增长率的状态转移领先证券市场收益率的状态转移一期（模型 C）； $M_2$  的状态转移领先证券市场的状态转移两期（模型 D）。

## 2.2 参数估计

我们选取 1997 年 12 月至 2008 年 11 月的广义货币供应量  $M_2$  的月增长率和海通综合指数月收益率的时间序列观察值（实证中我们所使用的数据为该观察值乘以 10）来构造模型的对数似然函数，并且使用极大似然方法来估计上面的向量 SWARCH 模型方程 (2.1.5) 中的各参数，这里我们仅以模型假设 C 为例来作一介绍：在模型 C 的假设下，模型方程中各参数向量的设置如下表 1 所示：

表 1 模型 C 的假设下状态变量参数的设定

| $S_t$ | $\theta_{s_t}$                                                                     | $L_{t,s_t}$                                                        | $e_{t-1,s_t}$                                     |
|-------|------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------|
| 1     | $\begin{pmatrix} (1-\alpha_1)\mu_1 \\ (1-\phi_1)\delta_1 \end{pmatrix}$            | $\begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{1,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_1 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_1)$ |
| 2     | $\begin{pmatrix} \mu_2 - \alpha_1\mu_1 \\ (1-\phi_1)\delta_1 \end{pmatrix}$        | $\begin{pmatrix} \sigma_2 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{1,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_1 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_1)$ |
| 3     | $\begin{pmatrix} \mu_1 - \alpha_1\mu_2 \\ \delta_2 - \phi_1\delta_1 \end{pmatrix}$ | $\begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{1,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_1 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_1)$ |
| 4     | $\begin{pmatrix} (1-\alpha_1)\mu_2 \\ \delta_2 - \phi_1\delta_1 \end{pmatrix}$     | $\begin{pmatrix} \sigma_2 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{1,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_1 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_1)$ |
| 5     | $\begin{pmatrix} (1-\alpha_1)\mu_1 \\ \delta_1 - \phi_1\delta_2 \end{pmatrix}$     | $\begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_2 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_1)$ |
| 6     | $\begin{pmatrix} \mu_2 - \alpha_1\mu_1 \\ \delta_1 - \phi_1\delta_2 \end{pmatrix}$ | $\begin{pmatrix} \sigma_2 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_2 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_1)$ |
| 7     | $\begin{pmatrix} \mu_1 - \alpha_1\mu_2 \\ (1-\phi_1)\delta_2 \end{pmatrix}$        | $\begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_2 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_1)$ |
| 8     | $\begin{pmatrix} (1-\alpha_1)\mu_2 \\ (1-\phi_1)\delta_2 \end{pmatrix}$            | $\begin{pmatrix} \sigma_2 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_2 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_1)$ |
| 9     | $\begin{pmatrix} (1-\alpha_1)\mu_1 \\ (1-\phi_1)\delta_1 \end{pmatrix}$            | $\begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{3,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_1 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_2)$ |
| 10    | $\begin{pmatrix} \mu_2 - \alpha_1\mu_1 \\ (1-\phi_1)\delta_1 \end{pmatrix}$        | $\begin{pmatrix} \sigma_2 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{3,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_1 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_2)$ |
| 11    | $\begin{pmatrix} \mu_1 - \alpha_1\mu_2 \\ \delta_2 - \phi_1\delta_1 \end{pmatrix}$ | $\begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{3,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_1 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_2)$ |
| 12    | $\begin{pmatrix} (1-\alpha_1)\mu_2 \\ \delta_2 - \phi_1\delta_1 \end{pmatrix}$     | $\begin{pmatrix} \sigma_2 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{3,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_1 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_2)$ |
| 13    | $\begin{pmatrix} (1-\alpha_1)\mu_1 \\ \delta_1 - \phi_1\delta_2 \end{pmatrix}$     | $\begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{4,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_2 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_2)$ |
| 14    | $\begin{pmatrix} \mu_2 - \alpha_1\mu_1 \\ \delta_1 - \phi_1\delta_2 \end{pmatrix}$ | $\begin{pmatrix} \sigma_2 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{4,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_2 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_2)$ |
| 15    | $\begin{pmatrix} \mu_1 - \alpha_1\mu_2 \\ (1-\phi_1)\delta_2 \end{pmatrix}$        | $\begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{4,t}} \end{pmatrix}$ | $r_{t-1} - \delta_2 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_2)$ |

$$16 \quad \begin{pmatrix} (1-\alpha_1)\mu_2 \\ (1-\phi_1)\delta_2 \end{pmatrix} \quad \begin{pmatrix} \sigma_2 & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{4,t}} \end{pmatrix} \quad r_{t-1} - \delta_2 - \phi_1(r_{t-2} - \delta_2)$$

资料来源：海通证券研究所

其中  $\theta_{s_t}$  ,  $L_{t,s_t}$  及  $e_{t-1,s_t}$  分别是模型 (2.1.5) 中对应的参数向量, 并且

$$h_{s_t,t} = \xi + \xi_1 e_{t-1,s_t}^2 \quad (2.2.1)$$

设广义货币供应量  $M_2$  的 (月) 增长率  $y_t$  和海通综合指数的 (月) 收益率  $r_t$  的联合条件密度满足如下二维正态分布形式:

$$f(x_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-q}, s_t) = (2\pi)^{-1} |L_{t,s_t}|^{-1} \exp[-\frac{1}{2} \eta_{t,s_t}' \eta_{t,s_t}] \quad (2.2.2)$$

这里二维向量  $\eta_{t,s_t} = L_{t,s_t}^{-1} [x_t - \theta_{s_t} - \phi_1 x_{t-1}]$ , 各参数的设置如上表中所示。给定了联合条件密度和 Markov 状态转移矩阵  $P$ , 根据广义货币供应量  $M_2$  的增长率  $y_t$  和海通综指收益率  $r_t$  的向量时间序列观测值, 并且利用 Hamilton (1994) 中的方法, 我们可以迭代计算出模型观测数据的对数似然函数:

$$L = \sum_{t=1}^T \log f(x_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-q}, \gamma) \quad (2.2.3)$$

这里  $\gamma$  是模型中各未知参数变量组成的向量。具体的计算方法如下:

$$\text{记 } \eta_t = \begin{bmatrix} f(x_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1, s_t = 1, \gamma) \\ f(x_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1, s_t = 2, \gamma) \\ \vdots \\ f(x_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1, s_t = N, \gamma) \end{bmatrix}, \text{ 令 } P(s_t = i | x_t, x_{t-1}, \dots, x_1, \gamma) \text{ 表示基}$$

于所有至时刻  $t$  的可观测信息和参数  $\gamma$  对状态变量  $s_t = i$  的推断概率, 将状态变量各种取值概率构成一列向量记为  $\hat{\xi}_{t|t}$ 。同样  $P(s_t = i | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1, \gamma)$  表示基于所有至时刻  $t-1$  的可观测信息和参数  $\gamma$  对状态变量  $s_t = i$  的推断概率, 记为  $\hat{\xi}_{t|t-1}$ 。则利用贝叶斯公式和全概率公式容易推导出下面的迭代公式:

$$\begin{cases} \hat{\xi}_{t+1|t} = P \cdot \hat{\xi}_{t|t} \\ \hat{\xi}_{t|t} = \frac{(\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t)}{1'(\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t)}, \quad \hat{\xi}_{1|0} = \pi \triangleq (A'A)^{-1} A'e_{N+1}, \quad A = \begin{bmatrix} I_N - P \\ 1' \end{bmatrix} \end{cases} \quad (2.2.4)$$

其中, 符号  $\odot$  表示两个向量之间对应分量的点乘,  $e_{N+1}$  表示单位阵  $I_{N+1}$  的第  $(N+1)$  列。关于这些公式的具体推导可参见 Hamilton (1994)。

## 2.3 关于参数设定的统计检验

基于 2 维变量  $x_t = (y_t, r_t)'$  的  $T$  期观测值, 我们要估计  $(K \times 1)$  维的参数向量  $\gamma$ , 这里我们的目的就是要寻找参数向量  $\hat{\gamma}$  使得下式成立:

$$\sum_{t=1}^T \log f(x_t | x_{t-1}, \dots, x_{t-q}; \hat{\gamma}) = \max_{\gamma} \sum_{t=1}^T \log f(x_t | x_{t-1}, \dots, x_{t-q}; \gamma) \quad (2.3.1)$$

我们定义对数条件密度函数关于参数向量  $\hat{\gamma}$  的一阶导数如下:

$$h_t(\hat{\gamma}) = \frac{\partial \log f(x_t | x_{t-1}, \dots, x_{t-q}; \gamma)}{\partial \gamma} \Big|_{\gamma=\hat{\gamma}} \quad (2.3.2)$$

则根据 Berndt, Hall 和 Hamilton (1974) 的方法从模型似然估计的信息矩阵角度得到参数在约束条件下估计值的标准差。令

$$\hat{\Theta} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [h_t(\hat{\gamma})] \cdot [h_t(\hat{\gamma})]' \quad (2.3.3)$$

那么就可以得到如下的估计参数的渐进分布形式：

$$(\hat{\gamma} - \gamma) \sim N(0, \frac{1}{T} \hat{\Theta}^{-1}) \quad (2.3.4)$$

根据上面的公式, 我们可以计算出各模型估计参数的标准差。利用  $\gamma$  统计检验方法, 我们可以得到在 5% 的置信区间内, 上述 SWARCH 模型中各估计参数是统计显著的。

前面我们已经介绍了 Markov 机制转换模型的设定和参数估计问题, 这里我们利用第二部分中得到的模型及相关参数的估计, 对可观测实际变量进行预测以及相关状态变量的判断问题。

### 3. 数据描述与实证结果分析

#### 3.1 数据描述

我们从万德数据库中提取广义货币供应量 M2 自 1997 年 12 月至 2008 年 11 月的月度数据, 计算 M2 月度增长率; 从海通数据库中提取涵盖沪深两市的海通综指自 1997 年 12 月至 2008 年 11 月的月度数据作为样本, 计算指数的相关月度收益率。

#### 3.2 参数估计结果

我们利用自己编写的遗传算法寻优程序, 由极大似然函数法估算出模型的未知参数向量  $\gamma$ , 则可以得到各模型中未知参数的估计值如下表所示。

表 2 各模型中未知参数的极大似然估计 (括号中数值为模型各估计参数的标准差)

| 模型参数       | 模型 A                 | 模型 B                 | 模型 C                 | 模型 D                 |
|------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $\mu_1$    | 0.0859<br>(0.07211)  | 0.0941<br>(0.08899)  | 0.121<br>(0.06856)   | 0.124<br>(0.1801)    |
| $\mu_2$    | 0.141<br>(0.03505)   | 0.144<br>(0.02603)   | 0.161<br>(0.05359)   | 0.174<br>(0.03565)   |
| $\alpha_1$ | -0.248<br>(0.02318)  | -0.128<br>(0.017847) | -0.148<br>(0.03148)  | -0.135<br>(0.02323)  |
| $\sigma_1$ | 0.0331<br>(0.01544)  | 0.0351<br>(0.01299)  | 0.0781<br>(0.01458)  | 0.077<br>(0.01364)   |
| $\sigma_2$ | 0.0865<br>(0.0322)   | 0.0778<br>(0.005092) | 0.0707<br>(0.01356)  | 0.122<br>(0.01040)   |
| $p_{11}^+$ | 0.0423<br>(0.003210) | 0.869<br>(0.002207)  | 0.952<br>(0.005366)  | 0.9745<br>(0.009296) |
| $p_{22}^+$ | 0.630<br>(0.005322)  | 0.720<br>(0.001613)  | 0.605<br>(0.002247)  | 0.0223<br>(0.004130) |
| $\delta_1$ | -0.226<br>(0.0200)   | -0.149<br>(0.05361)  | -0.229<br>(0.07691)  | -0.137<br>(0.0236)   |
| $\delta_2$ | 1.61<br>(0.03703)    | 1.33<br>(0.04478)    | 1.64<br>(0.04431)    | 1.454<br>(0.04402)   |
| $p_{11}^*$ | 0.955<br>(0.004561)  | ---                  | ---                  | ---                  |
| $p_{22}^*$ | 0.636<br>(0.003210)  | ---                  | ---                  | ---                  |
| $\phi$     | -0.119<br>(0.004507) | -0.121<br>(0.005881) | -0.131<br>(0.00220)  | -0.121<br>(0.004363) |
| $\xi$      | 0.516<br>(0.002355)  | 0.382<br>(0.002487)  | 0.504<br>(0.00249)   | 0.401<br>(0.003582)  |
| $\xi_1$    | 0.0601<br>(0.03720)  | 0.0736<br>(0.002079) | 0.0580<br>(0.000364) | 0.597<br>(0.003199)  |

|       |        |        |        |        |
|-------|--------|--------|--------|--------|
| 参数个数  | 14     | 12     | 12     | 12     |
| 对数似然值 | -20.18 | -18.25 | -17.44 | -23.23 |

资料来源：海通证券研究所

注：均值的参数估计为十分数。

我们分别设定了 4 种模型检验货币供应周期与证券市场的关联。在模型 A 的假设下，货币供应周期与证券市场趋势完全没有关系，相互独立。而在模型 B、C 和 D 的假设下货币周期均与证券市场存在着一定的关联度。

在不同的模型假设下，参数结果存在较大差异。由上表中参数估计的结果可以看出，在模型 C 设定下最大对数似然值为-17.44，优于模型 A、模型 B 和模型 D 的最大对数似然值，这说明货币供应周期变化有领先于证券市场变化的特征，而且最优的领先周期为 1 期，这为我们利用货币供应量的变化来预测证券市场走势提供了有效依据。后文中，我们将主要以模型 C 为例作相关的统计检验并进行有关分析说明。

在货币供应周期变化领先证券市场走势 1 期的假设下，通过表 2 我们可以得出以下结论：

第一、M2 在货币供应紧缩期的月平均增速大约为 1.2%，而在货币供应扩张期的月平均增速可达到 1.6%。对于货币供应量而言，在不同的周期中其货币供应的波动率并没有明显的区别。

第二、证券市场处于下跌周期时，其月度平均跌幅为 2.29%，而在证券市场上涨周期，月度平均涨幅为 16.4%。上涨幅度的均值远远高于下跌幅度。

第三、从转移概率来看，证券市场从下跌变为进一步下跌的概率为 95%，这同时表明从下跌变为上涨的概率仅 5%；证券市场从上涨变为进一步上涨的概率为 60.5%，这同时表明从上涨变为下跌的概率为 39.5%。上述实证数据表明，从整体上而言，我国证券市场具有较强的惯性特征，但是这种惯性特征具有典型的非对称性，即，相比上涨状态，下跌状态可能惯性更强，持续时间更长。

为了进一步考察我国证券市场牛熊状态的不对称情况，我们进一步计算了证券市场上涨和下跌周期的平均长度。根据表 1 中关于模型 B 中的极大似然估计参数值，我们可以得到关于模型参数的解释。首先，状态 1 即股市下跌的平均持续期为  $1/(1-p_{11}^*) = 20.5$  个月，当期下跌的月平均百分比幅度为  $-2.29 - 0.131 \times$  上一期的指数跌幅；而状态 2 即股市上涨的平均持续期为  $1/(1-p_{22}^*) = 2.5$  个月，当期上涨的月平均百分比幅度为  $16.4 - 0.131 \times$  上一期的指数涨跌幅。我国证券市场下跌的持续时间要远远大于上涨的持续时间。

### 3.3 模型实证效果

为了更直观的考察货币政策与证券市场走势的相关性，我们利用前面模型参数估计的结果计算出任意时期状态转移的相关平滑概率分布情况，比如我们可以计算任意时期  $t$  股市处于下跌状态的概率分布如下。具体算法如下：

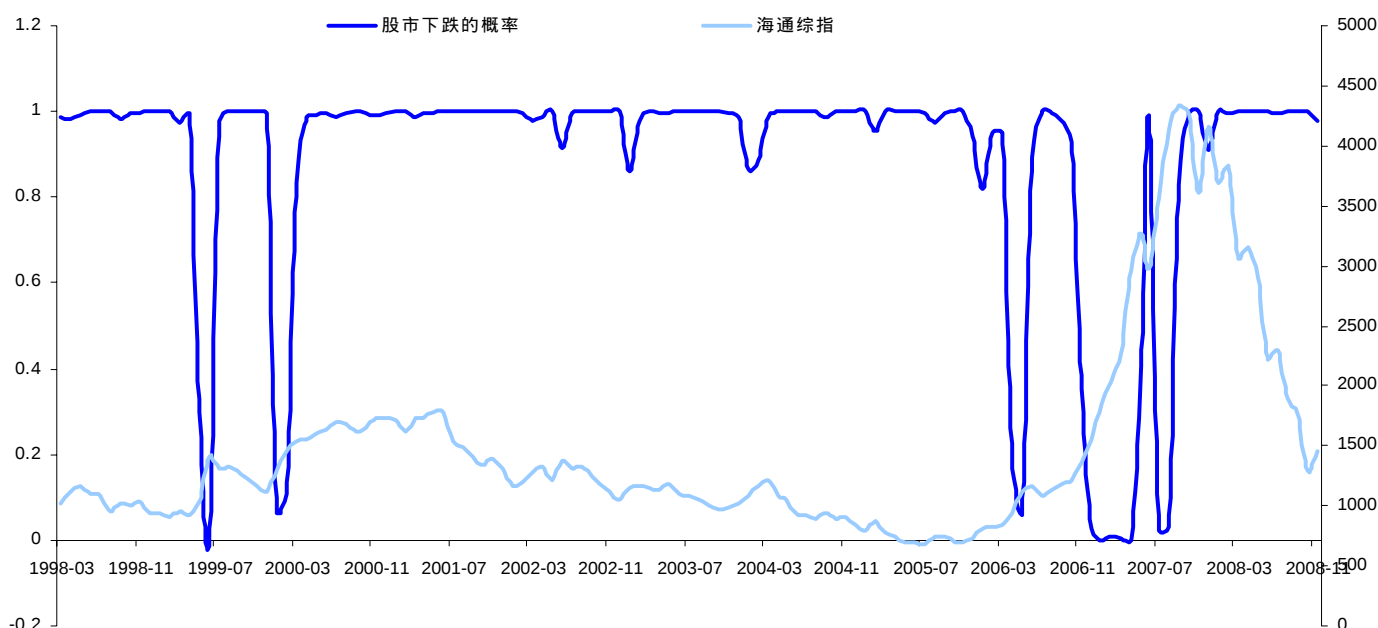
根据前面部分的解释，当  $t > \tau$  时， $\hat{\xi}_{t|\tau}$  表示基于前期信息  $\mathcal{I}_\tau$  对状态变量  $s_t$  取值概率的向后预测，当  $t < \tau$  时，则称  $\hat{\xi}_{t|\tau}$  为基于整体信息  $\mathcal{I}_\tau$  对状态变量  $s_t$  取值的向前平滑概率推断。简单地说，当  $t > \tau$  时， $\hat{\xi}_{t|\tau}$  为统计上的外推预测，当  $t < \tau$  时， $\hat{\xi}_{t|\tau}$  为内插预测。根据模型估计的结果对实际可观测变量所处状态的判断和识别需要用到平滑概率推断  $\hat{\xi}_{t|T}$  ( $t < T$ )。

状态变量平滑概率推断的算法是 Kim (1993) 提出的，其计算公式为：

$$\hat{\xi}_{t|T} = \hat{\xi}_{t|\tau} \odot \left\{ P' \cdot \left[ \hat{\xi}_{t+1|T} (\div) \hat{\xi}_{t+1|\tau} \right] \right\} \quad (3.3.1)$$

这里符号  $(\div)$  表示两个向量之间对应分量的点除法，迭代式(3.3.1) 的起点  $\hat{\xi}_{T|T}$  根据第一部分中公式(2.2.4)迭代得到。

图 1 市场下跌概率与实际走势对比图



资料来源：海通证券研究所

图 1 表明，我们构建的 SWARCH 模型准确把握了证券市场的趋势。2000 年 4 月至 2005 年 12 月，股市下跌的概率始终高企，意味着我们的转移模型基本把握住了漫长的 5 年熊市。此后 2006 年至 2007 年 10 月，除少数月份，下跌概率大幅下降，甚至在 2006 年底和 2007 年上半年一度下降为零，这意味该模型也准确把握了市场上涨的趋势。2007 年 10 月开始，下跌概率再度高企，并始终维持在 1 的附近，表明对于此次大幅调整，模型也做出了较为精准的判断。

### 3.4 预测效果

实证结果表明，我们构建的向量 SWARCH 模型较好的把握了货币供应周期与证券市场之间的趋势及其转移状况，为了检验模型的预测效果，我们利用该模型计算预测数据，并将其与实际趋势进行比较，来衡量预测效果：

令  $\psi_t = (x_t, x_{t-1}, \dots, x_1)$  表示从初始时刻到当前时刻  $t$  所有的可观测信息，则有

$$E(x_{t+1} | \psi_t; \gamma) = \sum_{i=1}^N P(s_{t+1} = i | \psi_t; \gamma) E(x_{t+1} | s_{t+1} = i, \psi_t; \gamma) \quad (3.4.1)$$

而根据模型(2.1.5)，有

$$\begin{cases} E(y_{t+1} | s_{t+1} = i, \psi_t; \gamma) = \left[ \mu_{s_{t+1}}^* + \alpha_1 (y_t - \mu_{s_t}^*) \right]_{s_{t+1}=i} \\ E(r_{t+1} | s_{t+1} = i, \psi_t; \gamma) = \left[ \delta_{s_{t+1}}^* + \phi_1 (r_t - \delta_{s_t}^*) \right]_{s_{t+1}=i} \end{cases} \quad (3.4.2)$$

将  $s_{t+1}$  取不同值时的预测值  $E(y_{t+1} | s_{t+1} = i, \psi_t; \gamma)$  和  $E(r_{t+1} | s_{t+1} = i, \psi_t; \gamma)$  组成的列向量分别记为  $h_t^y$  和  $h_t^r$ ，则  $y_{t+1}$  和  $r_{t+1}$  仅基于信息  $\psi_t$  及模型参数的预测形式可以写成：

$$\begin{cases} E(y_{t+1} | \psi_t; \gamma) = (h_t^y)' \hat{\xi}_{t+1|t} \\ E(r_{t+1} | \psi_t; \gamma) = (h_t^r)' \hat{\xi}_{t+1|t} \end{cases} \quad (3.4.3)$$

公式 (3.4.3) 就是根据模型样本数据以及模型估计参数，对可观测实际变量的后推一期预测的公式。如果需要基于时刻  $t$  的信息  $\psi_t$  对以后  $m$  期的可观测数据进行预测，

则我们可以得到  $t+m$  时刻状态变量取值概率的预测为：

$$\hat{\xi}_{t+m|t} = P^m \cdot \hat{\xi}_{t|t} \quad (3.4.4)$$

这样就有：

$$\begin{cases} E(y_{t+m} | \psi_t; \gamma) = (h_{t+m-1}^y)' \hat{\xi}_{t+m|t} \\ E(r_{t+m} | \psi_t; \gamma) = (h_{t+m-1}^r)' \hat{\xi}_{t+m|t} \end{cases} \quad (3.4.5)$$

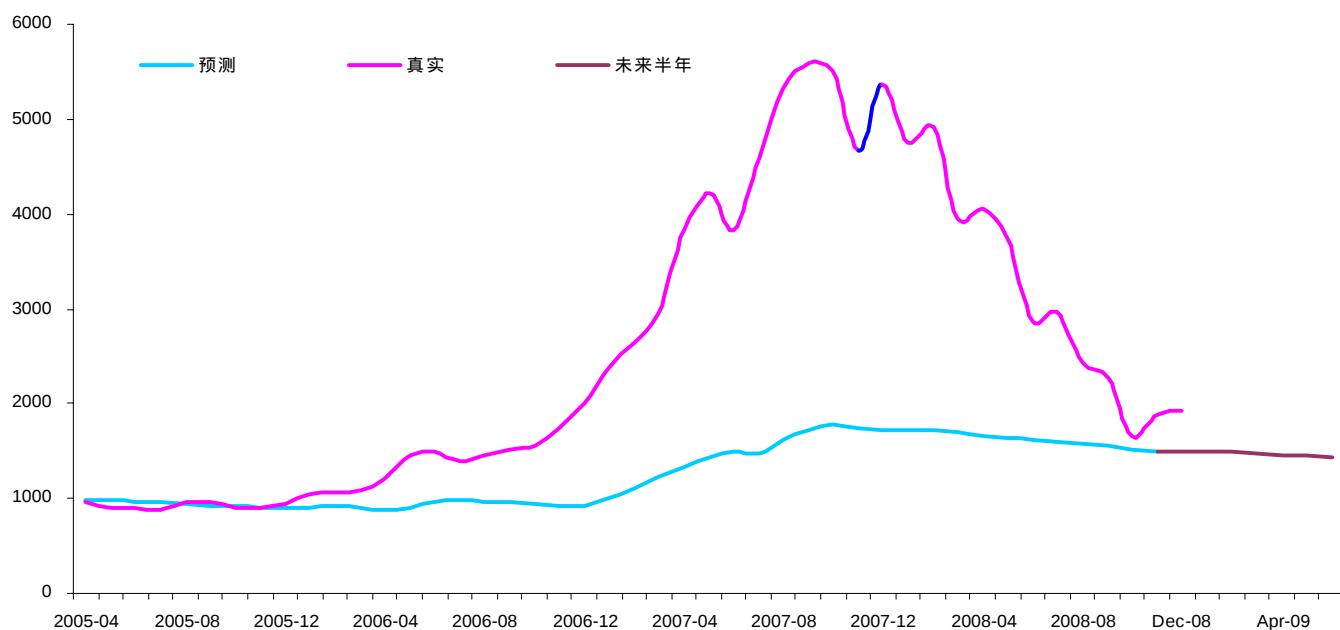
这里需要注意,公式(3.4.5) 中  $h_{t+m-1}^y$  及  $h_{t+m-1}^r$  所用到的可观测变量  $y_{t+m-1}$  和  $r_{t+m-1}$  将不再是实际的观测值,而是依此替代方式逐步预测而得到的预测值,这会在一定程度上削弱预测的效果和准确度。

为了保证对证券市场趋势预测的准确度,在实际的预测过程中,我们采用更为苛刻的方式,滚动预测未来 3 个月的证券市场趋势,即对于历史的宏观数据,我们采用实际观察值(或者我们假设对未来一段时间宏观经济数据的变化有比较准确的把握),这表示我们在已知当期宏观经济状况条件下,对下期股市趋势的状况(上涨、下跌)作出判断,而对后续两期的数据,则宏观数据采用模型计算结果,并由此再进一步推导证券市场趋势(即(3.4.5)式中取  $m=3$ )。下图中,我们根据前面模型 C 的实证结果,利用公式(3.4.5)中第二个式子,对 2005 年 4 月至 2008 年 11 月股市运行趋势进行滚动 3 个月的预测。

结果表明,利用我们建立的向量型 SWARCH 模型比较准确地预测了未来三个月证券市场运行的大致趋势。

基于该模型良好的预测效果,我们根据海通证券研究所宏观分析师对未来一季度  $M_2$  走势的判断,建立未来证券市场的走势判断(下图红线部分)。根据宏观经济分析师对 2009 年一季度  $M_2$  增长率的预测结果(即一季度同比增长率平均在 15.8% 的水平),我们得到了未来半年 A 股市场走势的预测情况(下图中红线部分)。结果显示,在海通证券研究所宏观经济分析师对未来货币供应周期谨慎乐观的预测下,2009 年上半年,证券市场将仍然处于底部盘整的过程,趋势扭转尚不具备足够条件,但下跌空间已经非常有限。当然,如果预测未来货币供应周期进一步放松,则有可能扭转当前下跌的状态,我们将密切跟踪货币供应量的实际情况,及时调整预测结果。

图 2 预测效果



资料来源：海通证券研究所

## 海通证券股份有限公司研究所

汪异明  
所长  
(021) 63411619  
wangym@htsec.com

高道德  
副所长  
(021) 63411586  
gaodd@htsec.com

路 颖  
所长助理 批发和零售贸易行业首席分析师  
(021) 23219403  
luying@htsec.com

陈 露  
所长助理 宏观经济首席分析师  
(021) 23219435  
chenl@htsec.com

陈美凤  
计算机及通信行业首席分析师  
(021) 23219409  
chenmf@htsec.com

江孔亮  
建筑工程行业首席分析师  
(021) 23219422  
kljiang@htsec.com

丁 频  
农业及食品饮料行业首席分析师  
(021) 23219405  
dingpin@htsec.com

叶志刚  
机械行业首席分析师  
(021) 23219399  
yezg@htsec.com

詹文辉  
电力设备行业首席分析师  
(021) 23219412  
zhanwh@htsec.com

韩振国  
煤炭行业核心分析师  
(021) 23219400  
zghan@htsec.com

邓 勇  
石化及基础化工行业核心分析师  
(021) 23219404  
dengyong@htsec.com

龙 华  
机械行业核心分析师  
(021) 23219411  
longh@htsec.com

钮宇鸣  
港口及水运行业核心分析师  
(021) 23219420  
ymniu@htsec.com

邱春城  
电子元器件行业核心分析师  
(021) 23219413  
qiucc@htsec.com

邱志承  
金融行业核心分析师  
(021) 23219396  
qiuzc@htsec.com

刘 金  
基础化工行业高级分析师  
(021) 23219421  
liujin@htsec.com

谢 盐  
证券信托行业高级分析师  
(021) 23219436  
xiey@htsec.com

马 婴  
航空及机场行业高级分析师  
(021) 23219408  
maying@htsec.com

王友红  
化学制药及生物制药行业高级分析师  
(021) 23219407  
wangyh@htsec.com

李冠宇  
计算机行业分析师  
(021) 23219414  
ligy @htsec.com

杨红杰  
有色金属行业分析师  
(021) 23219406  
yanghj@htsec.com

刘彦奇  
钢铁行业分析师  
(021) 23219391  
liuyq@htsec.com

汪 盛  
批发和零售贸易行业分析师  
(021) 23219390  
wangs@htsec.com

叶琳菲  
传媒行业分析师  
(021) 23219397  
yelf@htsec.com

周 睿  
医药行业分析师  
(021) 23219416  
zhour@htsec.com

范坤祥  
金融行业分析师  
(021) 23219382  
fankx@htsec.com

潘洪文  
保险行业分析师  
(021) 23219389  
panhw@htsec.com

帅 虎  
房地产行业分析师  
(021) 23219401  
shuaih@htsec.com

赵晨曦  
汽车行业分析师  
(021) 23219473  
zhaocx@htsec.com

王茹远  
互联网行业分析师  
(021) 23219474  
wangry@htsec.com

曹小飞  
化工小组助理分析师  
(021) 23219267  
caoxf@htsec.com

陈子仪  
TMT 小组助理分析师  
(021) 23219244  
chenzy@htsec.com

郭世凯  
消费小组助理分析师  
(021) 23219269  
guosk@htsec.com

李 畅  
机械小组助理分析师  
(021) 23219268  
lich@htsec.com

潘 鹤  
消费小组助理分析师  
(021) 23219423  
panh@htsec.com

蒲世林  
建筑建材及建筑工程小组助理分析师  
(021) 23219054  
pusl@htsec.com

钱列飞  
交通运输小组助理分析师  
(021) 23219104  
qianlf@htsec.com

舒 灏  
机械小组助理分析师  
(021) 23219171  
shuh@htsec.com

张 浩  
电力及电力设备小组助理分析师  
(021) 23219383  
zhangh@htsec.com

李明亮  
宏观经济核心分析师  
(021) 23219434  
lml@htsec.com

汪 辉  
宏观经济高级分析师  
(021) 23219432  
wanghui@htsec.com

陈峥嵘  
宏观经济高级分析师  
(021) 23219433  
zrchen@htsec.com

陈 勇  
宏观经济高级分析师  
(021) 23219438  
chenyong@htsec.com

刘铁军  
产业经济高级分析师  
(021) 23219394  
liutj@htsec.com

于建国  
宏观经济高级分析师  
(021) 23219431  
yujg@htsec.com

陈久红  
策略核心分析师  
(021) 23219393  
chenjiuhong@htsec.com

单 磊  
策略高级分析师  
(021) 23219428  
shanl@htsec.com

吴一萍  
策略高级分析师  
(021) 23219387  
wuyiping@htsec.com

张冬云  
策略高级分析师  
(021) 23219442  
zhangdy@htsec.com

黄泽丰  
策略分析师  
(021) 23219440  
huangzf@htsec.com

娄 静  
基金首席分析师  
(021) 23219450  
loujing@htsec.com

胡 倩  
估值首席分析师  
(021) 23219472  
huqian@htsec.com

姜金香  
固定收益高级分析师  
(021) 23219445  
jiangjx@htsec.com

雍志强  
期货高级分析师  
(021) 23219424  
zqyong@htsec.com

单开佳  
基金高级分析师  
(021) 23219448  
shankj@htsec.com

周 健  
衍生产品分析师  
(021) 23219444  
zhouj@htsec.com

吴先兴  
定量分析师  
(021) 23219449  
wuxx@htsec.com

丁鲁明  
固定收益及衍生产品助理分析师  
(021) 23219068  
dinglm@htsec.com

张峰  
数量助理分析师  
(021) 23219370  
zhangfeng@htsec.com

贺振华  
机构客户部经理 核心销售经理  
(021) 23219381  
hzh@htsec.com

潘春晖  
核心销售经理  
(021) 23219374  
panch@htsec.com

高 溱  
高级销售经理  
(021) 23219386  
gaoqin@htsec.com

孙 俊  
高级销售经理  
(021) 23219454  
sunj@htsec.com

胡雪梅  
销售经理  
(021) 23219385  
huxm@htsec.com

季唯佳  
销售经理  
(021) 23219384  
jiwj@htsec.com

黄 毓  
销售经理  
(021) 23219410  
huangyu@htsec.com

毛芝龙  
销售经理  
(021) 23219373  
maoyl@htsec.com

申林英  
销售经理  
(021) 23219415  
shenly@htsec.com

海通证券股份有限公司研究所  
地址：上海市黄浦区广东路 689 号海通证券大厦 13 楼  
电话：(021) 23219381  
传真：(021) 23219392  
网址：www.htsec.com