

中国沪深股市收益率和波动性的实证分析

刘金全 崔畅*

摘要 沪市和深市股票收益率和波动性之间具有相互作用和相互影响,存在股价变化和走势之间的互动作用和示范效应。我们发现两市收益率序列之间具有长期协整关系,这说明它们存在类似的长期趋势成分;它们的短期误差修正系数存在一定的差异,这说明它们具有相异的短期波动模式;我们利用GARCH模型等非对称性方法发现两市之间存在显著的波动“溢出效应”和“杠杆效应”,这说明两市资金的流动性约束较低,投资主体的相关性较强,两市收益率和波动性之间具有一定程度的整合性。

关键词 股票指数, 收益率, 波动性

由于我国的股票市场仍然处于快速成长时期,发展过程中已经积累了一定程度的泡沫成分,体现出一定程度的市场波动性(volatility),并出现了市场不确定性因素增多和市场风险性程度加剧的趋势(Bailey, 1994)。但是,目前对于中国股票市场的动态分析和系统分析还不够完善,尤其缺乏对于市场投资主体行为和风险特征的判断,已有的一些研究所分析的样本区间较短(Song, Liu 和 Peter, 1998),因此得到的实证结论尚不充分,同时也缺乏必要的统计稳健性。另外,随着目前对于股票市场波动性和风险性研究的深入进展,有必要将股票市场的波动性和相关性同股票市场的风险度量 and 风险管理联系起来(Jorion, 1997)。由于一般资产收益率序列具有非正态分布性质,经常体现出非对称性(asymmetry)、高峰(high peaks)和宽尾(fat tailed)等典型化特征(Mittnik 和 Rachev, 1993),因此大量描述收益率条件分布的研究集中在条件均值过程和条件方差的聚类性等方面上,并且定量刻画了波动性的非对称反应机制(Campbell 和 Hentschel, 1992),也有的研究对波动性(风险性)的形成方式和来源进行了分解(Wu, 2001)等。应该说这些研究都具有明确的针对性,对于分析发育中的股票市场的风险机制和运行机制是十分重要的,使用这些方法得到的实证结论,对于分析我国股票市场行为和特征具有相当重要的参考价值。

为此,本文将主要对上海股票市场和深圳股票市场截止到2001年6月的两市关联性、股票收益率以及波动性等问题进行动态分析和实证检验。我们首先分析股票收益率序列之间的协整关系(co-integration relation),判断两市收益率水平之间是否存在长期均衡关系。由于协整关系表示变量之间可能

* 刘金全, 吉林大学数量经济研究中心; 崔畅, 吉林大学商学院。通信作者及地址: 吉林省长春市吉林大学商学院, 130021; 电话: (0431)5166332; Email: jqliu@public.cc.jl.cn。本研究得到国家自然科学基金项目(79900025)和教育部重大项目(2000ZDXM790009)的资助,在此表示感谢。

具有共同的趋势成分,因此协整检验可以从整体上判断中国股票市场的整合性;然后利用误差修正模型(error correct model, 简称为 ECM) 检验两市短期波动模式之间的异同,判断两市在短期内对于市场冲击的调整和反应程度,描述两市收益率向均衡状态的收敛过程;最后,我们利用各种具有非对称性特征的条件异方差模型检验两市波动性之间的关系,判断两市的风险特征和风险转移过程,通过检验两市之间的“溢出效应”(spillover effect) 和“杠杆效应”(leverage effect),分析两市波动性的聚类性(clustering) 和非对称性。通过上述分析,我们不仅可以描述沪市和深市股票价格和收益率之间的长期均衡关系和短期波动影响,而且能够判断两市收益率和波动性的互动性和传导性,进而揭示两市投资资金在流动性上的约束程度或者灵活程度。在刻画两市对于市场信息形成和信息种类(利好消息和利空消息)的非对称性反应过程中,可以度量两市当中存在的时变(time varying) 风险特征和风险水平。

在本文第一部分我们主要描述两市的基本数据,介绍使用的理论模型和检验方法;在第二部分进行趋势性、关联性和波动性检验,并给出模型的参数估计和检验结果。在第三部分总结得到的主要实证结论,分析两市的主要市场特征,并且讨论有关的经济政策启示。

一、数据描述、协整关系检验、ECM 模型和 GARCH 模型

我们首先描述建立模型和统计检验所使用的基本数据。我们将股票市场的日收益率 R_t 定义为股指对数值的一阶差分:

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

其中 P_t 是股票市场的日价格指数(收盘值)。当股票价格指数波动不是十分剧烈的时候(日股价的变化确实如此),它确实近似地等于股票价格指数的日变化率,对应着股市的整体日收益水平。由于在本文当中我们不考虑样本数据当中与日历顺序有关的“周一效应(Monday effects)”等问题(Mills 和 Coutts, 1995),因此可以简单地将数据排成时间序列,这样即使出现节假日的休市也不影响时间序列的顺序关系。我们分析的数据范围为 1991 年 4 月 3 日至 2001 年 6 月 29 日(数据来源:钱龙股票数据库;沪市和深市的样本区间相同)。

由于目前的研究对于股票平均收益率序列的统计性质尚无定性结论,究竟股票平均收益率是强有效、弱有效还是无效的,还一直处于争论当中(Kasa, 1992)。为此,我们需要分别考察日收益率序列 R_t 、日绝对收益率序列 $|R_t|$ 和日均方收益率序列 R_t^2 的变化情形。当样本容量比较大的时候,根据大数定律和市场弱有效性,可知样本区间的整体平均收益率为:

$$\bar{R}_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t \approx 0,$$

其中 T 是整个数据的样本容量。假设 ε_t 表示股票日收益率与样本均值水平的偏离, 则可以得到:

$$\varepsilon_t = R_t - \bar{R}_t \approx R_t, |\varepsilon_t| = |R_t - \bar{R}_t| \approx |R_t|, \varepsilon_t^2 = (R_t - \bar{R}_t)^2 \approx R_t^2$$

因此, 实际上日收益率 R_t 、日绝对收益率 $|R_t|$ 和均方收益率 R_t^2 分别表示股票收益率围绕着均值水平的双向变动、绝对变动和均方波动, 它们所体现的波动程度将依次增强。特别是均方收益率实际上表示了收益率序列的当期波动方差, 是一种当期风险程度的表示方式。

图 1-a 至图 1-f 分别给出了这些指标的时间序列轨迹, 通过对于这些轨迹的考察, 我们可以得出两市股票收益率变化和波动性的初步判断。

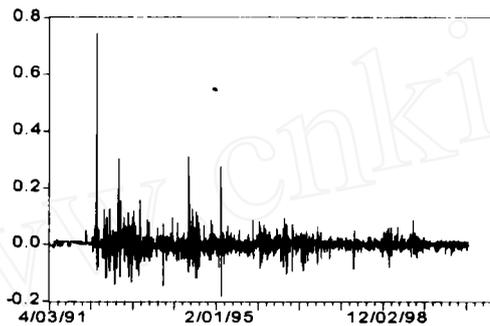


图 1-a 沪市日平均收益率

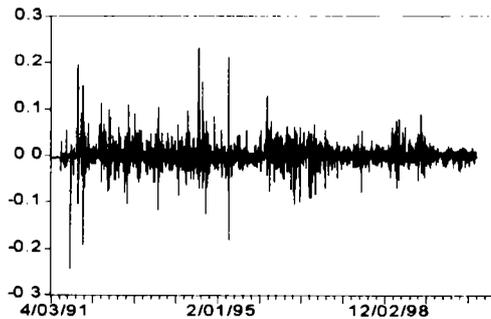


图 1-b 深市日平均收益率

注意到在收益率时间序列当中曾经出现了多个异常的峰值, 表明股市价格日波动的突发性和显著性; 另外, 收益率序列当中的一些异常波动性出现了明显的聚类现象(按照时间顺序集中在某个时段上), 表明时间序列的波动性具有条件异方差迹象, 因此可以断言这些序列当中出现的扰动不是白噪声过程。

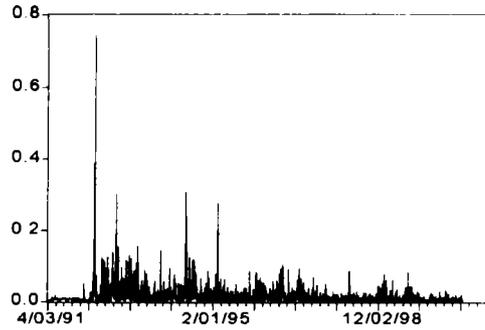


图 1-c 沪市日绝对收益率

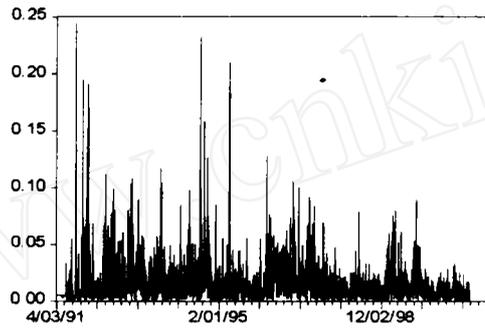


图 1-d 深市日绝对收益率

时间序列当中随机扰动的自相关性可以通过 Ljung-Box 的 Q -统计量和自相关函数体现出来 (Mills, 1999)。例如, 检验沪市日收益率序列 1 阶序列无关和 2 阶序列无关假设的 Q -统计量值为: $Q_1 = 15.280$, $Q_2 = 22.087$, 它们都在 1% 的显著性水平下拒绝 1 阶和 2 阶序列无关的假设 (深市日收益率序列相关性的检验结果类似, 计算结果略)。因此我们可以初步断言, 这些收益率序列或者波动性序列当中存在一定程度的自相关性。

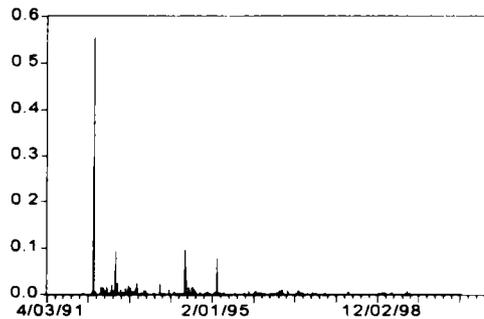


图 1-e 沪市日均方收益率

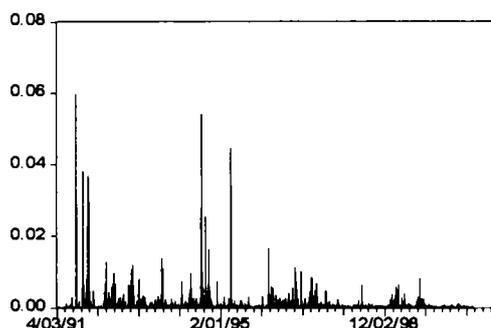


图 1-f 深市日均方收益率

另外，我们还需要注意到，对比沪市和深市的各种收益率序列，特别是出现波动异常值和聚类区间时，可以看出它们之间具有类似的波动模式，这说明它们之间可能存在一定程度的相关性和波动影响的溢出效应。这将是下面利用模型描述和检验的主要问题。

如果单纯考虑收益率序列的波动性，可以对均方收益率序列进行具体分析，所得到的结果可能更为明显。由于我们有时需要考虑收益率的向下波动（负的收益率对应着绝对风险水平），因此，我们下面主要使用日收益率序列建立时间序列模型，以便分析收益率的双向波动及其影响。

（一）沪深股票平均收益率之间的协整检验和 ECM 模型

如果两个非平稳时间序列（同阶单整）之间存在协整关系，则意味着它们的线性组合可以构成一个平稳随机过程。经过均值平移以后，一般可以利用白噪声序列表示协整关系的平稳性。假设沪市股票价格指数为 P_{At} ，对应的日收益率序列为 R_{At} ；深市股票价格指数为 P_{Bt} ，对应的日收益率序列为 R_{Bt} 。当日收益率比较小的时候，日收益率序列近似地等于对数股指的一阶差分，即：

$$R_{At} \approx \ln P_{At} - \ln P_{At-1}; \quad R_{Bt} \approx \ln P_{Bt} - \ln P_{Bt-1}.$$

如果能够推断价格指数的对数序列都是 1 阶单整序列，则可以进一步分析它们之间可能存在的协整关系。

两个平稳序列 R_{At} 和 R_{Bt} 的二元误差修正模型（滞后阶数的选取是在模型结构节俭的条件下，参照模型的 AIC 和 BIC 准则进行）可以表示为 (Mills, 1999):

$$\begin{aligned} R_{At} &= \gamma_1(\ln P_{At-1} - \beta \ln P_{Bt-1} + C) + \alpha_1 R_{At-1} \\ &\quad + \alpha_2 R_{At-2} + \phi_1 R_{Bt-1} + \phi_2 R_{Bt-2} + \varepsilon_{1t}, \\ R_{Bt} &= \gamma_2(\ln P_{At-1} - \beta \ln P_{Bt-1} + C) + \varphi_1 R_{At-1} \\ &\quad + \varphi_2 R_{At-2} + \theta_1 R_{Bt-1} + \theta_2 R_{Bt-2} + \varepsilon_{2t}. \end{aligned}$$

其中 γ_1, γ_2 为误差修正的调整参数, $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ 为不相关的白噪声误差序列。如果上述 ECM 模型成立, 则说明 R_{At} 和 R_{Bt} 受到相同的误差修正过程影响, 只是具有不同的调整速度, 因此 R_{At} 和 R_{Bt} 在向长期均衡的恢复当中具有共同的趋势成分, 因此它们具有类似的周期特征, 但由于误差修正系数的不同, 可能导致它们出现相异的短期波动模式。

在 ECM 模型当中, 假设导致误差修正的长期均衡关系可以表示为:

$$\ln(P_{At}) - \beta \ln(P_{Bt}) + C = u_t,$$

其中 u_t 是零均值的平稳时间序列。上述线性组合被认为是价格水平序列 $\ln(P_{At})$ 和 $\ln(P_{Bt})$ 之间的协整关系, 标准化的协整向量为 $(1, -\beta)'$ 。协整向量和误差调整系数可以通过 Johansen 检验和极大似然估计得出 (Mills, 1999)。

(二) 股票收益率与波动性的 GARCH 模型

即使一个时间序列是平稳(无条件方差为常数)的, 它的条件方差也可能出现随着时间的变异现象, 这就是 Engle(1982) 首先发现的条件异方差模型。条件异方差模型不仅有多种方式的推广, 而且也广泛地应用到经济和金融等领域当中 (Gourieroux, 1997), 其主要原因就是可以利用条件方差来度量风险或者收益率的波动程度, 并且使得这些波动性和风险度量具有时变性质, 从而体现了新信息获得和新冲击出现所产生的动态影响。

描述平均收益率 R_t 的 GARCH(p, q) 模型由两部分组成。第一部分是数据生成过程(均值过程):

$$R_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \theta_i R_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^n \eta_j \varepsilon_{t-j}.$$

上式表示 R_t 的数据生成过程服从 ARMA(m, n) 过程。假设绝对残差序列 ε_t 不是单纯的白噪声过程, 而是一个条件异方差过程。在已知信息集 $I_{t-1} = \{R_s, \varepsilon_s; s \leq t-1\}$ 的条件下, 假设绝对残差序列的条件分布为正态概率分布, 具有时变的条件方差:

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t^2), \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

GARCH(p, q) 模型的第二部分主要由条件异方差的生成过程组成(方差方程), GARCH 模型中假设条件异方差序列满足:

$$h_t^2 = \beta + \sum_{i=1}^q \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \psi_j h_{t-j}^2, \quad \beta > 0;$$

$$\phi_i > 0, \quad i = 1, \dots, q; \quad \psi_j > 0, \quad j = 1, \dots, p.$$

这说明条件方差不仅依赖过去的条件方差, 而且依赖模型过去绝对残差的实现。正是由于 GARCH 模型的条件方差依赖过去已经实现了的波动程度和变更的信息, 因此它能够用于描述一些平稳性和波动性混合的数据生成过程。

为了更好地描述金融收益率序列的特征，人们发现随着风险程度的加大，股票的收益率也随之加大，为此可以将 GARCH(p, q) 模型进行推广，允许条件方差对收益率产生影响，这就是 GARCH-M(p, q) 模型：

$$R_t = \alpha + \lambda h_t + \sum_{i=1}^m \theta_i R_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^n \eta_j \varepsilon_{t-j}$$

当存在风险奖励时，即风险增加（波动性）时收益水平增加，在上述方程中当期条件方差的调整系数 $\lambda > 0$ ；当存在风险惩罚时，即风险增加（波动性）时收益水平降低，则对应的调整系数 $\lambda < 0$ 。

(三) 沪深两市波动性之间的“溢出效应”和“杠杆效应”模型

为了描述股票市场之间的波动性关联，我们采用 Harmo(1990) 提出的波动“溢出效应”模型来分析沪深股市波动性之间的短期相依性和互动性。例如从市场 B 向市场 A 的短期溢出效应可以表示为：

$$h_{At} = \beta + \sum_{i=1}^q \phi_i \varepsilon_{At-i}^2 + \sum_{j=1}^p \varphi_j h_{At-j} + \sum_{l=1}^r \varsigma_l \varepsilon_{Bt-l}^2$$

ε_{Bt-l}^2 表示前 l 期出现在市场 B 上的收益率冲击或者扰动，是现实当中已经实现的绝对波动程度。如果这些扰动项的系数在统计上是显著为正的，则说明存在显著的溢出效应；类似地，可以度量从市场 B 向市场 A 的溢出效应。

另外，股票市场上的一种“杠杆现象”（此起彼落）也需要引起注意，它体现了波动性传导的单向性或者一定程度的风险态度差异。一般情况下，股票收益率同波动性之间可能具有负相关关系：当股票收益率降低时，波动性反而上升；当股票收益率上升时，波动性却降低。“杠杆效应”可以通过在 GARCH 模型中引入一定程度的非对称性来实现，也可以通过门限回归实现（此时称为 TGARCH 模型）。例如 TGARCH 模型的方差方程为：

$$h_t = \beta + \sum_{i=1}^q \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \varphi_j h_{t-j} + \omega D_t \varepsilon_{t-1}^2$$

其中变量 D_t 是表示绝对残差变化方向的哑变量，当 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 时， $D_t = 1$ ；当 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 时， $D_t = 0$ 。在 TGARCH 模型中，如果系数 $\omega < 0$ 并且是显著的，那么对股票收益率前期的正向冲击将产生比反向冲击更为显著的效果，这意味着股市当中的波动性对于“好消息”（导致收益率升高，经常是市场的利好消息）的反应要强于对于“坏消息”（导致收益率降低，经常是市场的利空消息）的反应，从而体现出一种市场波动程度的非对称性。

在下面的模型估计和检验当中，我们主要利用上面介绍的具体模型对于我国沪深两市的收益率和波动性进行实证分析。需要注意到，由于市场波动和反应的非对称性具有多种结构形式和表示方法，因此还有一些对 GARCH 模型的推广方式，例如 EGARCH 模型（指数 GARCH 模型）等。另外，目前也

出现了一些具有波动性的阶段性转移 (volatility-switching) 性质的 GARCH 模型, 用于研究处于结构或者体制转轨时期的股市波动性和风险特征 (Fornari 和 Mele, 1997)。这些具有非对称性质的模型都可以用于推广和检验本文得到的主要实证结论。

二、协整关系检验、ECM 模型和 GARCH 模型的估计和检验结果

为了避免在模型的估计过程中出现伪回归问题, 我们首先进行股票收益率序列的单位根检验, 以便确定时间序列的单整阶数。

表 1. 时间序列的单位根检验结果

序列	ADF	PP	临界值
$\ln(P_{At})$	-2.73*	-2.68*	-3.44
$\ln(P_{Bt})$	-1.40*	-1.31*	-3.44

表 2. Johansen 协整检验结果

特征根	似然比	临界值
0.012	36.15	20.04
0.002	5.662	6.652

表 1 分别计算了两市股指对数序列 $\ln(P_{At})$ 和 $\ln(P_{Bt})$ 单位根检验的 ADF 统计量 (扩展 Dicky-Fuller 统计量) 和 PP 统计量 (Phillips-Perron 统计量) (Mills, 1999)。在 1% 的显著性水平下 (临界值为 -3.44), 检验结果表明, 时间序列 $\ln(P_{At})$ 和 $\ln(P_{Bt})$ 均接受存在单位根的原假设 (* 号表示检验显著, 下同)。对其差分序列进一步进行平稳性检验, 则拒绝存在单位根的原假设 (检验结果略), 这说明它们的差分序列是平稳的, 由此可以推断它们都是 $I(1)$ 过程。

由于时间序列 $\ln(P_{At})$ 和 $\ln(P_{Bt})$ 具有相同的单整阶数, 因此可以进一步检验它们之间的协整关系。表 2 给出了这两个变量的 Johansen 协整检验结果 (Johansen, 1988)。比较似然比统计量与 1% 显著性水平下的临界值 (临界值分别是 20.04 和 6.652), 可以断言沪深两市指数之间仅存在一个显著的协整关系。

进一步可以得到具有标准化协整系数的协整关系估计:

$$\ln(P_{At}) - 0.972 \ln(P_{Bt}) + 0.702 = u_t$$

其中 u_t 为平稳序列。从协整关系中可以看出, 上海股票市场的收益率和深圳股票市场收益率间存在着显著的同向变动关系, 而且变动的幅度非常接近 (协整系数为 0.972), 协整关系当中的常数项表示两市指数之间的落差, 这是两市大盘指数的差异所致。

图 2 给出了数据区间内沪深两市股指之间长期均衡关系的变化轨迹, 也就是误差修正过程的变化路径。从图中可以看出, 两市长期均衡关系在短期内的波动模式出现了一定程度的变化。在 1995 年以前, 协整误差基本上围绕着零均线进行短期波动, 且前期的波动较为剧烈, 后期较为平缓, 这表明存在一个两市共存初期股指之间经过调整而趋于协整的过程。1995 年以后这种波动的周期变长了, 并且对均衡关系的正向和反向作用的持续时间加长, 表明两市之间的交互影响体现了作用阶段的持续性。在 1995—1996 年间, 协

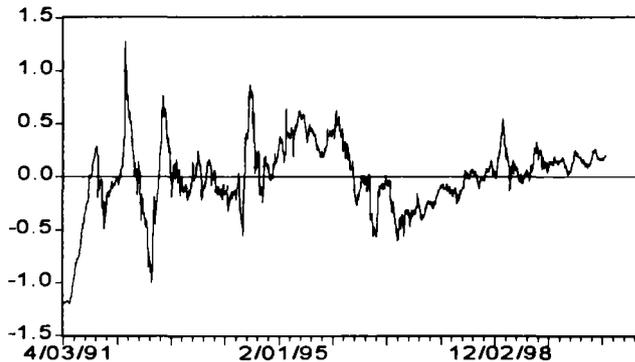


图2. 协整误差的时间路径

整关系对深市收益率的影响是正向的, 在1996—1999年间这种影响转为反向的, 从1999年以后协整偏差又出现了正向影响并且持续下来, 这表示沪市股价波动对于深市产生了持续的正向扰动作用 ($u_t > 0$)。

进一步可以得到沪深两市收益率的误差修正模型 (*号表示参数估计在5%的水平下显著):

$$R_{A_t} = -0.002u_t + 0.076R_{A_{t-1}} + 0.048R_{A_{t-2}} - 0.008R_{B_{t-1}} - 0.030R_{B_{t-2}} + 0.001$$

(-1.26) (3.80)* (2.42)* (-0.32) (-1.23) (1.62)'

$$R_{B_t} = 0.009u_t - 0.009R_{A_{t-1}} + 0.003R_{A_{t-2}} + 0.053R_{B_{t-1}} + 0.041R_{B_{t-2}} + 0.0006$$

(5.45)* (-0.57) (0.16) (2.66)* (2.09)* (1.13)'

根据上述估计结果, 如果仍然引入非显著的回归项, 那么求解均衡方程 (求解收益率序列的无条件数学期望) 可以得到两市长期均衡收益率水平分别为 (一年以240个交易日计算): $\bar{R}_A = 26.71\%$, $\bar{R}_B = 15.72\%$, 由此可见两市投资的长期收益率之间存在显著的差异。虽然沪市开市较早, 而且收益率在早期波动程度较高, 但仍然无法解释两市高达10%的年收益率差距。我们认为导致如此显著偏差的原因在于, 上述均衡收益率当中没有包括协整关系修正带来的收益率增加, 其中修正项 $0.009u_t$ 对于深市收益率存在正的边际贡献, 注意到图2当中大部分区间处于 $u_t > 0$ 的状态, 因此深市收益率在短期内存在向沪市收益率接近的趋势, 因此深市短期收益率要比均衡水平高, 并且与沪市收益率水平基本上是接近的。我们应该注意到, 虽然达到ECM模型确定的长期均衡收益率水平需要漫长的时间, 甚至是无法达到的, 但ECM模型揭示了两市在均衡收益率上可能出现的差距, 对此应该给予深入研究。因此, 应该认真考虑股票交易的分市机制是否有助于分散市场风险, 是否能够提高资本市场效率。如果真的出现两市长期收益率的显著差异, 必将导致两市投资者的单一选择, 促使两市的最终合一。

另外, 我们发现沪市平均收益率并未受到长期均衡关系的显著影响 (误差修正系数不显著), 而深市平均收益率受到了长期均衡关系的显著影响 (误

差修正系数显著)。这说明在长期均衡关系当中,沪市波动性的影响力较强,这一点可以在下面的“溢出效应”分析当中得到确证。

在ECM模型当中,存在沪深两市短期收益率水平的交互影响(滞后变量系数中部分显著),这体现了短期波动之间的相互影响。ECM模型表明,沪深两市在平均收益率上存在长期协整趋势,并且沪市收益率变化的“示范效应”显著,同时它们的短期波动过程存在着相异的调整模式。

下面我们使用GARCH模型检验收益率序列的条件异方差性。首先利用偏自相关函数(PACF)和自相关函数(ACF)决定均值方程中AR过程和MA过程的阶数,然后根据绝对残差序列的特性,确定方差方程中ARCH项和GARCH项的阶数。经过模型拟合效果的比较,我们最后选择沪深两市收益序列的均值方程为ARMA(6,6),方差方程分别为GARCH(2,2)和GARCH(1,1),整体模型估计及其显著性结果略。我们需要分析的GARCH-M模型、“溢出效应”模型和“杠杆效应”模型为(非主要参数估计略):

1. 两市GARCH-M模型估计为:

$$R_{At} = \alpha - 0.526h_{At} + AR(6) + MA(6) \\ (-1.48)$$

$$R_{Bt} = \alpha + 1.888h_{Bt} + AR(6) + MA(6) \\ (3.49)*$$

上述GARCH-M模型的均值方程估计结果显示,沪市不存在显著的风险奖励,甚至存在微弱的风险厌恶,既波动性降低了当前收益率;深市存在显著的风险奖励,意味着正向风险溢价存在:高风险要求高收益,高收益伴随着高风险,体现出投资者一定程度的风险偏好。我们上面已经利用ECM模型判断出深市的均衡收益率低于沪市的均衡收益率,但为什么它们的短期收益率却是基本相同的呢?除了受到均衡关系修正以外,另一原因正是深市具有一定程度的风险偏好和风险奖励,导致深市依靠自身的波动性和沪市波动的“溢出效应”,才维持了短期内较高的收益率水平。即使如此,沪深两市收益率与波动性之间关联方式的差异,也值得我们进行深入的分析,这可能同两市投资主体的风险特征具有密切关系。

2. 两市“溢出效应”模型的具体估计为:

$$h_{At} = 0.0001 + \sum_{i=1}^2 \phi_i \varepsilon_{At-i}^2 + \sum_{j=1}^2 \varphi_j h_{At-j} - 0.0004 \varepsilon_{Bt-1}^2, \\ (-1.10)$$

$$h_{Bt} = 0.0002 + \sum_{i=1}^2 \phi_i \varepsilon_{Bt-i}^2 + \sum_{j=1}^2 \varphi_j h_{Bt-j} - 0.0007 \varepsilon_{At-1}^2. \\ (-73.7)*$$

上述条件方差方程的估计结果显示:深市收益率的前期绝对扰动对沪市的当期收益率波动不存在显著影响,而沪市的前期绝对扰动对深市的当期收益率波动存在显著影响。这意味着沪市对深市的“溢出效应”显著存在,而深市对沪市的“溢出效应”不显著存在。沪深两市在“溢出效应”上的非对称性

表明，两市在波动性的传导上存在着单方向的影响。这主要是因为沪市的上市公司较多，资金流量较大，上海股票交易所建立较早，其收益率水平和波动性能够起到一定的示范作用，因此其波动性形成了一定程度的“溢出效应”。

3. 两市 TARCH 模型估计为：

$$h_{A_t} = \beta_A + \sum_{i=1}^2 \phi_i \varepsilon_{A_t-i}^2 + \sum_{j=1}^2 \varphi_j h_{A_t-j} - 0.293 D_{A_t} \varepsilon_{A_t-1}^2, \quad (-6.73)^*$$

$$h_{B_t} = \beta_B + \sum_{i=1}^2 \phi_i \varepsilon_{B_t-i}^2 + \sum_{j=1}^2 \varphi_j h_{B_t-j} - 0.238 D_{B_t} \varepsilon_{B_t-1}^2. \quad (-5.61)^*$$

从上述估计结果中可以看出，哑变量前的系数均显著为负，这说明沪深两市都存在显著的“杠杆效应”，市场利好消息的影响明显强于利空消息的影响，这是目前我国股票市场波动性的一种重要特征。由于沪深两市的消息来源基本是一致的，因此两市波动性所体现的非对称性程度也基本相同（由哑变量系数的大小表示），这表明了两市投资主体在对待消息面冲击的反应上具有基本相同的应变态度。

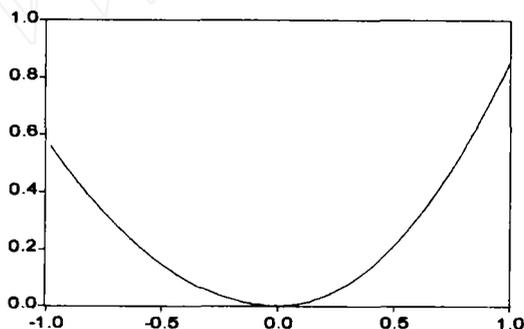


图3. 沪市消息影响曲线

图3和图4给出了两市的消息影响曲线，从中可以清楚地看到市场消息对于波动性的非对称性影响。例如在沪市，当利好消息为 $\varepsilon_A = 1$ 和利空消息为 $\varepsilon_A = -1$ 时，对应的市场波动性（条件方差）分别为 0.82 和 0.58，显然利好消息的影响大于利空消息的影响。

应该注意到，上面我们得到的市场消息反应方式，即利好消息的波动诱导作用大于利空消息的波动诱导作用，同目前成熟的资本市场反应方式存在显著差异（例如，Engle 和 Ng, 1993）。我们认为导致中国股票市场投资行为如此非对称性反应的主要原因有二点。一是我国股票市场仍然处于发展过程中，虽然经历过几次大的波折，但结果表明我国股票市场具有一定的抵御风险和恢复收益的功能，因此市场投资者大都保持总体的正收益预期，这种预期导致投资者容易形成乐观预期下的“追涨动机”，因此对于市场出现的利好

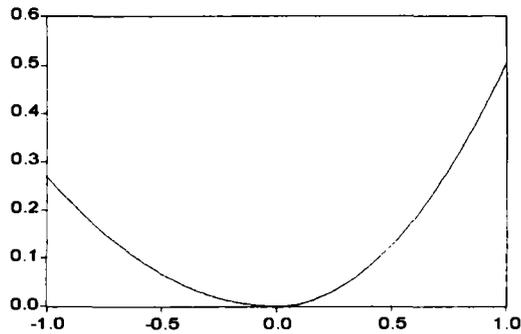


图4. 深市消息影响曲线

信息反应更为强烈,进而导致利好消息下的波动性增强;二是我国股票市场仍然具有一定的政府主导或者影响特征,这是市场化程度较低和开放化程度不足产生的必然结果。当市场出现收益率降低或者投资亏损时,投资者对于市场利空消息反应谨慎,并不急于立即“减仓”或者“清仓”来帮助市场“促降”,因此投资者对于政府进行干预或者“政策救市”的预期十分稳固,导致市场利空消息产生的波动性偏弱。

三、沪深股市收益率和波动性实证检验的基本结论

在上述实证分析当中,我们利用协整模型、ECM模型和几种形式的GARCH模型对于我国沪深股市的收益率、波动性及其关联性进行了统计检验,我们不仅获得一些比较合适的模型形式和参数估计,而且也得到了一些重要的实证结论。

首先,我们发现沪深股指之间存在显著的协整关系,这意味着两市股指之间存在着共同的长期趋势,体现了两市投资收益率之间的紧密关联。两市之间存在的共同趋势表明,两市的投资资金具有比较灵活的双向流动性,两市资金在两市股票买卖之间转移和分割的流动性约束较低,这说明无论是机构投资者还是散户投资者大都同时关注两市股票收益率的变化,并且及时调整投资资金结构,寻求收益率更高的投资组合。这种两市价格波动和走势上的整合性表明,两市受到了国家宏观经济政策、产业结构调整方向和企业绩效优劣等因素的共同影响,并且两市在上市公司种类和结构、两市投资者的投资策略和风险态度等方面均具有一定程度的共性。

其次,通过ECM模型对于股票平均收益率的刻画,我们发现沪市收益率并未显著地受到短期波动的影响,而深市收益率却对与均衡关系的偏离产生了比较敏感的调整。这说明在形成长期均衡关系的过程中,沪市股指的变化起到了主导作用和“示范作用”,沪市内生的自回归过程决定了沪市股指的自身动态调整过程,而深市股指的调整则受到了一定的外生因素影响,其中恢复与沪市投资收益率的长期均衡关系是其调整的主要动力之一。从协整误

差路径的发展趋势上看(图2),沪深两市之间的短期波动正在趋于平稳,长期关联的稳定性正在增强。

第三,我们发现,在沪深两市收益率和波动性当中均存在显著的非线性和非对称性,这是股市发育过程中的典型特征(Hinich和Patterson,1985)。我国股票市场流通资金和市值规模较低,上市公司数量较少,并且经济结构和市场结构均处于调整当中,所有这些因素都加剧了我国股市的波动性。GARCH模型中显著的ARCH项和GARCH项表明,两市收益率序列当中存在一定程度的波动聚类 and 持续性,这正是图1所体现的特征。GARCH-M模型估计表示沪市投资者在整体上体现出投资谨慎,投资者的风险中性程度较高;与此对应,深市投资者的风险追逐性较强,导致风险溢价明显,正是风险奖励的存在鼓励了一些风险偏好的投资者入市。

第四,通过“溢出效应”检验,我们也发现了两市在波动性的传导和影响上存在一定程度的非对称性,仍然存在溢出影响的单向性,即存在沪市向深市的显著“溢出效应”,而深市波动对于沪市波动的影响微弱,这同ECM模型得出的股价单向调整结论是一致的。通过TGARCH模型检验,我们发现了市场波动性对于消息面反应的非对称性,这时“杠杆效应”的存在使得市场利好消息的作用显著地大于利空消息的作用。在对待消息面的反应方向和反应程度上,沪深两市投资者具有几乎相同的表现方式和调整过程,这是两市收益率存在长期协整关系和沪市波动性具有“溢出效应”的结果。

总之,我们的实证分析表明,沪深两市的股票收益率和市场波动性存在着互动性和整合性。由于两市之间存在长期协整关系和短期动态调整,因此两市之间不存在系统的投资套利机会,同时也无法通过两市的投资组合分散共同的市场风险。沪深两市日收益率和波动性之间关联和影响的实证分析,为判断我国股票市场的基本特征和投资者行为,提供了一定的参照标准,并且有助于制定股市监管政策、分析宏观经济政策对于股市的影响,以便更好地发挥股票市场的重要功能。

参考文献

- [1] Bailey, W., "Risk and return on China's new stock markets: preliminary evidence", *Pacific Basin Financial Journal*, 1994, 2, 243-260.
- [2] Campbell, J. Y. and Hentschel, L., "No news is good news: an asymmetric model of changing volatility in stock returns", *Journal of Financial Economics*, 1992, 31, 281-318.
- [3] Engle, R. F., "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation", *Econometrica*, 1982, 50, 987-1008.
- [4] Engle, R. F. and Ng, V. K., "Measuring and testing the impact of news on volatility", *Journal of Finance*, 1993, 48, 1749-1778.
- [5] Fornari, F. and Mele, A., "Sign- and volatility- switching ARCH models: Theory and applications to international stock markets", *Journal of Applied Econometrics*, 1997, 12, 49-65.

- [6] Gouriéroux, C., *ARCH Models and Financial Applications*, New York: Springer-Verlag, 1997.
- [7] Harmo, Y., and Masulis, R. W., "Correlations in price changes and volatility across international stock markets", *Review of Financial Studies*, 1990, 3, 281-307.
- [8] Hinich, M. and Patterson, D., "Evidence of nonlinearity in daily stock returns", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1985, 3, 69-77.
- [9] Johansen, S., "Statistical analysis of cointegration vector", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12, 231-254.
- [10] Jorion, P., *Value at Risk: The new benchmark for controlling market risk*, New York: The McGraw-Hill Companies, Inc., 1997.
- [11] Kasa, K., "Common stochastic trends in international stock markets", *Journal of Monetary Economics*, 1992, 20, 196-210.
- [12] Mills, T. C., *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, second edition, Cambridge: Cambridge University Press, 1999.
- [13] Mills, T. C. and Coutts, J. A., "Anomalies and calendar affects in the new FT-SE Indices", *European Journal of Finance*, 1995, 1, 79-93.
- [14] Mittnik, S. and Rachev, S. T., "Modeling asset returns with alternative stable distributions", *Econometric Reviews*, 1993, 12, 261-330.
- [15] Song, H., Liu X., and Peter, R., "Stock returns and volatility: an empirical study of Chinese stock market", *International Review of Applied Economics*, 1998, 12, 129-139.
- [16] Guojun Wu, "The determinants of asymmetric volatility", *The Review of Financial Studies*, 2001, 14, 837-859.

The Positive Analysis of Stock Returns and Volatilities in China's Stock Markets

JINQUAN LIU CHANG CUI

(Jilin University)

Abstract There are interactions and influences of returns and volatilities between Shanghai and Shenzhen Stock Exchange Centers in China. We find that there is long run co-integration relationship in these two stock markets and their short run error correction coefficients are different. So, these two stock markets have similar cyclical components and dissimilar fluctuation patterns. Using the asymmetric ARCH model, we also find that there are significant spillover effects and leverage effects in these two markets. The capital liquidity constraints are very low in these two stock markets, and they show some degrees of integrations and correlate each other closely.

JEL Classification G10, O16, N25