

上海 A、B 股市场波动性、有效性比较及其整合研究

张兵¹, 李心丹¹, 李晓明²

(1. 南京大学 管理科学与工程研究院, 江苏 南京 210093; 2. 新西兰 Massey 大学 商务系)

摘要: 与上海 A 股市场比较, 上海 B 股市场仍未实现弱式有效, 同时风险更大。B 股市场对境内投资者开放后, 上海 A 股和 B 股市场收益率和波动的整合性明显增强, 但这种互动和整合主要来源于 B 股变化对 A 股变化的依赖。

关键词: A 股; B 股; 波动; 有效性; 整合

中图分类号: F224.0 **文献标识符:** A

研究金融市场的波动性和有效性是实证金融的热点, 考虑到金融市场中短期内股票价格和收益率的波动是不稳定的, 波动具有聚类性 (clustering) 特征, 研究中普遍采用了由 Engle (1982) 引入金融时间序列分析的 ARCH 模型, 以及由 Bollerslev (1986) 扩展的 GARCH 类模型, 运用条件方差来度量收益率的波动程度。市场波动是股价对信息的反应, 股价波动是否充分、无偏地反映了相关信息, 是股市有效性的体现。对收益率波动的信息含量进行研究, 可以深入认识我国股市的有效性水平。基于对市场波动特征的认识, 运用 AR-GARCH 模型可以检验市场有效性。由于协整关系能够表示变量之间可能具有共同的趋势成分, 运用协整检验和均衡修正模型可以从整体上判断两个股票市场的整合性。所以, 波动性、有效性和整合性具有内在的联系。

中国股市兼具新兴和转轨市场的双重特征, 股份分割, A、B 股市场并存反映出其转轨属性。目前对 A、B 股市场关系的研究并不全面, Su Fleiser(1998)对同时发行 A、B 股票的 24 家上市公司的股票进行了风险、收益研究, 认为 A 股风险远高于 B 股。邹功达等 (2002) 运用 CAPM 模型证实中国 A、B 股市场在很大程度上是一体化的。吴文锋等 (2002) 实证结果显示, 在 B 股向境内居民开放之前, A、B 股市场之间基本上处于完全分割状态, 而开放之后两个市场趋于半分割状态。可见, 学者们的结论并不一致。现有的研究缺乏对于 A、B 股市场投资主体行为和风险特征的判断, 动态分析尤显不足。本文将从 A、B 股市场风险比较入手, 对比研究两个市场的波动性和有效性, 并在此基础上讨论两市的整合性 (一体化)。

由于上海和深圳市场的高度趋同, 本文将着力于上海 A、B 股市场研究。第一部分介绍研究方法, 第二部分是实证研究结果, 第三部分总结全文, 并讨论相关的政策含义。

1 研究方法

本研究将首先运用 GARCH 类模型研究两个市场的收益和风险特征, 在此基础上比较两市有效性的差异。然后用协整检验 (cointegration test) 和均衡修正模型 (ECM) 研究两市的整合性和动态 Granger 因果关系。最后运用方差分解方法研究两市影响的动态特征。运用多种时间序列方法综合研究是本研究的特点, 这有助于更加深入地理解 A、B 股市的风险差异、有效性差异和整合性。

1.1 预先检验：单位根检验

我们研究动态因果关系时运用的向量自回归 (VARs) 方法要求系统中的变量是平稳序列，同时为了避免在模型的估计过程中出现伪回归问题，我们需要首先检验时间序列的平稳性，检验时间序列平稳性的最常用方法是单位根检验，我们运用 ADF 法和 P-P 法。ADF 法是对时间序列 x_t 的一价差分进行如下回归：

$$\Delta x_t = \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta x_{t-i} + \beta t + \mu_t \quad (1)$$

假设检验 $H_0: \rho = 0$ ，检验统计量服从 ADF 分布。如果接受 H_0 ，意味着时间序列 x_t 包含着单位根，即 x_t 是非平稳的；拒绝 H_0 ，意味着 x_t 是平稳的。方程中加入滞后项的目的是为了使残差项 μ_t 为白噪声。

而 P-P 检验较 ADF 检验法功效更强，特别是对于有序列自相关或条件异方差的时间序列具有更好的应用功效。P-P 检验对时间序列 x_t 回归：

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

假设检验 $H_0: \alpha_1 = 1$ ，同样，如果接受 H_0 ，意味着时间序列 x_t 包含着单位根。

1.2 股票收益率与波动性的 GARCH 类模型

GARCH 类模型利用条件方差来度量风险，体现了新冲击出现的动态影响。描述收益率 R_t 的 GARCH 类模型由两部分组成，(2)式是均值过程，(3)式是条件异方差的生成过程。

$$R_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3)$$

ARCH-M (ARCH-in-mean) 模型提供了一个估计和检验时变型风险补偿 (条件异方差对收益的影响) 的新方法，模型表示为，

$$R_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^m \Phi_i R_{t-i} + \lambda h_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

式中， λ 系数反映风险与收益之间的权衡(tradeoff)关系，即投资者的相对风险厌恶系数。在理论上，如果市场参与者是风险厌恶的话，市场风险溢价与市场的条件方差之间应该是正相关关系。

Zakoian(1993) 提出 TARARCH 模型，刻画不同性质的冲击对预期收益的影响(杠杆效应)：

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (5)$$

γ 系数是我们考察的反映利好消息与利空消息对股票市场的非对称影响的参数。显著非 0 的 γ 系数意味着，利好消息和利空消息对收益波动性的影响是不对称的。正的 γ 系数说明利空消息比利好消息对波动性的影响更大，现存文献发现的 γ 值均为正。

1.3 市场渐进有效性的比较研究

Emerson 和 Hall (1997) 等在研究俄罗斯及东欧股市 (布达佩斯、华沙股市) 时提出了解决这一难题的渐进有效性检验方法 (evolving market efficiency test):

$$r_t = \beta_{0t} + \sum_{i=1}^p \beta_{it} r_{t-i} + e_t \quad (6)$$

$$\beta_{it} = \beta_{i,t-1} + u_{it}, \quad u_{it} \sim N(0, \sigma_i^2) \quad (7)$$

我们注意到 (7) 式中自回归模型的系数 β_{it} 是随时间而改变的 (具有时间下标 t)，这样，通过考察自回归系数随着时间的变化情况，我们可以观察到市场有效性的动态演进。(6) 式是自回归模型，这是量测方程 (measurement equation)， e_t 是误差项，其均值为 0，条件方差为 h_t ，(7) 式和 (5) 式是状态方程 (state equation)，由这三个方程组成的方程组是标准的状态空间模型，运用 Kalman 滤波技术可以得到以上方程组的各项系数估计，以及 β_{0t} 、 β_{1t} 、 β_{2t} 的动态演进过程，从而用来描述弱式有效的演化过程。当自回归系数较高的时候，说明市场有效性处于较低水平，反之认为弱式有效水平较高。

1.4 A、B 股市场收益率之间的协整和均衡修正模型研究

第一，检验两个变量时序数据 (指数的对数形式) 是否具有协整关系。在对两个变量数据进行单位根检验基础上，估计一个特殊的 VAR 模型，来判断二者是否具有协整关系。第二，如果存在协整关系，则意味着二者存在长期均衡关系，便可利用均衡修正模型 (error correction model) 分析因果关系走向。在两变量分析场合，首先估计二者水平量线性方程，并以其残差作为表示“偏离均衡状态”的误差项，并入包含两个变量一阶差分多期滞后项的向量自回归模型中，构成均衡修正模型。均衡修正模型一般表达式为：

$$R_B = \alpha_1 + \beta_1 E + \sum_{i=1}^{t-1} \gamma_i^1 R_B + \sum_{i=k}^{t-1} \lambda_i^1 R_A + v_t \quad (8)$$

$$R_A = \alpha_2 + \beta_2 E + \sum_{i=m}^{t-1} \gamma_i^2 R_A + \sum_{i=k}^{t-1} \lambda_i^2 R_B + u_t \quad (9)$$

其中， E 是对两个具有协整关系变量的水平量进行线性回归得到的残差项。估计这一模型，如果 β_1 显著，则认为 A 股指数在长期对 B 股指数具有格兰杰意义上的因果关系；如果 β_2 显著，则认为 B 股指数在长期对 A 股指数具有格兰杰意义上的因果关系。如果至少某一个 γ_i^1 的估计系数显著，则认为 A 股指数变化在短期对 B 股指数具有格兰杰意义因果关系；如果至少某一个 γ_i^2 的估计系数显著，则认为 B 股指数在短期对 A 股指数具有格兰杰意义因果关系。如果 β_1 、 β_2 、 γ_i^1 、 γ_i^2 估计系数都显著，则表示 A 股指数和 B 股指数存在长期和短期的双向格兰杰因果关系 (Granger, 1988)。

1.5 方差分解

我们进一步利用方差分解 (Variance Decomposition) 的技术, 来具体的衡量出一个标准差的冲击在 VAR 模型变量的动态变化中的相对重要性。用方差分解来对上海 A、B 股票市场之间收益率波动传导进行描述, 分析某个股票市场的波动在短期中对其它股票市场冲击的影响程度。以此来检验 2001 年 6 月前后的两个时段里, 上海 A、B 股票市场收益率波动的传导及相互影响程度是否有显著的差异。

这里我们采用最常用的方差分解方法。对于一个 VAR(m)模型可以表示为:

$$\pi(B)Z_t = v_t, \quad \text{其中: } \pi(B) = I - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots - \pi_m B^m \quad (10)$$

那么: $z_t = \pi^{-1}(B)v_t = \varphi(B)v_t = v_t + \sum_{i=1}^{\infty} \varphi_i v_{t-i}$

定义一个下三角矩阵 S, 满足 $SS' = E(v_t v_t')$. 令 $n_t = S^{-1}v_t$, 那么 $E(n_t n_t') = I_g$, 这样就可以把 VAR(m)模型写成:

$$Z_t = \sum_{i=1}^{\infty} \varphi_i^* n_{t-i}, \quad \text{其中 } \varphi_i^* = \varphi_i S^{-1}$$

VAR 系统中 Z_i 对 Z_j 序列的单个冲击的反应函数可以表示为 $\varphi_{i,j,0}^*, \varphi_{i,j,1}^*, \dots, \varphi_{i,j,k}^*$, (其中 $\varphi_{ij,k}^*$ 为矩阵 φ_k^* 中的第 i, j 个元素)。 Z_i 的 $H+1$ 步领先预测的误差方差可以分解成由不同序列的冲击引起的方差。由 Z_j 的冲击引起的误差方差可以表示为 $\sum_{h=0}^{H+1} \varphi_{ij,h}^{*2}$ 。

2 实证研究结果

2.1 数据和描述性统计

研究中选取了上海 B 股市场自 1992 年 2 月成立伊始至 2003 年 3 月末的两市综合指数数据。综合指数具有很好的代表性。我们采用综合指数日收盘价的对数收益率进行分析, 令 p_t 为 t 时刻的收盘价, 收益率定义为: $R_t = \ln(p_t / p_{t-1}) * 100$. 指数数据来源于 Datastream 数据库。

根据大数定律, 当样本容量很大时, 我们可以假设股市收益率均值为 0, 即 $E(R_t) = 0$, 日波动率可以由方差 σ^2 表示。因为: $\sigma^2 = [E(R) - E(R_t)]^2 = E(R)^2$

式中 $E(\cdot)$ 为期望算子, 由此每日收益波动可被界定为: $\sigma^2 = E(R)^2 = [1n(P_t/P_{t-1})]^2$,
 σ^2 衡量着当期的风险程度。

图 1 是两市综合指数, 我们看到, 在 2001 年 6 月 1 日 B 股向境内居民开放之前, A、B 股市场走势独立, 而其后两市走势越来越一致。

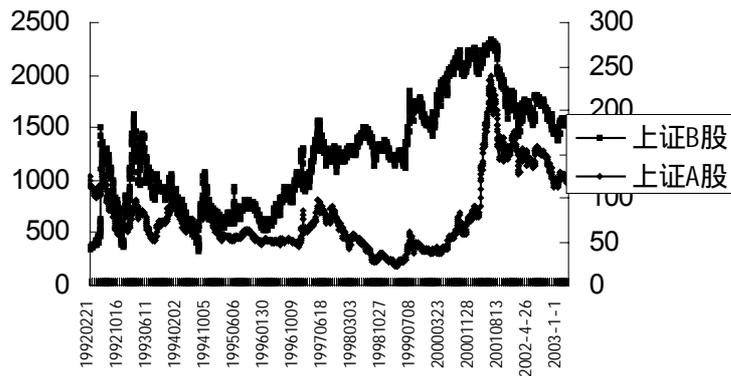


图1 上证A、B股综合指数

图2和图3是两个市场的换手率和市盈率指标，数据来源于中国证监会网站。我们看到，在2001年6月前，这两项指标B股均远远落后于A股；而在B股向境内居民开放后，B股的市盈率和换手率迅速向A股靠拢，但一年后又落在了后面。

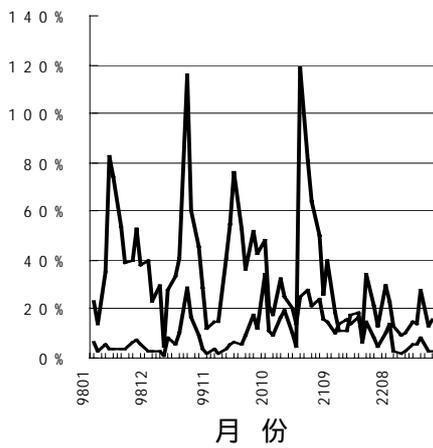


图2 上证A、B股换手率指标

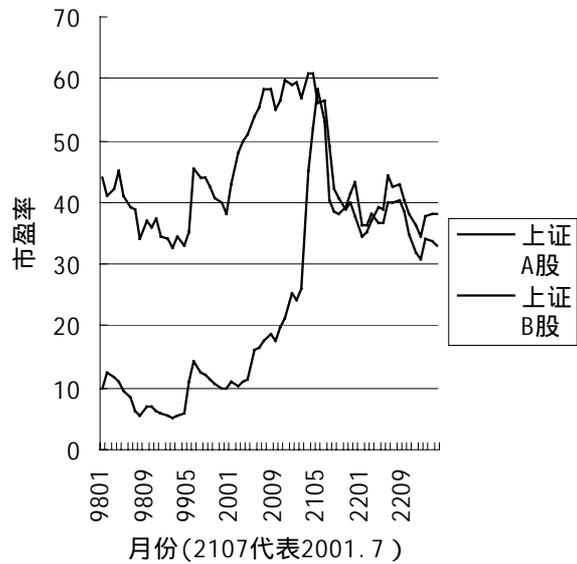


图3 上证A、B股市盈率指标

表1 上证A、B股的描述性统计量（2001年6月至2003年4月1日）

	均值	中位值	最大值	最小值	标准差	变异系数
上证A股	0.000339	0.000574	0.093998	-0.094005	0.016238	47.89
上证B股	0.000413	-0.000515	0.094564	-0.102871	0.026109	63.22

从表1看出，上证B股的标准差远大于A股，其中位值竟然是负值，显示出投资B股的巨大风险。变异系数衡量对应于每一单位的收益的风险水平，B股的变异系数高于A股。这些都说明，上证B股的风险远大于A股，这与人们的直觉可能不一致。

2.2 单位根检验结果和 GARCH 类模型检验结果

表 2 时间序列 (1997.1.2-2003.3.31) 的单位根检验结果

变量	ADF 统计量	PP 统计量	临界值 (1%)
Log(p _A)	-2.04	- 2.01	-3.96
Log(p _B)	-1.57	-1.52	-3.96
R _A	-15.58	-39.27	-3.43
R _B	-14.80	-34.82	-3.43

表 2 是单位根检验的结果，我们参考 AIC 和 Schwarz 信息准则后选取滞后步长为 5，因为这包含一个交易周的信息。对于股指的对数序列，原虚拟假设均未被拒绝（在 1% 的显著性水平上），这说明该两项序列是不平稳的。而对其差分序列进一步进行平稳性检验，则在 1% 水平下拒绝存在单位根的原假设。由此我们推断出 log(p_A)和 log(p_B)是 I(1)过程。

现存文献中，在对中国股票市场进行波动建模时，均未考虑到波动时段对条件方差的影响。我们认为，中国股市的阶段性特征非常明显。对股市波动研究时，由于中国股市发展变化很大，总体样本的波动并不能代表各子样本的波动情况。1997 年上海股市实现弱式有效(张兵、李晓明，2003)；因此，我们以 1997 年 1 月 2 日为始点 (A 股达到弱式有效)，2001 年 6 月 1 日 B 股向境内居民开放为界进行研究。

表 3 GARCH 类模型估计结果

	A 股 97.1.2-01.5.31	A 股 01.6.1-03.3.31	B 股 97.1.2-01.5.31	B 股 01.6.1-03.3.31
Φ_0	-0.0024(-1.83)	-0.0066(-3.48)	-0.0044(-1.36)	7.52E-05(0.08)
Φ_1	-0.0146(-0.38)	0.0361(0.51)	0.1300(3.85)	-0.0045(-0.13)
λ	0.2080(2.18)	0.4497(2.83)	0.2099(1.57)	-0.1062(-2.03)
α_0	1.57E-05(5.78)	2.06E-05(4.17)	8.42E-05(5.90)	1.06E-06(2.55)
α_1	0.2389(8.51)	0.1674(6.99)	0.2098(6.03)	-0.0359(-4.4E101)
β_1	0.7317(33.81)	0.6611(20.36)	0.7017(19.60)	0.9958(2.02E102)
	0.0052(0.15)	0.2321(2.87)	-0.0396(-1.00)	0.0737(18.41)

注：括号中数值是 t 检验值。

我们发现两个市场不同的阶段 GARCH 模型的 ARCH 项和 GARCH 项均非常显著，这证明了两市收益率序列存在的波动聚类持续性。A 股市场 λ 值在两阶段均显著，说明 1997 年后随着 A 股不断发展，投机成分不断减少、以及投资者的不断成熟。而 B 股市场 λ 值第一阶段不显著，第二阶段为很小的负值，这说明 B 股比 A 股更加不成熟。从 B 股 Φ_1 系数统计显著来看，B 股在 2001 年 6 月前尚未弱式有效。

γ 值在第一阶段并不显著, 在第二阶段显著为正值, 说明 A、B 两市投资者在对待消息面中具有相同的反应态度, 而且市场逐渐成熟。

2.3 市场渐进有效性比较

图 4 是由方程组(6)、(7)和(5)得到的 A、B 股市场随时间而改变的(时变的)漂移项 α_{0t} 和自回归系数 α_{1t} 的变动轨迹, 中间的曲线是时变的系数数值曲线, 上下两条曲线是 95% 的置信区间。 α_{0t} 在(6)式中是漂移项。 α_{0t} 变动可以很好地捕捉市场的长期趋势。与 A 股 α_{0t} 曲线在开始时一直显著为负, 而到了 1997 年年初变动趋于稳定不同, B 股市场 α_{0t} 变动不稳定, 缺乏明确的方向, 但是从 2001 年 6 月起走势与 A 股逐渐接近; 两市 α_{0t} 变动的显著不同说明总体上两市存在明显的差异。我们同样发现市场早期 α_{1t} 显著异于 0, 这显示出基于历史信息可做出预测, 而这种预测能力逐渐减弱, 2001 年 2 月 α_{1t} 突然上升, 这是宣布 B 股对内开放的体现。随后 α_{1t} 的变动趋于收敛, 置信区间也逐渐走窄。但是总体上, B 股市场并未实现弱式有效。

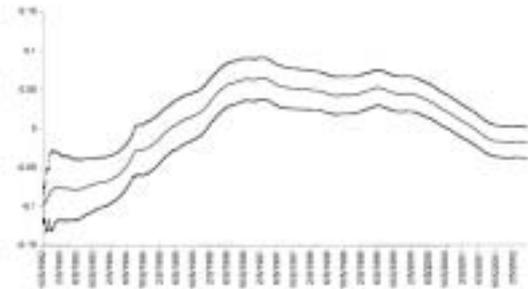


图 4 - 1 上证 A 股 α_{0t} 及其置信区间的变动轨迹

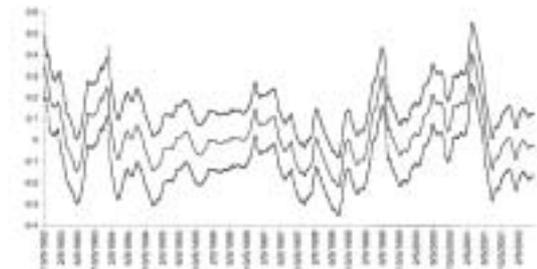


图 4 - 2 上证 B 股 α_{0t} 及其置信区间的变动轨迹

2.4 A、B 股市场收益率之间的协整检验和误差纠正模型研究结果

我们已证实 A、B 股市场综合指数具有单位根, 对于两组同样具有单位根性质的时序数据, 可以利用 Johansen 方法检验两者是否具有协整关系。具体做法是采用最大似然法估计包含有关变量一阶差分滞后项和水平量一阶滞后项的向量自回归 (VAR) 模型, 同时求解其中四个水平量估计系数矩阵中对应不同秩数的特征根。依据 Johansen (1988), 可以利用该特征根最大值统计量 “ $-T \ln(1-\lambda)$ ” (即 λ_{\max}) 和迹统计量 “ $-T \sum \ln(1-\lambda)$ ” (T 为样本数, λ 为对应于不同秩数的特征根), 来判断是否存在协整关系。给定 “两个变量不是协整变量” 原假设, 该统计量估计值超过临界值, 则拒绝原假设而接受二者是协整变量判断, 该特征根对应的秩数就是两个变量的协整阶数。

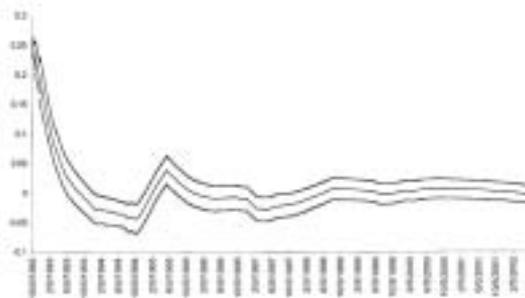


图 4 - 3 上证 A 股 α_{1t} 及其置信区间的变动轨迹

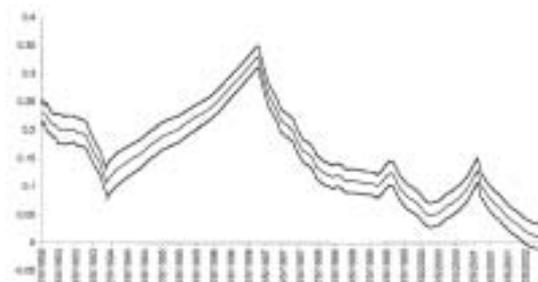


图 4 - 4 上证 B 股 α_{1t} 及其置信区间的变动轨迹

表 4 A、B 股市场收益率之间的协整检验结果

	特征根	迹统计量	5%临界值
92.2.20-01.5.31	0.005	11.59	15.41
	6.59E-05	0.15	3.76
01.6.1-03.4.1	0.025	16.30	15.41
	0.011	5.01	3.76

我们看到, B 股向境内居民开放之前两个市场不存在协整关系, 即两个市场缺乏共同的运动趋势。而在 2001 年 6 月 1 日之后, 两个市场存在着一阶协整关系, 具有标准化协整系数的协整关系估计为:

$$u_t = \log(p_A) - 1.08 \log(p_B) - 2.03, u_t \text{ 是平稳序列。}$$

进一步, 我们得到两市收益率的误差纠正模型:(括号中数值是 t 检验值)

$$R_{At} = 0.007 u_t + 0.076 R_{At-1} - 0.032 R_{At-2} - 0.058 R_{Bt-1} - 0.001 R_{Bt-2} - 0.001 \quad (10)$$

(0.73) (1.08) (-0.46) (-1.18) (-1.20) (-1.21)

$$R_{Bt} = 0.039 u_t - 0.191 R_{At-1} + 0.123 R_{At-2} + 0.147 R_{Bt-1} - 0.124 R_{Bt-2} - 0.002 \quad (11)$$

(2.70) (-1.90) (1.22) (2.12) (-1.78) (-1.43)

我们发现, A 股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 B 股收益率受到长期均衡关系的显著影响, (误差修正系数显著), 这说明, A 股指数在长期对 B 股指数具有格兰杰意义上的因果关系。在(11)式中, R_{At-1} 系数在 5% 显著性水平上显著, 则说明了 A 股指数变化在短期对 B 股指数具有格兰杰意义因果关系。而 B 股指数不论是长期, 还是短期, 对 A 股指数都不具有格兰杰意义上的因果关系。

2.5 方差分解

从方差分解的表 5 和表 6 中, 我们可以看到在两个时段, A 股市场指数的变化主要是受自身的影响, 第 时段十天以后 A 股市场的波动仍然有 99.99% 由自身来解释, 第 时段也只有 0.20% 可以由 B 股指数的变动来解释。

A 股指数对 B 股指数的影响明显加强 (分别从第一阶段的 20.1% 增加到第二阶段的 52.9%)。B 股指数的变化受到 A 股指数的显著影响, 而且越来越大。在第二阶段, B 股指数的变化主要是由 A 股决定的。

3 基本结论与评论

我们得到了一些重要的实证结论: 首先, 在上海 A 股和 B 股市场收益率和波动中均存在着显著的非线性和不对称性。A 股市场 λ 值在两阶段均显著, 说明 1997 年后 A 股市场投机成分不断减少、以及投资者的不断成熟。而 B 股市场 λ 值第一阶段不显著, 第二阶段为负值, 这说明 B 股市场较不成熟, 实证还发现 B 股风险更大。其次, B 股市场尚未实现弱式有效。与 1997 年 A 股收敛于弱式有效相比, B 股市场有效性较低。第三, A、B 股收益率之间存在

着显著的协整关系，这意味着 A、B 股市场投资收益率之间的紧密联系和整合性。对境内投资者开放后，无论在长期还是短期意义上，A 股变动都领先市场 B 股变动，因而 A 股对 B 股具有格兰杰意义上的因果关系。相反，无论在长期还是短期意义上，B 股对 A 股不具有格兰杰意义上的因果关系。第四，B 股对境内投资者开放后，B 股指数的变化主要是由 A 股决定的。总之，B 股对境内投资者开放后，上海 A 股和 B 股市场收益率和波动性的互动性和整合性明显增强，但这种互动性和整合性主要体现为 B 股对 A 股变化的依赖。随着 B 股市场的开放，A、B 股的联动性增强。这主要是由于两个市场的投资者逐步趋同，同时由于大量发行 B 股的公司也有相应的 A 股上市，导致两市的投资对象也趋同，从而使得 A、B 股市场之间相互影响，产生联动。

表 5 第 I 时段 (1997.1.2 - 2001.5.31) 股票市场的方差分解

时期	LOG(P _A)的方差分解			LOG(P _B)的方差分解		
	标准差	LOG(P _A)	LOG(P _B)	标准差	LOG(P _A)	LOG(P _B)
1	0.016636	100.0000	0.000000	0.027373	21.93099	78.06901
2	0.023207	99.99099	0.009011	0.041108	20.34508	79.65492
3	0.028267	99.98754	0.012460	0.051630	19.86892	80.13108
4	0.032526	99.98658	0.013416	0.060425	19.71109	80.28891
5	0.036267	99.98669	0.013310	0.068137	19.67984	80.32016
6	0.039639	99.98727	0.012725	0.075098	19.71005	80.28995
7	0.042729	99.98807	0.011926	0.081499	19.77445	80.22555
8	0.045595	99.98895	0.011048	0.087465	19.85980	80.14020
9	0.048275	99.98984	0.010164	0.093079	19.95890	80.04110
10	0.050801	99.99068	0.009322	0.098402	20.06749	79.93251

B 股市场的有效性仍然较弱，风险更大。究其原因，可能有以下几点：(1) 目前 B 股市场由于对投资主体的限制以及市场容量的限制，阻遏了国内机构的进入，市场中以散户投资者为主导。而与机构投资者相比，散户获取信息的成本更高，速度更慢，从而不可避免的导致市场有效性的降低。这与 1994 年之前的 A 股市场十分相似。(2) 市场定位问题。B 股对境内投资者开放后，不但没有相应的后续措施（如为防止资本外逃，B 股未向国内机构投资者开放），反而推出很多利空措施，如 QDII、CDR 等。中国将要在五年内按入世承诺逐渐开放 A 股市场，目前 A 股是国内重点发展的市场，若大力发展 B 股市场，不仅会导致重复建设、功能重叠、资源浪费等问题，而且会引发一些深层次的问题，也为以后 A、B 股合并增大难度。B 股市场究竟独立发展还是与 A 股合并，其功能究竟如何，这个问题，政府始终没有明确的态度，甚至出现了前后矛盾的说法。因此，B 股市场定位不确定的风险远大于 A 股。(3) 相对过高的交易成本，也是导致 B 股市场有效性降低的原因，尽管 1999 年底，中国证监会降低了 B 股交易的佣金及税金，但相对与 A 股仍然较高。交易成本还应包括货币的兑换，特别是人民币

存在升值预期，这对 B 股的走势殊为不利。

表 6 第 2 时段 (2001.6.1 - 2003.4.1) 股票市场的方差分解

时期	LOG(P _A)的方差分解			LOG(P _B)的方差分解		
	标准差	LOG(P _A)	LOG(P _B)	标准差	LOG(P _A)	LOG(P _B)
1	0.015160	100.0000	0.000000	0.021805	54.35596	45.64404
2	0.021484	99.81985	0.180147	0.031118	51.30287	48.69713
3	0.026230	99.73566	0.264336	0.037966	50.35371	49.64629
4	0.030131	99.71019	0.289812	0.043456	50.20822	49.79178
5	0.033481	99.71126	0.288738	0.048059	50.41462	49.58538
6	0.036436	99.72390	0.276105	0.052027	50.79231	49.20769
7	0.039087	99.74119	0.258814	0.055512	51.25940	48.74060
8	0.041497	99.75978	0.240216	0.058615	51.77448	48.22552
9	0.043706	99.77799	0.222015	0.061407	52.31466	47.68534
10	0.045747	99.79490	0.205095	0.063939	52.86638	47.13362

由于 B 股市场向国内投资者开放时间较短，我们的研究还有待进一步完善，但是降低市场风险、提高有效性对市场健康发展是基础性的。我们的研究有助于判断 A、B 股市场投资者的行为特征，也为政策制定提供了实证依据。

参考文献

- [1] 刘金全, 崔畅. 中国沪深股市收益率和波动性的实证分析 [J]. 经济学 (季刊), 2002, 1(4).
- [2] 吴文锋, 朱云, 等. B 股向境内居民开放对 A、B 股市场分割的影响 [J]. 经济研究, 2002, (12).
- [3] 俞世典, 陈守东, 黄立华. 主要股票指数的联动分析 [J]. 统计研究, 2001, (8).
- [4] 张兵, 李晓明. 中国股票市场的渐进有效性研究 [J]. 经济研究, 2003, (1).
- [5] 邹功达, 陈浪南. 中国 A 股与 B 股的市场分割性检验 [J]. 经济研究, 2002, 4.
- [6] EMERSON R, HALL S, ZALEWSKA-MITURA A. Evolving Market Efficiency with an Application to some Bulgarian Shares [J]. Economics of Planning, 1997, 30: 75-90.
- [7] GRANGER, C. Some recent developments in a concept of causality [J]. Journal of Econometrics, 1998, 39: 199-211.

- [8] GREENE, WILLIAM. Econometric Analysis [M] . New Jersey: Prentice Hall Inc, 1997.
- [9] JOHANSEN, SOREN. Statistical analysis of co-integration vectors [J] . Journal of Economic Dynamics and Controls, 1988, 12: 231-254.
- [10] LI XM. China's Evolving Market Efficiency Reconsidered: The Kalman Filter Analysis [R] . Massey University Working Paper.
- [11] SU DW, FLEISHER B. Risk, Return and Regulation in Chinese Stock Markets [J] . Journal of Economics and Business, 1998, 50: 239-256.
- [12] ZAKOIAN J, RABEMANANJARA R. Threshold Arch Models and Asymmetries In Volatility [J] . Journal of Applied Econometrics, 1993, 8: 31-49.

The Positive Analysis of Volatilities, Market Efficiency And Co integration Test of Shanghai A and B Shares

ZHANG Bing, LI Xindan, LI Xiaoming

(Institute of Management Science and Engineering, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: The paper compares the volatilities and efficiency of the Shanghai A and B shares and their integrations. B share is much riskier and have lower efficiency. Since June, 2001, the two markets seems to become co integration, but B share is highly influenced by A share.

Key words: A share; B share; volatility; efficiency

收稿日期 : 2003-07-05

作者简介: 张兵(1969—),男,江苏南京人,经济学博士,南京大学管理科学与工程研究院副教授,已在《经济研究》、《经济管理》、《经济学(季刊)》等核心刊物发表论文30多篇,主持参与国家社科基金、省部级课题7项,2000-2001年在英国曼彻斯特大学学习;

李心丹(1966—),男,金融学博士,南京大学管理科学与工程研究院教授,博士生导师,已在《经济研究》、《中国社会科学》、《经济学动态》等核心刊物发表论文70多篇,主持国家社科基金3项;

李晓明,新西兰 Massey 大学商务系,现在英国谢菲尔德大学进行博士后研究。