

我国证券投资基金市场与股票市场运行关系研究

黄炳艺

(厦门大学经济学院计统系 福建 厦门 361005)

摘要: 本文以上证基金指数和上证综合指数为研究对象, 利用协整理论及误差修正模型等高级经济计量学理论来考察我国基金市场和股票市场在不同市场行情中的长期均衡关系及短期波动影响, 以此反映我国证券投资基金与股市运行关系。

关键字: 证券投资基金; 协整; 误差修正模型; 单位根检验; Johansen 检验

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A

1 引言

我们知道, 对于我国发展证券投资基金的积极意义, 普遍的说法是它作为机构投资者, 可以引导市场理性、长期投资, 抑制市场的过度投机, 防范和化解市场风险, 从而有利于实现股票市场的稳定运行, 这也是我国政府大力发展证券投资基金的重要出发点。然而, 随着《四问证券投资基金》(王国刚, 2000)^[1]以及《基金黑幕》(平湖、李菁, 2000)^[2]的发表, 证券投资基金是否具有稳定市场作用成了备受关注的问题。对此, 施东晖(2001)通过考察 1999 年第一季度到 2000 年第三季度样本基金各季度前十名股票的变化情况发现, 国内投资基金存在严重的羊群行为, 投资理念趋同, 投资风格模糊, 并在一定程度上加剧股价的波动^[3]; 刘月珍, 李金昌(2001)从基金所持货币资产比例、基金股票持有期限及基金股票差价收益与股息收益比例等三个方面分析证明我国证券投资基金在股市大都进行短线操作, 对股市的稳定起到一定的负面影响^[4]; 而杨平(2001)则从证券投资基金进驻市场后股市波动的变化情况, 即通过比较各证券投资基金所公布的投资组合内的股票在证券投资基金持有前 3 个月和持有期 3 个月波动情况来反映证券投资基金是否稳定市场, 结果显示: 证券投资基金所持有股票的波动性随持有期的长短不同而有不同的表现, 持有期较短的其波动性增强, 而持有期较长的则减弱^[5]。

目前关于这方面的实证研究主要有以下特点: 一是侧重研究各个证券投资基金对市场的影响, 而忽略考察证券投资基金作为整体对股市的影响; 二是实证的样本期间多在 1999 年到 2000 年间, 样本的个数及代表性受市场规模及市场成熟度影响较大; 三是忽略对不同市场行情下证券投资基金表现的考察, 而这又因证券投资基金的投资理念和操作手法在不同市场行情下存在较大差异而显得格外重要。为此, 本文利用高等经济计量学中的协整理论和误差修正模型, 以上证基金指数和上证综合指数为研究对象来考察我国基金市场和股票市场在不同市场行情中的长期均衡关系及短期波动影响, 从而为研究证券投资基金与股市运行关系提供一个新的视角。

全文结构如下: 第一部分为引言; 第二部分是实证研究的理论介绍, 重点介绍协整关系及其检验以及误差修正模型的构造; 第三部分我国证券投资基金市场与股票市场运行关系的实证研究; 第四部分则是结论的总结。

2 研究的理论与方法

协整理论(Engle、Granger, 1987)是计量经济学方法论的重大突破^[6], 它是研究不同经济序列间长期均衡关系的强有力工具, 也是本文研究我国证券投资基金市场与股市运行关系的理论基础。协整理论的基础思想在于, 如果某些时间序列变量(如上证基金指数和上证综指)呈现非稳定性,

但它们的某些线性组合却表现出稳定性，则这些变量之间存在长期稳定均衡关系（协整关系），即对于变量 $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ ，如果它的每个分量均为 d 阶单整¹，而且存在一个向量 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$ ，使得 $\alpha'x_t \sim I_{(d-b)}$ ($d \geq b > 0$)，则称 $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ 具有 (d, b) 阶协整，记为 $x_t \sim C_{(d,b)}$ ，并称 α 为协整向量。

协整揭示了变量之间的一种长期稳定的均衡关系，是均衡关系在统计上的表述。其经济意义在于：尽管各经济变量具有各自的波动规律，但如果存在协整关系，则它们之间存在一种长期稳定的比例关系即一种长期趋势，而且从长期来看，各经济变量将围绕这长期趋势上下波动，偏差不会太大，这表明经济系统具有自我调节，自我修复的功能，即使存在外部的冲击或干扰，其造成的影响也仅仅是短暂的，不能破坏其稳定关系。从另一个角度上讲，协整关系的存在使得通过其他变量水平值的变化来影响另一变量水平值的变化成为可能，若变量间没有协整关系，则不存在通过其它变量来影响另一变量的基础。

根据 Granger 表示定理 (Engle、Granger, 1987)，如果序列 $\{y_t\}$ 和 $\{x_t\}$ 都是 $I(1)$ 的且序列变量间存在协整关系，则存在描述序列变量由短期波动向长期均衡调整的误差修正模型，其基本形式为：

$$\Delta y_t = c + \sum_{i=0}^p \alpha_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta y_{t-j} + \lambda_m \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta x_t = d + \sum_{i=0}^p \omega_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \eta_j \Delta x_{t-j} + \lambda_n \mu_{t-1} + v_t \quad (2)$$

其中， ε_t, v_t 为白噪声， $\mu_t = y_t - kx_t$ 为误差修正序列，描述了系统对均衡状态的偏离程度。 λ 为均衡误差修正的调整参数， p, q 是使残差项为白噪声的最优滞后阶数，可以由 Schwart 准则 (Schwart, 1987) 确定^[7]。误差修正模型不仅提供了揭示长期关系和短期调节的途径²，而且还可推断出变量之间的因果关系。如果模型中的自变量系数是统计上显著的，则表明存在变量间的短期因果关系，如果滞后因变量的系数是统计上显著的，则表明因变量还受到其自身滞后值的影响。

在检验变量间是否存在协整关系之前，还需检验每个变量是否稳定。整个研究的基本步骤如下：

(1) 单位根检验：单位根检验用于检验非平稳时间序列是否具有单位根，即检验序列的单整阶数，它是进行协整分析的基础。最早的检验方法为 Dickey-Fuller 检验，其检验的模型有三种，分别为：

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \mu + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \mu + \eta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

检验原假设 $H_0: \rho = 1$ ，备选假设 $H_1: \rho < 1$ 。构造 t 统计量，服从 Dickey-Fuller 分布，估计上述方程并计算得到 t 统计量的值，从 Dickey-Fuller 分布表中查出给定显著性水平下的临界值，如果 t 统计量的绝对值小于临界值的绝对值，则接受原假设，即意味着序列 y_t 存在单位根，非平稳，否则 y_t 是平稳的。

Dickey-Fuller 检验隐含着估计残差序列 $\hat{\varepsilon}_t$ 独立且同方差，如果 $\hat{\varepsilon}_t$ 为异方差，DF 检验将失效，克服的方法有两种：一是修正检验模型，二是修正检验统计量。第一种方法即为 ADF 检验^[8]，在检验模型中加入滞后的因变量，以式 (5) 为例：

$$\Delta y_t = \mu + \eta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

式中 k 是使残差项为白噪声的最优滞后阶数，它的选择采用 Schwart (1987) 推荐的方法， k 的最大值为 $[12(T/100)^{1/4}]$ ，其中 $[X]$ 表示 X 的最大整数部分， T 为观测值个数。

与 ADF 检验通过在检验模型加入滞后的因变量来修正模型的方法不同³，Phillips-Perron 检验^[9] 采用非参数的方法调整修正检验统计量，主要利用残差的 Newey-West 异方差及自相关的一致性估计量：

$$\omega^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q (1 - \frac{j}{q+1}) \gamma_j$$

这里 $\gamma_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}$ ， q 为截取的滞后阶数，则 PP 检验的 t 统计量为：

$$t_{PP} = \frac{\gamma_0^{1/2} t_b}{\omega} - \frac{(\omega^2 - \gamma_0) T s_b}{2\omega \hat{\sigma}}$$

其中 t_b 和 s_b 分别为 DF 检验模型中系数 $(\rho-1)$ 的 t 统计量和标准差，而 $\hat{\sigma}$ 为检验模型中回归方程的标准差。该 t 统计量具有与 ADF 检验中的 t 统计量相同的渐近分布，故可直接运用 ADF 检验的临界值来检验。

(2) 协整检验：检验变量之间是否具有协整关系的方法，目前主流的方法主要有两种：Engle-Granger 两步检验法和 Johansen 检验。前者通常用于检验两变量之间的协整关系，而后者主要用于检验多变量之间的协整关系，并能精确地估计协整向量，因此本文将对 Johansen 检验作重点介绍。

Johansen 检验 (Johansen, 1988; Johansen、Juselius, 1990) 是一种利用向量自回归模型进行协整检验的方法^{[10][11]}。

考虑向量序列 $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt})'$ ，假设它的生成过程由下式的向量自回归模型确定：

$$y_t = \Pi_1 y_{t-1} + \Pi_2 y_{t-2} + \dots + \Pi_p y_{t-p} + \mu_t \quad (7)$$

其中， Π_i 是 $n \times n$ 矩阵， μ_t 是白噪声，则经过差分变换后，式 (7) 可改写为：

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中 $\Gamma_i = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i - I$ ， $i = 1, 2, \dots, p$ 。

如果 y_t 是 $I(1)$ 序列，则式 (8) 中的 Δy_t ， Δy_{t-j} ($j = 1, 2, \dots, p-1$) 均为 $I(0)$ ，那么只有当 $\Gamma_p y_{t-p}$ 是 $I(0)$ 变量构成的向量，即 $y_{1t-k}, y_{2t-k}, \dots, y_{mt-k}$ 之间具有协整关系，才能保证新生误差为平稳过程，因此矩阵 Γ_p 不是满秩，令 $0 < R(\Gamma_p) = r < n$ ，即存在 r 个协整组合，其余 $n-r$ 个关系仍为 $I(1)$ ，则 Γ_p 可分解为两 $(n \times r)$ 阶矩阵 α 和 β 的乘积，令 $\Gamma_p = -\alpha\beta'$ ，则式 (8) 为：

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} - \alpha\beta' y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (9)$$

这里 $\beta' y_t \sim I(0)$ ，即 y_t 有 r 个协整向量 ($0 \leq r \leq n-1$)。Johansen 利用式 (9)，并采用极大似然法可得到协整向量 β 的估计。具体做法是，由式 (9) 得到似然函数为：

$$L(\alpha, \beta, \Omega; \Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}) = |\Omega|^{-T/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t' \Omega^{-1} \varepsilon_t\right)$$

其中， T 为样本数， Ω 为 ε 的协方差矩阵。由于式 (9) 可写成：

$$\Delta y_t + \alpha\beta' y_{t-p} = \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

则分别用 Δy_t 和 Δy_{t-p} 对 $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$ 进行 OLS 回归，可得到相应的残差序列 R_{0t} 和 R_{pt} ；我们可以得到 $R_{0t} + \alpha\beta' R_{pt} = \varepsilon_t$ ，因此，似然函数可写为：

$$L_1(\alpha, \beta, \Omega) = |\Omega|^{-T/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha\beta' R_{pt})' \Omega^{-1} (R_{0t} + \alpha\beta' R_{pt})\right)$$

如果 β 已知，则 α 和 Ω 可采用 R_{0t} 对 R_{pt} 进行回归得到，即：

$$\hat{\alpha}(\beta) = -S_{0p}\beta(\beta'S_{pp}\beta)^{-1}$$

$$\hat{\Omega}(\beta) = S_{00} - S_{0p}\beta(\beta'S_{pp}\beta)^{-1}\beta'S_{p0}$$

其中, $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it}R'_{jt}, (i, j = 0, p)$ 。代入式 (10), 可得似然函数与下列的函数成比例:

$$L_2(\beta) = \left| \hat{\Omega}(\beta) \right|^{-T/2} = \left| S_{00} - S_{0p}\beta(\beta'S_{pp}\beta)^{-1}\beta'S_{p0} \right|^{-T/2}$$

因此, β 的估计可以通过使函数 $L_2(\beta)$ 最大得到, 而这个问题可以归结为下面的广义特征值问题:

$$\left| \lambda S_{pp} - S_{p0}S_{00}^{-1}S_{0p} \right| = 0$$

设特征值 $\hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_r \geq \dots \geq \hat{\lambda}_n \geq 0$, 此时, $\hat{\Omega}(\beta) = \left| S_{00} \prod_{i=1}^n (1 - \hat{\lambda}_i) \right|$

在零假设“至少有 r 个协整向量”下, $H_0: \lambda_i = 0, i = r+1, \dots, n$, 则利用似然比例函数可得相应的检验统计量, 称为特征值的轨迹统计量, 定义式为:

$$LR(n-r) = -2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

其中, $\hat{\lambda}_{r+1}, \hat{\lambda}_{r+2}, \dots, \hat{\lambda}_n$ 是 $n-r$ 个较小的特征值的估计, Q 为 H_0 约束条件下的极大似然值与无约束条件下的极大似然值之比。该检验的临界值可从 Johansen 协整检验临界值表查得。

3 实证研究

本文实证数据为上证基金指数和上证综指从 2000 年 5 月 10 日到 2002 年 11 月 29 日共 614 天收盘价数据, 分别以 SFI 和 SCI 表示。

首先, 进行上证基金指数和上证综指两时间序列的单位根检验, 本文通过 ADF 检验和 PP 检验配合检验两时间序列的平稳性, 结果如表一所示。

表 1 SFI 和 SCI 的单位根检验结果

序 列	ADF	PP	临 界 值	
			1%	10%
SFI	-1.24	-1.2	-3.44	-2.57
SCI	-0.53	-0.54	-3.44	-2.57
D(SFI)	-10.69	-26.03	-3.44	-2.57
D(SCI)	-10.93	-23.77	-3.44	-2.57

表 1 分别列出了上证基金指数和上证综指序列及其一阶差分序列单位根检验的 ADF 统计量和 PP 统计量, 在 1% 的显著性水平下检验结果表明时间序列 SFI 和 SCI 均接受存在单位根的原假设, 而差分序列即使在 10% 的显著性水平下也拒绝存在单位根的原假设, 这说明 SFI 和 SCI 的一阶差分序列是平稳的, 由此可推断它们都是 I(1) 过程。

由于时间序列 SFI 和 SCI 具有相同的单整阶数, 可进一步检验它们的协整关系, 表二给出了两时间序列的 Johansen 协整检验结果, 比较似然比统计量与 1% 和 5% 显著性水平下的临界值可知在整个样本区间内两个时间序列不存在协整关系。

表 2 SFI 和 SCI 的 Johansen 协整检验结果

特征值	似然比	临 界 值	
		1 %	5 %
0.0166	14.8881	20.04	15.41
0.0068	3.3225	6.65	3.76

为进一步考察上证基金指数和上证综指在不同时间段内是否具有协整关系,本文根据不同的市场行情把全部样本期间分为三个时期:

(1) 2000年5月10日至2001年6月26日,大盘发生一轮上涨的大行情,上证综指从1704点一路上涨到2233点;

(2) 2001年6月27日至2002年1月28日,大盘大幅下跌,上证综指从2233点的高位下挫到1359的阶段底部;

(3) 2002年1月29日至2002年11月29日,大盘处于盘整阶段,上证综指基本上盘整于1400点到1700点的区间内。

对三个样本期间内的上证基金指数和上证综指两时间序列重新做单位根检验,结果表明它们都服从单位根过程,均为一阶单整序列(检验结果省略)。上证基金指数和上证综指在三个期间的协整检验结果见表3

表3 各期间 SFI 和 SCI 的 Johansen 协整检验结果

样本期间	特征值	似然比	临界值	
			1 %	5 %
I	0.0737	22.0398	20.04	15.41
	0.0045	1.2186	6.65	3.76
II	0.0323	7.3697	20.04	15.41
	0.0199	2.8037	6.65	3.76
III	0.0793	16.7402	20.04	15.41
	0.0041	0.7937	6.65	3.76

根据表3的检验结果可知,上证基金指数和上证综指在样本期间II不存在协整关系,而在样本期间I和III中则存在显著的协整关系。同时我们可得到上证基金指数和上证综指在样本期间I和III中相应的协整向量分别为(0.001084, -0.000737)和(-0.002274, 0.002936),以及标准化协整系数即协整方程,详见表4。

表4 SFI 和 SCI 的标准化协整系数

样本期间	SCI	SFI	C
I	1	-0.679833 (0.0366)	-1277.721
III	1	-1.291434 (0.0285)	-139.1769

由表4可知:(1)在两个不同的样本期间内,上证综指和上证基金指数的长期均衡关系呈现显著的同涨同跌的变动关系,但两者的波动幅度大小却存在较大差别:在样本期间I即在上涨的市场行情中,上证基金指数的波动幅度明显大于上证综指的波动幅度,而在盘整行情中则相反。假设上证基金指数变动1%,则上证综指在上涨行情中只变动0.6798%,而在盘整行情中则变动1.2914%。

(2)在样本期间I和III中,误差修正序列分别为:

$$ecm(I) = SCI - 0.679833 * SFI - 1277.721 \quad (11)$$

$$ecm(III) = SCI - 1.291434 * SFI - 139.1769 \quad (12)$$

则将式(11)和(12)分别代入式(1)(2),进一步进行参数估计,可分别得到上证综指和上证基金指数在样本期间I和III内的误差修正模型(**和*号分别表示参数估计在1%和10%的水平下显著):

$$I: \quad \Delta SCI_t = -0.0579ecm(I)_{t-1} + 0.0495\Delta SCI_{t-1} + 1.2069\Delta SFI_t$$

(-3.8965)** (1.015) (11.3386)**

$$R^2 = 0.3471 \quad DW = 2.0509 \quad F = 72.0212$$

$$\Delta SFI_t = 0.0122ecm(I)_{t-1} + 0.0873\Delta SFI_{t-1} + 0.2631\Delta SCI_t - 0.0194\Delta SCI_{t-1}$$

$$(1.7053)^* \quad (1.4265) \quad (11.1522)^{**} \quad (-0.6992)$$

$$R^2 = 0.3103 \quad DW = 1.965 \quad F = 40.4928$$

III: $\Delta SCI_t = -0.0498ecm(III)_{t-1} - 0.2871\Delta SCI_{t-1} + 1.5637\Delta SFI_t + 0.6901\Delta SFI_{t-1}$

$$(-1.9355)^* \quad (-4.4098)^{**} \quad (23.1359)^{**} \quad (5.7279)^{**}$$

$$R^2 = 0.7409 \quad DW = 1.9812 \quad F = 203.0232$$

$$\Delta SFI_t = -0.006ecm(III)_{t-1} - 0.4561\Delta SFI_{t-1} + 0.4575\Delta SCI_t + 0.1995\Delta SCI_{t-1}$$

$$(-0.4272) \quad (-7.2815)^{**} \quad (23.1359)^{**} \quad (5.8402)^{**}$$

$$R^2 = 0.7479 \quad DW = 2.0729 \quad F = 210.7153$$

由以上的误差修正模型我们可知：

(1) 在 2000 年 5 月 10 日至 2001 年 6 月 26 日这段上涨的市场行情中，在第(t-1)日上证综指和上证基金指数是否处于长期均衡状态将直接影响到上证综指和上证基金指数在第 t

日的波动幅度，但影响的方向相反：如果在第(t-1)日上证综指相对上证基金指数而言过高，则第 t 日上证基金指数将上涨，而上证综指却有向下调整的趋势，而且潜在的调整幅度会更大，因为其方程中 ECM 项前的系数-0.0579 的绝对值大于上证基金指数方程中 ECM 的系数 0.0122，且两者都是统计上显著的，但考虑到这两系数比较小，这说明误差修正项对于上证综指和上证基金指数的影响都比较小。

(2) 在 2002 年 1 月 29 日至 2002 年 11 月 29 日这段盘整的市场行情中，均衡误差修正项仅对上证综指的短期波动有显著影响，即上证综指偏离于其与上证基金指数的长期均衡将引起上证综指的反方向调整（尽管调整的力度并不太大），而其对上证基金指数波动的影响则不明显。

(3) 同时考察样本期间 I 和 III 的误差修正模型可知，上证基金指数和上证综指存在短期波动的双向因果关系，且两者呈同涨同跌的变动关系，但上证基金指数波动对于上证综指的短期波动的影响明显大于上证综指波动对于上证基金指数波动的影响。

(4) 从模型拟合程度及各系数的显著性水平，我们可知，上证基金指数的波动在上涨行情中除了受到上证综指波动及长期均衡误差项的影响外，更多地受到其他因素的影响，而在盘整行情中则主要受其前期波动以及上证综指当期及其前期波动的影响。上证综指的波动也有类似的特征。

4 结论

通过以上利用协整理论和误差修正模型对我国上证综指和上证基金指数的长期均衡关系及短期波动影响的实证研究，结果可大致反映我国证券投资基金市场与股票市场运行的如下若干特征：

(1) 我国证券投资基金市场与股票市场的走势在较长的期间内（2000.510—2002.11.29）不存在长期均衡关系，但在结合市场行情而界定的上涨和盘整行情中却存在协整关系。

(2) 我国证券投资基金市场与股票市场的走势在下跌行情中不存在协整关系，即长期均衡关系。因此，到目前为止，我国证券投资基金在大盘下跌时具有稳定市场的流行说法是值得商榷的。

(3) 在上涨和盘整行情中我国基金市场与股票市场具有同涨同跌的长期均衡关系，但基金市场的波动幅度在上涨行情中，明显大于股票市场的波动幅度，而在盘整行情中则相反。

(4) 由于协整关系的存在，股票市场与基金市场走势是否偏离两者长期均衡状态将引起股票市场的短期反向调整，而对基金市场的影响则因行情不同而有区别，在上涨行情中将引起基金市场同向变动，但在盘整行情中对基金市场的影响并不显著。

(5) 我国股票市场与基金市场的短期走势相互影响，并且基金市场波动对于股票市场波动的影响明显大于股票市场波动对于基金市场波动的影响。

(6) 影响股票市场与基金市场的短期走势的因素在不同市场行情下却有所不同：在上涨行情中，股票市场的短期走势除了受到基金市场波动及长期均衡误差项的影响外，更多地受到其他因素的影响，而在盘整行情中则主要受其前期波动以及基金市场当期及其前期波动的影响。基金市场的

波动也有类似的特征。

参考文献

- [1] 王国刚. 四问证券投资基金[N]. 中国证券报, 2000年8月14日
- [2] 平湖, 李菁. 基金黑幕: 关于基金行为的研究报告解析[J]. 财经, 2000.10.
- [3] 施东晖. 证券投资基金的交易行为及其市场影响[J]. 世界经济, 2001.10:26-31.
- [4] 刘月珍, 李金昌. 中国证券投资基金对股市影响研究[J]. 统计研究, 2001.11:31-34.
- [5] 杨平. 证券投资基金稳定市场功能的实证分析[J]. 经济理论与经济管理, 2001, 6:21-24.
- [6] Engle, R.F. and Granger, C.W.J., Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing[J], *Econometrica*, 1987, Vol.55:251-276.
- [7] Schwart, G. W. Test for Unit roots: A Monte carlo Investigation[J]. *Journal of Business and economic Statistics*, 1987, 7: 147-159.
- [8] Dickey D.A. and Fuller, W.A., distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root[J], *Journal of the American Statistical Association*, 1979, Vol.74:427-431.
- [9] Phillips, P.C.B. and Perron, P., Testing for a Unit Root in Time Series Regression [J], *Biometrika*, 1988, Vol.75:335-346.
- [10] Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors[J], *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, Vol.12:231-254.
- [11] Johansen, S. and Juselius, K., Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money[J], *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, Vol.52:169-210.
- [12] John Y. Campbell, Andrew W. Lo, A. Craig Mackinlay. *The Econometric of Financial Markets*[M]. New Jersey: Princeton University Press, 1997.

Study on the Relationship between the Securities Investment Funds Market and the Stock Market in China

Huang Bing-yi

(Department of Plan and Statistic of Economic College, Xiamen University)

Abstract: Using the Fund Index and the Composite Index of Shanghai Stock Market as study objective, this papers apply the advance econometrical theory about cointegration and error correction model to investigate long-term equilibrium relationship and the short-term fluctuation effect between the funds market and the stock market in different market quotations, which can reflect the relationship between securities investment funds and the stock market in China.

Keywords: Securities Investment Funds; Cointegration; Error Correction Model; Unit Root Test; Johansen Test

收稿日期: 2003-5-7

作者简介: 黄炳艺 (1977年—), 男, 福建厦门人, 厦门大学经济学院博士研究生。

¹ 如果时间序列 y_t 本身是平稳的, 但经过 d 阶差分后才成为平稳序列, 则称 y_t 具有 d 阶单整, 或称为 $I(d)$ 序列。

² 即使变量 y_t 可能在短期内偏离它与变量 x_t 的协整关系水平，但经济系统具有自我修正机制，会在 t 期将 $t-1$ 期的短期波动向整个经济系统的长期均衡水平调整。

³ 该方法会造成自由度的损失从而影响模型的检验能力。