

主要股票市场指数与我国股票市场指数间的协整分析¹

陈守东 韩广哲 荆伟

内容提要：本文应用协整分析和误差修正模型（ECM）对沪、深股市指数和主要股票市场（美国、英国、香港和日本）之间的关系进行了实证分析。通过建立误差修正模型（ECM），发现指数之间收益率序列具有相异的短期波动，而对沪、深股市指数和主要股票市场指数进行协整分析，我们发现国内市场与国际市场不存在协整关系，即没有长期共同趋势，得出我国股票市场与国际市场相分离的结论。

关键词： 股票指数 协整 ECM Granger 因果检验

一、引言

随着中国资本市场有步骤、有条件、有限度地对外开放，中国资本市场已成为全球资本市场的重要组成部分。从国际证券市场角度来看，主要股票市场指数呈现出越来越明显的共同运动趋势（Jeon and Von Furstenberg, 1990）。同一地区的股市常常会因为地理位置的接近、密切的经济关系和政治的相似性而被紧密地联系在一起，因此共同的信息因素会影响到同一地区股票市场的收益和波动。已有多篇文章对我国沪、深股市进行了协整分析，证明了沪、深股市指数确实存在着协整关系（刘金全，2002）。沪、深股市和主要股票市场（美国、英国、香港和日本）指数的联动关系也有讨论（俞世典 陈守东，2001）。本文通过建立误差修正模型（ECM）研究收益率序列的短期波动模型，进而对沪、深股市指数和国际上的主要股票市场指数进行协整分析，研究国内市场与国际市场是否存在协整关系，即有没有长期共同趋势，并对其进行了实证研究。本文结构如下：第二部分对数据与模型进行了描述，第三部分，对沪、深股市和主要市场指数进行了 Granger 检验，协整关系检验和建立 ECM 模型，并进行了估计，第四部分，对国内股票市场与世界主要股票市场之间进行了协整分析。最后，第五部分是结论。

二、数据与模型描述

1. 数据描述

我们选取了主要股票市场指数：道·琼斯指数（DOW），金融时报指数（FTSE100），香港恒生指数（HENG），日经指数（NIKKEI 225）。国内股票市场上证综合指数（SZ），深证综合指数（ZZ）。样本数据为 1992 年 11 月 20 日到 2002 年 7 月 12 日的日收盘数据，观察值个数 2429。我们对这六个指数数据进行取对数和取对数差分处理，用 LDOW、LFTSE、LHENG、LNIK、LSZ、LZZ 表示进行取对数处理以后的指数序列；用 RDOW、RFTSE、RHENG、RNIK、RSZ、RZZ 表示进行对数一阶差分处理以后的指数序列（即为我们考虑的收益率序列），图 1 给出了对数指数序列的图形。其中从上至下分别为：LNIK、LHENG、LDOW、LFTSE、LSZ、LZZ。

从主要股票市场指数（LDOW、LFTSE、LHENG、LNIK）的时间路径我们可以发现，LDOW 指数波动较小，一直较平稳的增长，并在 98、99 年趋于平稳，在末期出现了下降的趋势，这与美国经济的生长过程极为相近，从 20 世纪 90 年代初的强劲增长，到 20 世纪末的高潮阶段，近两年经济出现了衰减的迹象。而 LNIK 的变化轨迹，更是日本经济十年滑坡的生动写照。与美国经济联系紧密的英国、香港经济，在美国强势经济的带领下，也保持了较平稳的增长，这也从图中的 LFTSE 和 LHENG 得到印证。特别注意的是，LDOW 和 LFTSE 在指数变化和走势上相近，反映出两国经济和金融市场相互的紧密联系。

¹原载于《数量经济技术经济研究》2003 年第 3 期

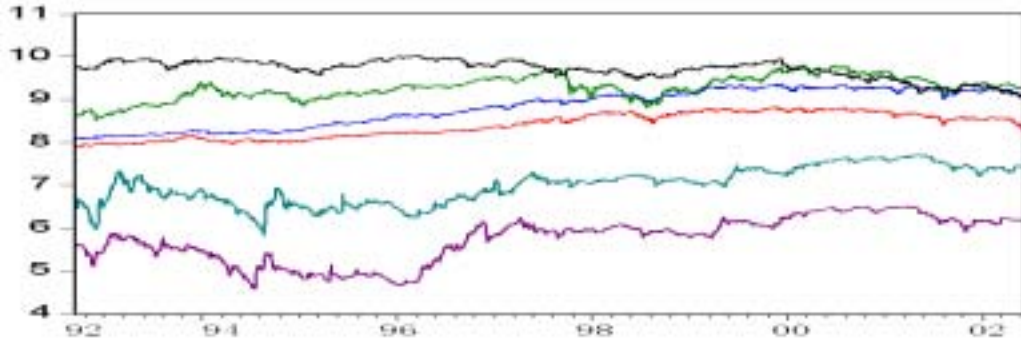


图1 对数指数序列的图形描述

2. 协整与 ECM 模型(C.W. J. Granger, 1983 ; Engle, Robert F. & C.W. J. Granger, 1987)

大多数金融时间序列是非平稳的，协整理论是处理非平稳时间序列间协整关系的有效方法。协整关系的一种等价表达形式就是误差修正模型(ECM)，误差修正模型是用于得到因变量调整的一种方法，从短期看，被解释变量的变动是由较稳定的长期趋势和短期波动所决定的，短期内对均衡状态的偏离程度的大小直接导致波动幅度的大小；从长期看，协整关系式起到引力线的作用，将非均衡状态拉回到均衡状态。例如，两个一阶单整的对数收益率序列 $\ln Y_t$ 和 $\ln X_t$ 如果存在协整关系，并假设在 ECM 模型中导致误差修正的长期均衡关系可以表示为：

$$\ln Y_t - \beta \ln X_t + C = u_t$$

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对数序列 $\ln Y_t$ 和 $\ln X_t$ 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。

就有二元误差修正模型的表达形式：

$$\Delta \ln Y_t = \omega_1 + \gamma_1 (\ln Y_{t-1} - \beta \ln X_{t-1} + C) + \phi_1(L) \Delta \ln Y_t + \phi_2(L) \Delta \ln X_t + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta \ln X_t = \omega_2 + \gamma_2 (\ln Y_{t-1} - \beta \ln X_{t-1} + C) + \theta_1(L) \Delta \ln Y_t + \theta_2(L) \Delta \ln X_t + \varepsilon_{2t}$$

ε_{1t} 和 ε_{2t} 为不相关的白噪声误差序列， $\phi_i(L), \theta_i(L), i=1,2$ 为滞后算子（滞后阶数的选择是在模型结构节俭的条件下，参照模型的对数似然比统计量和 AIC 准则进行）。其中我们最感兴趣的是误差修正的调整参数 γ_1 和 γ_2 ，它们对于模型的动态调整具有重要的意义。上述误差修正模型说明 $\Delta \ln Y_t$ 和 $\Delta \ln X_t$ 受到相同的误差修正过程影响，因此 $\Delta \ln Y_t$ 和 $\Delta \ln X_t$ 在向长期均衡的恢复当中具有共同的趋势成分和类似的周期特征，只是具有不同的调整速度 γ_1 和 γ_2 ，可能导致它们出现相异的短期波动模式。

三、Granger因果关系检验、协整关系检验、ECM模型的估计结果

1. 单位根检验

首先对股票对数指数及收益率序列进行单位根检验，确定各时间序列的单整阶数，表1. 分别计算各个对数序列和收益率序列单位根检验的ADF统计量(Augmented Dickey-Fuller

表1 单位根检验结果

| 序列 | ADF | PP | 临界值(1%) | 序列 | ADF | PP | 临界值(1%) |
|-------|---------|---------|---------|-------|---------|---------|---------|
| LDOW | -1.76 | -1.74 | -3.44 | LHENG | -2.99 | -3.01 | -3.44 |
| RDOW | -16.75* | -48.29* | -3.44 | RHENG | -16.50* | -48.28* | -3.44 |
| LFTSE | -1.70 | -1.68 | -3.44 | LNIK | -0.18 | -0.28 | -3.44 |
| RFTSE | -16.61* | -46.30* | -3.44 | RNIK | -16.78* | -51.96* | -3.44 |
| LSZ | -1.72 | -1.74 | -3.44 | LZZ | -1.20 | -1.18 | -3.44 |
| RSZ | -15.85* | -48.63* | -3.44 | RZZ | -16.36* | -47.84* | -3.44 |

统计量)和PP统计量(Phillips-Perron统计量)。在1%的显著性水平下(临界值为 -3.44，这

里*号表示拒绝原假设,下同),检验结果表明,对数指数序列均接受存在单位根的原假设,对其差分序列(即收益率序列)进一步进行平稳性检验,则显著拒绝存在单位根的原假设,这说明它们的差分序列是平稳的,由此可以推断对数指数序列都是I(1)过程,收益率序列是I(0)过程。

2. Granger 因果关系检验(C. W. J. Granger, 1969; C. A. Sims, 1972)

由于对数指数序列都是一阶差分平稳过程,都是齐次非平稳时间序列,可以对各对数指数序列建立ARIMA(p, 1, q)模型,也即相应的收益率序列的ARMA(p, q)模型。通过考察LDOW、LFTSE、LHENG、LNIK和RDOW、RFTSE、RHENG、RNK序列的自相关函数和偏自相关函数,选择各个序列合适的p、q的值(本文对滞后阶数的选取均是在模型结构节俭的条件下,参照模型的AIC和BIC准则进行),然后从这四个指数整体来考虑,选择对描述整体最合适的p、q的值,通过实际的建立模型,我们选择p = q = 5,这样的滞后阶数可以很好的描述这四个指数。因此在Granger因果关系检验中,滞后阶数选择为5。检验结果见表2和表3。

表2 对数指数序列

| 原假设 | F统计量 | 概率 |
|--------------------------|-------|-------|
| LFTSE对LDOW没有Granger显著影响 | 13.19 | 0** |
| LDOW对LFTSE没有Granger显著影响 | 12.31 | 0** |
| LHENG对LDOW没有Granger显著影响 | 1.55 | 0.17 |
| LDOW对LHENG没有Granger显著影响 | 0.83 | 0.54 |
| LNIK对LDOW没有Granger显著影响 | 1.48 | 0.19 |
| LDOW对LNIK没有Granger显著影响 | 1.47 | 0.20 |
| LHENG对LFTSE没有Granger显著影响 | 0.85 | 0.51 |
| LFTSE对LHENG没有Granger显著影响 | 3.19 | 0.01* |
| LNIK对LFTSE没有Granger显著影响 | 2.25 | 0.05 |
| LFTSE对LNIK没有Granger显著影响 | 1.60 | 0.16 |
| LNIK对LHENG没有Granger显著影响 | 1.12 | 0.35 |
| LHENG对LNIK没有Granger显著影响 | 1.22 | 0.30 |

表3 收益率序列

| 原假设 | F统计量 | 概率 |
|--------------------------|-------|---------|
| RFTSE对RDOW没有Granger显著影响 | 13.66 | 0** |
| RDOW对RFTSE没有Granger显著影响 | 13.80 | 0** |
| RHENG对RDOW没有Granger显著影响 | 1.00 | 0.42 |
| RDOW对RHENG没有Granger显著影响 | 2.10 | 0.06 |
| RNIK对RDOW没有Granger显著影响 | 2.29 | 0.04* |
| RDOW对RNK没有Granger显著影响 | 1.43 | 0.21 |
| RHENG对RFTSE没有Granger显著影响 | 0.21 | 0.96 |
| RFTSE对RHENG没有Granger显著影响 | 3.29 | 0.006** |
| RNIK对RFTSE没有Granger显著影响 | 1.54 | 0.17 |
| RFTSE对RNK没有Granger显著影响 | 1.33 | 0.25 |
| RNIK对RHENG没有Granger显著影响 | 0.56 | 0.74 |
| RHENG对RNK没有Granger显著影响 | 0.81 | 0.55 |

**在 1%的置信水平下拒绝原假设,*表示在 5%的置信水平下拒绝原假设。从表中可以发现:在滞后 5 阶的时候,在 1%的置信水平下,LDOW、LFTSE 与 RDOW、RFTSE 之间存在 Granger 互为因果关系,RFTSE Granger 引起 RHENG;在 5%的置信水平下,LNIK Granger 引起 RFTSE,RNIK Granger 引起 RDOW。

从 Granger 因果关系检验的结果来看,无论是对数指数序列还是收益率序列,道指和金融时报指数都存在着显著的 Granger 因果关系,这与英美两国经济紧密联系相一致;从整体来看,这四个指数或直接或间接的联系在一起,反映了各个国家之间相联系的经济。

3. 协整检验、协整方程及误差修正模型

通过单位根检验,我们知道对数指数序列LDOW、LFTSE、LHENG、LNIK都是I(1)过程,可以对四个指数序列进行Johansen协整检验。这里对滞后阶数的选取同时兼顾了协整检验以及建立可能的ECM模型的需要,这四个股票市场相互联系紧密,市场信息传递迅速并被充分反映各个股票市场的价格及走势上,所以对这四个对数指数进行协整检验时,选择一阶滞后就能很好的满足检验要求,同时建立了ECM模型。结果见表4。

表4 LDOW、LFTSE、LHENG、LNIK的 Johansen协整检验结果

| 假设的协整方程个数 | 特征值 | η (迹统计量) | 临界值(1%) |
|-----------|----------|---------------|---------|
| 没有 | 0.012864 | 60.93027* | 54.46 |
| 最多一个 | 0.007290 | 29.48204 | 35.65 |

表4给出了四个变量的Johansen协整检验结果(这里*号表示拒绝原假设)。比较迹统计量

η (迹统计量) 和1%显著性水平下的临界值, 说明在1%置信水平下, 这四个对数指数序列仅存在一个协整关系, 进一步可以得到具有标准化协整系数的协整关系估计:

$$LDOW_t = 1.1097 LFTSE_t + 0.3459 LHENG_t - 0.4452 LNIK_t + 0.5998 + u_t$$

[-14.31] [-4.51] [5.95]

u_t 为平稳序列, []内为t统计量。这里以LDOW为因变量, 主要考虑到美国在经济、股票市场上较其他市场发达, 相对处于主导地位。这四个对数指数之间存在协整关系, 说明它们有共同的趋势。从长期的看, 四个指数具有稳定关系, 能够整合, 它们的变化(包括价格变化以及走势)受到上述协整关系约束。LDOW和LFTSE、LHENG有显著的同向变动关系, 与LNIK却有着反向变动关系。从影响程度来看, LFTSE对LDOW影响最大, 且是正的影响。日经指数对道指有负的影响, 这与美国与日本经济十年间的发展差异一致, 美国经历了十年经济增长, 日本经济却是十年来不断衰退。

这四个指数存在一个协整关系, 说明它们的动态变化有共同的随机项决定, 这个共同随机项对这四个变量产生永久性影响。虽然各国经济政治体制也存在差异, 经济发展程度不同, 股票市场的规模、环境不尽相同, 但各国股市指数却受共同随机项决定, 形成一个稳定的整体。协整误差 u_t 的时间路径如图2:

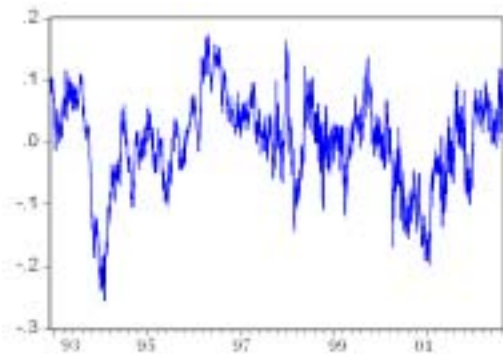


图2 协整误差 u_t 的时间路径

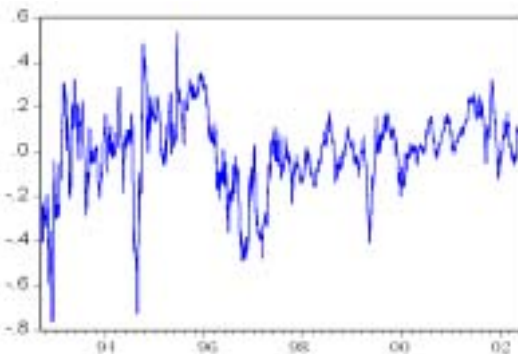


图3 协整误差 v_t 的时间路径

图2给出了数据区间内四个股指之间长期均衡关系的变化轨迹, 即误差修正过程的变化路径。从图中可以看出, 长期均衡关系在长期内波动较为集中, 在短期内波动模式出现了一定程度的变化。总的看来, 协整误差围绕零均线变化, 协整误差多次穿越零均线, 对均衡关系的正向作用($u_t > 0$)和反向作用($u_t < 0$)发生翻转, 波动幅度也趋于平缓, 表明各市场经过调整而趋于协整。

进一步我们可以得到各个收益率的误差修正模型:

$$RDOW_t = -0.0094 u_{t-1} + 0.0089 RDOW_{t-1} + 0.0864 RFTSE_{t-1} \quad RFTSE_t = 0.0053 u_{t-1} + 0.1082 RDOW_{t-1} + 0.0407 RFTSE_{t-1}$$

[-3.33] [0.44] [4.19] [1.89] [5.29] [1.98]

$$-0.0178 RHENG_{t-1} + 0.0156 RNIK_{t-1} + 0.0001 \quad + 0.0066 RHENG_{t-1} + 0.0156 RNIK_{t-1} + 0.0001$$

[-1.62] [1.12] [0.54] [0.60] [1.12] [0.54]

$$RHENG_t = 0.0188 u_{t-1} - 0.0145 RDOW_{t-1} + 0.0249 RFTSE_{t-1} \quad RNIK_t = -0.004 u_{t-1} + 0.0416 RDOW_{t-1} + 0.0437 RFTSE_{t-1}$$

[3.63] [-0.39] [0.66] [-0.96] [1.39] [1.45]

$$+ 0.0255 RHENG_{t-1} + 0.0261 RNIK_{t-1} + 0.0003 \quad - 0.0085 RHENG_{t-1} - 0.0464 RNIK_{t-1} - 0.0003$$

[1.26] [1.02] [0.67] [-0.53] [-2.28] [-1.02]

这里, []内为t统计量。可以看出, 短期波动模式有一定的差异, RDOW、RNIK受长期均衡关系的影响较弱(误差修正项系数不显著), 道指在四个股票市场中居于主导地位, 更多的时候是发起变化的角色, 而日经指数受日本国内经济的影响, 与其他国家稳定的经济发展相异, 因而没有受到长期均衡关系的显著影响; 而RHENG、RFTSE受到了长期均衡关系的显著影响(误差修正项系数显著), 这与图1中美国、英国和香港的股票市场指数在价格变化和走势上的相近一致, 也反映了三地紧密联系的经济。

在ECM模型当中， $RDOW_{t-1}$ 、 $RFTSE_{t-1}$ 分别对RFTSE、RDOW有显著影响（相应的系数显著），说明这两个市场存在短期收益率水平的交互影响，这也验证了Granger因果关系检验的结果，说明英美两个股市的联系在四个市场当中是最紧密的。

四、国内股票市场与世界主要股票市场之间的协整分析

1. 国内沪、深股票市场的协整检验

由于对数指数序列LSZ、LZZ都是I(1)过程，应用Johansen协整检验结果见表5（这里滞后阶数选取为2）：

表5 LSZ、LZZ的Johansen协整检验结果

| 假设的协整方程个数 | 特征值 | η (迹统计量) | 临界值(1%) |
|-----------|----------|---------------|---------|
| 没有 | 0.020783 | 52.78* | 20.04 |
| 最多一个 | 0.000754 | 3.76 | 6.65 |

表5给出了两个变量的Johansen协整检验结果（这里*号表示拒绝原假设）。比较迹统计量 η （迹统计量）和1%显著性水平下的临界值，说明在1%置信水平下，对数指数序列LSZ和LZZ之间仅存在一个协整关系，进一步可以得到具有标准化协整系数的协整关系估计：

$$LSZ_t - 0.7814LZZ_t - 2.5106 = v_t$$

[-17.10]

其中 v_t 为平稳序列，[]内为t统计量。LSZ和LZZ之间显著的协整关系说明两市股指从长期来看是可整合的，存在着共同的长期趋势，这是因为：两市受到国家经济政策、市场管理制度等因素的共同影响，两市的上市公司种类和结构也类似，投资资金在两市之间流动性较好，投资者对两市价格和走势时刻关注、不断寻求较高的收益的投资组合，而良好的资金流动性使两市不断的调整以趋于协整。LSZ和LZZ间存在着显著的同向变动关系，变动的幅度有一定的差异（协整系数为0.972），常数项表示两市指数之间的落差。协整误差 v_t 的时间路径如图3所示。

图3给出了数据区间内两个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，长期均衡关系在长期内波动较为集中，围绕零均线变化；在短期内，波动模式出现了一定程度的变化，98年之前，长期均衡关系波动较为剧烈，98年之后长期均衡关系波动幅度趋于平缓，紧紧围绕零均线上上下下波动。波动幅度也趋于平缓，表明沪、深两个市场经过调整而趋于协整。

2. 国内股票市场与世界主要股票市场之间的协整分析

(1) 对LSZ、LZZ分别和LDOW、LFTSE、LHENG、LNIK进行Johansen协整检验。我们发现在1%的置信水平下，无论是LSZ、LZZ分别与其他四个指数的两两协整检验，还是与其他四个指数的整体协整检验，协整关系均显著（1%置信水平下）不存在（检验结果略）。这说明，从长期看，单个的国内股票市场不但与单个的世界主要股票市场没有稳定的关系，而且单个的国内股票市场指数与四个世界主要股票市场指数作为一个整体也不具有稳定关系、没有共同的长期趋势，说明单个的国内市场与世界主要的市场是不可整合的，是分离的。

(2) 我们同时考虑国内股票市场指数LSZ和LZZ，将这两个指数与LDOW、LFTSE、LHENG和LNIK中的每一个指数分别进行Johansen协整检验。我们发现在1%的置信水平下，由LSZ和LZZ以及任意一个世界主要的股票市场指数组成的三个变量的总体，协整关系均显著存在（检验结果略）。国内股票市场分为沪、深两市，而且两市存在着显著的协整关系，当同时考虑这两个股票市场与一个世界主要股票市场的关系时，我们得出了存在协整关系的结论。这说明，从长期看，国内的两个股票市场指数和每一个世界主要股票市场指数都具有共同的长期趋势和稳定的关系。

(3) 现在，我们把LSZ、LZZ、LDOW、LFTSE、LHENG和LNIK六个对数指数序列作为一个整体来进行Johansen协整检验，滞后阶数选取为2，检验结果见表8。表8给出了六个变量的Johansen协整检验结果（这里*号表示拒绝原假设）。比较迹统计量 η （迹统计量）和1%显著性水平下的临界值，说明在1%置信水平下，这六个对数指数序列之间仅存在一个协整关系，进一步可以得到具有标准化协整系数的协整关系估计：

$$LDOW_t = 0.8609 LFTSE_t + 0.1864 LHENG_t - 0.2388 LNIK_t + 1.8366 LSZ_t - 1.2341 LZZ_t - 3.5950 + w_t$$

[-3.10]
[-0.84]
[0.96]
[-7.10]
[6.44]

其中 w_t 为平稳序列, [] 内为 t 统计量。世界主要股票市场指数 (LDOW、LFTSE、LHENG 和 LNIK) 之间存在着显著的协整关系, 沪、深两市指数 (LSZ 和 LZZ) 之间也显著存在协整关系; 将这六个指数作为一个总体, 也存在着一个显著的协整关系。我们发现: LSZ 和 LZZ 在上面的协整关系式中符号不同, 这表明 LSZ 和 LZZ 与其它股票市场的联系和影响是相反的; 而在前面讨论过的 LDOW、LFTSE、LHENG、LNIK 之间的协整系数和 LSZ、LZZ 之间的协整系数 (-1.2341/1.8366=-0.6719) 的符号都没有变化, 系数都变小了。随着所考虑的股票市场个数的增加, 相互之间联系和影响的程度在下降。

表8 LSZ、LZZ、LDOW、LFTSE、LHENG和LNIK的Johansen协整检验结果

| 假设的协整方程个数 | 特征值 | η (迹统计量) | 临界值(1%) |
|-----------|----------|---------------|---------|
| 没有 | 0.024433 | 123.5288* | 103.18 |
| 最多一个 | 0.009949 | 63.51791 | 76.07 |

五、结 论

1. 四个世界主要的股票指数之间存在长期的协整关系, 有共同的长期趋势, 它们之间存在着长期的稳定关系, 这四个市场是可以整合的。同样, 国内的沪、深股票指数也有此结论。

但国内股票市场不仅与单个的国际股票市场不存在协整关系, 而且单个国内股票市场与单个世界主要股票市场作为一个整体也不存在协整关系, 说明单个的国内市场与世界主要股票市场没有共同的长期趋势和稳定关系, 是市场分离的。

把上海、深圳两个股票市场同时和其他任意一个世界主要股票市场做协整检验, 我们发现存在着显著的协整关系, 说明上海和深圳作为我们国内的两个股票市场, 它们作为一个整体与一个世界主要股票市场是有稳定关系的, 具有共同的长期趋势。

主要股票市场与我国的上海、深圳股票市场之间存在着显著的协整方程, 描述了我国的股票市场与国际股票市场之间的协整关系, 随着所考虑的市场个数的增加, 市场之间联系和影响的程度在下降, 这是因为所有的国家之间、市场之间联系紧密, 两个市场间的直接相互作用程度下降, 相互之间间接作用增加。

2. 日经指数对道指存在显著的负影响, 与这两个国家的经济上的差异一致。日经指数受长期均衡关系影响较小, 而恒生指数和金融时报指数则受显著的长期均衡关系影响, 说明美国、英国和香港的股票市场联系紧密。LFTSE、LDOW和RFTSE、RDOW存在Granger互为因果关系, 以及从ECM模型当中也同样得出明英美两个股市在四个市场当中联系最紧密的结论。

参考文献

- [1] Jeon, B. N., & Von Furstenberg, G. M. (1990). Growing international co-movement in stock price indexes. *Quarterly Review of Economics and Business*, 30: 15-30
- [2] 刘金全, 崔畅 中国沪深股市收益率和波动性的实证分析 *经济学研究(季刊)*, 2002, (1): 885-898
- [3] 俞世典 陈守东, “主要股票指数的联动分析”, *统计研究*, 2001年第8期。
- [4] Granger, C. W. J. 1983. Co-Integrated Variables and Error-Correcting Models. Unpublished University of California, San Diego, Discussion Paper 83-13.
- [5] Engle, Robert F., and C. W. J. Granger. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55: 251-76.
- [6] C. W. J. Granger, 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37: 424-438
- [7] C. A. Sims, 1972. Money, Income, and Causality. *American Economic Review*, 62: 540-552