个股收益、组合收益与叉自相关

——来自上海证券市场的证据

刘　宪　朱全景

摘要: 个股收益和证券组合收益有着不同的反应,一般来说个股收益略呈现负自相关现象,然而组合收益尤其是等权组合收益常常表现出显著的正自相关现象。这一反常现象源于证券组合中不同证券之间的正交叉相关现象。在对上海证券市场的实证研究中,发现个股收益存在微弱的自相关关系,而等权组合则表现出显著的正相关关系,这一发现为短期内反向投资策略提供了可获利的证据。

关键词: 个股收益　组合收益　叉自相关　方差比

一、个股收益与组合收益

在弱式有效市场上,股票价格服从一种随机游走过程,个股之间的收益也即随机游走过程的增量是独立不相关的。然而,费兰切和罗尔(French and Roll,1986)的研究发现,个股的日收益略有负的自相关现象。如果说这仅仅是因为统计的误差所造成的结果,那么 Lo 和 Mackinlay(1990)的发现则多少有点令人感到奇怪,他们发现虽然个股的收益表现出微弱的自相关性①,但是股票组合的收益(尤其是等权组合)却表现出明显的正自相关性,并且在统计上也是非常显著的。

对于这种个股收益的负自相关现象与组合收益的正自相关现象的"悖论",唯一的解释可能是因为不同证券之间存在着一定程度的叉自相关关系,即证券 A 本期的收益和证券 B 下期的收益之间有着显著的相关关系,而这种相关关系则意味着证券的收益在一定程度上存在可能预报的成分。下面我们分别通过个股收益和证券组合收益的自相关系数来找出它们之间的联系。

1. 个股收益的自相关系数

股票价格可表示为如下的随机游走过程:

$$P_t = \mu + P_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2) \quad \cdots\cdots\cdots (1)$$

这里 μ 是价格变化的期望,或称漂移项。$IID(0,\sigma^2)$ 表明 ε_t 为独立同分布的随机变量,并且均值为零,方差为 σ^2。为了简化有关随机过程的处理,对于独立增量 ε_t 的分布,通常假定其为正态分布。然而这与资产的价格不能为负值相冲突,所以为了避免这种有限责任问题,进一步假设资产价格的自然对数 $p_t \equiv \ln(P_t)$ 服从具有正态随机分布增量的随机过程,因此有:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2) \quad \cdots\cdots (2)$$

则个股的连续收益可表示为:

$$r_t = p_t - p_{t-1} = \mu + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim IIDN(0, \sigma^2) \quad \cdots\cdots (3)$$

于是个股收益的 k 阶协方差可表示为:

$$\gamma_k = Cov(r_t, r_{t-k}) = E[(r_t - \mu)(r_{t-k} - \mu)] \quad \cdots\cdots (4)$$

自相关系数为:

$$\rho_k = \frac{Cov(r_k, r_{t-k})}{\sqrt{Var[r_t]}\sqrt{Var[r_{t-k}]}} = \frac{Cov[r_t, r_{t-k}]}{Var[r_t]} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad \cdots\cdots (5)$$

2. 证券组合的自相关系数

考虑包含 N 种证券的组合,其中每一证券在 t 期的收益为 r_{1t}、r_{2t}、…r_{nt},则组合的收益可用 N×1 向量 R_t 表示为:$[r_{1t}, \cdots, r_{nt}]'$。假定 R_t 是一联合协方差平稳的随机过程,则其均值为 $E(R_t) \equiv \mu = \mu[\mu_1, \cdots, \mu_n]'$,自协方差矩阵为:$E[(R_{t-k} - \mu)(R_t - \mu)'] = V(k)$。

记 I 为单位向量 $[1, \cdots, 1]'$,则等权证券组合的组合收益可表示为:$R_{mt} \equiv I'R_t / N$。其中 R_{mt} 为证券组合的收益,由此可得 R_{mt} 的 k 阶自协方差:

$$Cov(R_{mt}, R_{mt-k}) = Cov\left[\frac{I'R_{t-k}}{N}, \frac{I'R_t}{N}\right] = \frac{I'V(k)I}{N^2} \quad \cdots\cdots (6)$$

因此 R_{mt} 的 k 阶自相关可表示为:

$$\frac{Cov(R_{mt},R_{mt-k})}{Var[R_{mt}]}=\frac{I'V(k)I}{I'V(0)I}=\frac{tr(V(k))}{I'V(0)I}+\frac{I'V(k)I-tr(V(k))}{I'V(0)I}\qquad\cdots\cdots(7)$$

其中,tr(·)为迹算子,它是方阵的主对角元素之和。式(7)中,前一项 $\frac{tr(V(k))}{I'V(0)I}$ 仅包括自自相关项,它是组合中个别证券之间的相关系数项;第二项 $\frac{I'V(k)I-tr(V(k))}{I'V(0)I}$ 仅包括叉自相关项,即不同证券之间的相关关系。

从上式我们可以看到个股收益和组合收益之间的关系,即使个股表现出随机游走过程,那么由这些个股构成的组合,如果存在叉自相关关系,其收益也可能表现出一定程度的自相关,即组合的收益为非随机游走过程。并且如果个股的自相关为负,将会导致式(7)的第一项为负,那么要使组合收益的自相关为正,则第二项即叉自相关项必须为正,并且大到足以超过负的第一项的绝对值为止。而叉自相关的存在说明不同股票之间有着较强的相关关系,也就是说证券组合中一部分股票价格的变动可能是另一部分股票价格变动的先导指标。

本文接下来的任务就是以上海证券市场为例,实证检验在我国证券市场上是否存在这种现象。

二、实证研究方法

1. 数据说明

本文数据来自鑫网通达信证券行情交易系统,所选股票样本全部来自上海证券交易所上市的股票。自 1996 年 12 月 16 日后,中国股票市场开始实行涨停板制度,为了避免数据产生机制的不同从而给实证分析带来的误差,所以采样区间从 1996 年 12 月 27 日到 2004 年 5 月 14 日,共有 366 周的交易数据并全部通过复权处理。

在上海证券交易所上市交易的股票,1996 年有 281 只,此后每年新增股票平均 70 余只,具体数字见表 1。为了所构造的等权指数前后一致,所选样本股票均出自 1996 年的 281 只。并且按总股本的规模分为五个等级,总股本在 8 亿以上的 14 只为最大规模组合;5～6 亿的 15 只为中等规模组合;3～4 亿的 13 只为次中等规模组合;2～3 亿的 15 只为劣中等规模组合;1.5 亿以下的为最小规模股票组合 15 只。共计 72 只股票。

表 1 上海证券交易所各年份上市公司数(截至 2004 年 5 月)

	1996 年以前	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年之后
只数	281	83	57	54	93	84	72	88

2. 方差比检验

由式(3)可以看出,如果股票价格服从随机游走假设,那么股票的连续收益也即随机游走过程增量的方差必须是时间段的线性函数。例如,在随机游走假设下,r_t+r_{t-1} 的方差必然是 r_t 方差的两倍。正是从这个意义上,Lo 和 Mackinlay(1988)发展了方差比检验的方法来检验随机游走假设。两期的方差比可由下式给出:

$$VR(2)=\frac{Var[r_t(2)]}{2Var[r_t]}=\frac{Var[r_t+r_{t-1}]}{2Var[r_t]}=\frac{2Var[r_t]+2Cov[r_t,r_{t-1}]}{2Var[r_t]}\qquad\cdots\cdots(8)$$

则有:$VR(2)=1+2\rho(1)$ ……(9)

其中,$\rho(1)$ 是收益序列的一阶自相关系数,由式(5)、式(7)给出。由式(9)可知,对于任意的平稳时间序列,方差比统计量 VR(2)的值等于 1 加上一阶自相关系数。而在随机游走假设下,所有的自相关系数为零,因此可以用方差比是否为 1 来检验一个序列是否为随机游走过程,或者说如果方差比不为 1,则序列必存在一定程度的自相关。[②]类似于两期的方差比,多期的方差比 VR(q)可表示为:

$$VR(q)=\frac{Var[r_t(q)]}{q\cdot Var[r_t]}=1+2\sum_{k=1}^{q-1}(1-\frac{k}{q})\rho(k)\qquad\cdots\cdots(10)$$

其中 $\rho(k)$ 为序列 $\{r_t\}$ 的第 k 阶自相关系数。此式表明 VR(q)是典型的序列 $\{r_t\}$ 前 k-1 个自相关系数的线性组合,并具有线性衰减权数。

样本统计量可通过下式计算:$\hat{VR}(q)\equiv\frac{\bar{\sigma}_b^2(q)}{\bar{\sigma}_a^2}$。

其中 $\bar{\sigma}_a^2=\frac{1}{nq-1}\sum_{k=1}^{nq}(p_k-p_{k-1}-\hat{\mu})^2$,

$$\bar{\sigma}_b^2=\frac{1}{m}\sum_{k=q}^{nq}(p_k-p_{k-q}-q\hat{\mu})^2$$

nq 为观测数,并且:

$$\hat{\mu}=\frac{1}{2n}\sum_{k=1}^{2n}(p_k-p_{k-1})=\frac{1}{2n}(p_{2n}-p_0),$$

$$m\equiv q(nq-q+1)(1-\frac{q}{nq})。$$

方差比检验统计量的样本分布由下式给出:

$$\sqrt{nq}[\hat{VR}(q)-1]\overset{\alpha}{\sim}N(0,\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q})$$

当考虑条件异方差时,则经过异方差调整的标准化正态检验统计量为:

$$\psi^*(q)=\frac{\sqrt{nq}(\hat{VR}(q)-1)}{\sqrt{\hat{\theta}}}\overset{\alpha}{\sim}N(0,1)$$ ③

3. 研究方法

在本文的实证研究中,我们首先考察股票样本中的个股收益是否存在显著的相关性,并且确定这种相关性的正负情况。然后构造样本股票组合,并考察这些组合收益的相关性。组合分为等权组合和加权组合④,由于等权组合中没有考虑个股收益与个股企业规模之间的差异,所以等权组合收益与加权组合收益反应形态的不同可以反映出企业规模对个股收益的影响。

三、实证分析

1. 个股收益的方差比检验

我们首先考察个股之间的自相关关系。表2给出了个股周收益数据的方差比检验结果。表中主行的数字是个股的截面收益方差比的平均值(也就是先分别计算组合中每只股票的方差比,然后取其平均值),并且我们按股票规模进行了排序进而将其分为五组。样本区间是1996年12月27日至2004年5月14日。每行下面的数据给出的是截面数据的标准差。由于个股方差比的截面数据显然是非独立的,因为它们可能受到共同的系统风险的影响,所以这些标准差不能用来构造通常的显著性检验,表中给出的标准差仅仅用来表示方差比截面离差的大小。表3则列出了截面数据中方差比分别小于1和大于1的股票的个数。

从这两个表中可以看出,在这些股票样本中个股的收益整体上并没有表现出负的自相关现象,这与费兰切和罗尔的发现不一致。但是我们也发现确实也存在一定数量的个股表现出负自相关的现象,并且在中等规模的股票中出现的机率较高(见表3)。但是,无论这些个股表现的是正的自相关和负的自相关,它们在统计上并不显著,也就是说它们表现出来的微弱的自相关现象并没有拒绝随机游走的假设,这也初步证明了,在中国证券市场中个股收益基本上已经达到了弱式有效。

表2　　个股周收益方差比

样本描述 1996.12.27 - 2004.05.14	观察值基数 nq	累计形成方差比的观察值基数 q			
		2	3	6	8
股本最大的14只股票 (8亿以上)	366	1.014 (0.050)	1.018 (0.055)	1.073 (0.103)	1.090 (0.118)
股本中等的15只股票 (5 - 6亿)	366	1.022 (0.065)	1.024 (0.083)	1.015 (0.122)	1.029 (0.170)
股本次中等的13只股票 (3 - 4亿)	366	1.029 (0.051)	1.046 (0.087)	1.095 (0.140)	1.099 (0.168)
股本劣中等的15只股票 (2 - 3亿)	366	1.041 (0.057)	1.070 (0.083)	1.119 (0.135)	1.115 (0.159)
股本最小的15只股票 (1.5亿以下)	366	1.038 (0.049)	1.062 (0.074)	1.079 (0.127)	1.076 (0.147)

注:上表是样本区间自1996.12.27 - 2004.05.14间具有完整历史收益数据的各样本组合中股票的方差比均值,每行下面的数据给出的是截面数据的标准差。

表3　　个股截面数据中方差比大于1及小于1的个数

样本描述 1996.12.27 - 2004.05.14	累计形成方差比的观察值基数 q							
	2		3		6		8	
	N_1	N_2	N_1	N_2	N_1	N_2	N_1	N_2
8亿以上(14只)	12	2	9	5	11	3	3	11
5～6亿(15只)	8	7	7	8	6	9	6	9
3～4亿(13只)	9	4	9	5	10	3	9	4
2～3亿(15只)	12	3	12	3	10	3	10	3
1.5亿以下(15只)	11	4	11	4	12	3	9	3

注:N_1表示在本证券组合中,方差比大于1的股票个数,相应的N_2表示方差比小于1的个数。

2. 组合收益的方差比检验

表4中分别列出了等权指数和加权指数的检验结果。从表中我们可以发现,等权指数存在着明显的自相关现象,在所有情况下方差比估计都显著的大于1。例如,对应于为2的等权指数,方差比为1.129,由式(9)可知,两期的方差比等于1加上周收益的一阶自相关系数,因此这意味着等权指数周收益的一阶自相关系数接近于12.9%。由此,随机游走的假设被彻底拒绝。另外,从表4中,我们可以发现等权指数的方差比一般随着q的增长而增长,这表明多期收益间也具有正的序列相关。

与等权指数形成鲜明对照的是上证180加权指数的方差比,虽然在样本区间均大于零,但是又大得不多,并且在5%的显著性水平下标准检验统计量

ψ* (q) 并不显著。表明对所有的 q ,随机假设不能被拒绝。但是我们也发现 ,随着 q 的增长 ,方差比表现出递增的趋势 ,并且当 q 为 6 和 8 时 ,方差比在 15 %的显著性水平下拒绝随机游走假设 ,说明加权指数的多期收益存在着一定程度的正的序列相关。

表 4　　股票指数周收益的方差比

样本描述	观察值基数 nq	累计形成方差比的观察值基数 q			
		2	3	6	8
等额加权(所有样本股票) 1996. 12. 27 - 2004. 05. 14	366	1. 129 (2. 35 *)	1. 186 (2. 39 *)	1. 32 (2. 76 *)	1. 361 (2. 70 *)
加权指数(上证 180 指数) 1996. 12. 27 - 2004. 05. 14	366	1. 074 (1. 08)	1. 103 (1. 06)	1. 224 (1. 54 * * *)	1. 254 (1. 52 * * *)

注:上表是样本区间自 1996 年 12 月 27 日到 2004 年 5 月 14 日的样本股票等权指数和上证 180 加权指数。方差比 $\hat{VR}(q)$ 在主行中给出 ,主行下面的括号中给出异方差调和标准检验统计量 ψ* (q) 。在随机游走原假设下 ,方差比的值为 1 ,且检验统计量具有渐进标准正态分布。检验统计量打上星号表明在一定的显著水平下方差比在统计上显著异于 1(* 、* * 、* * * ,分别表示在 5 %、10 %、15 %的显著性水平下显著) 。

3. 按企业规模排序的证券组合收益的方差比检验

随机游走假设被等权指数拒绝而没有被加权指数拒绝的事实表明 ,市场股本量或交易量对方差比的形态是有影响的 ,因为等权指数和加权指数的区别在于加权指数考虑了企业规模的大小并进行了相应的调整。为了考察这一现象 ,我们将样本股票按总股本规模分为五个等级 ,分别构造等权指数。表 5 给出了按规模排序的等权证券组合的方差比统计量。

由表 5 发现 ,除股本最大的五分之一股票组合外 ,其他等权组合收益的方差比全部大于 1 ,并且均通过显著性检验 ,因此拒绝了随机游走假设 ,即组合收益表现出一定程度的正自相关性。并且劣中等规模的样本组合(总股本在 2～3 亿之间的样本股票)有较强的违背随机游走假设的迹象。

从上表中我们也可以发现 ,随着总股本规模的减小 ,表现出更加强烈的正自相关性。说明企业的规模对收益有一定程度的影响 ,这也从另一个角度证实了“小公司效应”(Banz ,1981) 的存在。虽然在这里并没有说明小公司有着更高的收益率 ,但是提供了企业规模能够影响股票收益的确凿证据。同时随着 q 的增大 ,方差比也随之增大 ,说明组合收益表现出多期的正自相关性。

虽然最大规模的组合没有拒绝随机游走假设 ,但是我们也发现 ,随着 q 的增大 ,方差比也逐渐增大 ,当 q 为 8 时 ,方差比在 15 %的显著性水平下大于 1 ,说明大规模的股票也存在着一定程度的正自相关性。

表 5　　按规模排序的等权证券组合周收益的方差比

样本描述 1996. 12. 27 - 2004. 05. 14	观察值基数 nq	累计形成方差比的观察值基数 q			
		2	3	6	8
股本最大的五分之一股票 (8 亿以上)	366	1. 039 (0. 77)	1. 04 (0. 57)	1. 15 (1. 38)	1. 20 (1. 65 * * *)
股本中等的五分之一股票 (5～6 亿)	366	1. 119 (2. 33 *)	1. 15 (2. 11 *)	1. 24 (2. 31 *)	1. 31 (2. 49 *)
股本次中等的五分之一股票 (3～4 亿)	366	1. 124 (2. 17 *)	1. 19 (2. 47 *)	1. 34 (2. 87 *)	1. 39 (2. 85 *)
股本劣中等的五分之一股票 (2～3 亿)	366	1. 163 (2. 20 *)	1. 24 (2. 33 *)	1. 41 (2. 60 *)	1. 41 (2. 28 *)
股本最小的五分之一股票 (1. 5 亿以下)	366	1. 127 (2. 04 *)	1. 19 (2. 12 *)	1. 29 (2. 19 *)	1. 31 (2. 05 *)

注:上表是样本区间自 1996 年 12 月 27 日到 2004 年 5 月 14 日的样本股票按总股本规模排序的等权指数方差比检验。方差比 $\hat{VR}(q)$ 在主行中给出 ,主行下面的括号中给出异方差调和标准检验统计量 ψ* (q) 。在随机游走原假设下 ,方差比的值为 1 ,且检验统计量具有渐进标准正态分布。检验统计量打上星号表明在一定显著水平下方差比在统计上显著异于 1(* 、* * 、* * * ,分别表示在 5 %、10 %、15 %的显著性水平下显著) 。

4. 叉自相关的证据

个股收益的自相关在统计上并不显著而组合收益则存在着显著的自相关这一事实并不令人惊奇 ,因为个股包含了大量的企业所特有的特性从而降低了个股价格的可预测程度。然而证券组合则能够大大地消除这种特异性因素的干扰 ,使得组合收益主要受到系统性因素的影响 ,所以证券组合收益的可预测成分相对较多。而不同证券之间的叉自相关性

则可能正好反映了这种系统性因素的影响。

我们重新考察式(7),右边的第一项为$\frac{tr(V(k))}{\iota' V(0)\iota}$,其中$tr(V(k))$是证券组合收益向量的协方差矩阵的迹,即它仅仅包括的是个别证券的方差,而不包括不同证券之间的协方差,所以此项仅仅是组合中自自相关部分。而相应的式(7)右边的第二项$\frac{\iota' V(k)\iota - tr(V(k))}{\iota' V(0)\iota}$,则仅包括了不同证券之间的相关关系——叉自相关。

表6给出了按规模排序的五个等权组合的周收益的一阶自相关系数,并且将其分为自自相关和叉自相关两项,即:$\frac{tr(V(k))}{\iota' V(0)\iota}$和$\frac{\iota' V(k)\iota - tr(V(k))}{\iota' V(0)\iota}$,分别在表6中列出。

表6　　按规模排序的五个等权组合收益的一阶自相关系数

样本描述 (1996.12.27 - 2004.05.14)	最大	中等	次中等	劣中等	最小
自自相关项$\frac{tr(V(k))}{\iota' V(0)\iota}$	0.00211	0.00168	0.0038	0.00588	0.00568
叉自相关项$\frac{\iota' V(k)\iota - tr(V(k))}{\iota' V(0)\iota}$	0.0425	0.1157	0.1000	0.1418	0.131
一阶自相关系数$\frac{\iota' V(1)\iota}{\iota' V(0)\iota}$	0.0446	0.1174 *	0.1038 *	0.1477 *	0.1369 *

注:在独立同分布假设下,自相关系数服从$N(0, 1/\sqrt{T})$的正态分布,T为观测个数,所以自相关系数的标准差由$1/\sqrt{T} = 1/\sqrt{366} = 0.052$给出,以此来判别相关系数是否显著不为0。表中打 *的说明自相关系数显著不为0。

从表6中,我们发现叉自相关项明显远远大于自自相关项,说明组合收益的正相关来自于不同证券之间的叉自相关,而证券自身的自相关并不是主要的影响因素。其中,我们发现最大规模的证券组合收益的叉自相关并不显著,可能是因为在最大规模组合中的,这些股票的规模差别并不大,所以叉自相关项并不显著。

表7则给出了五个按规模排序的组合证券周收益向量的自相关矩阵$\gamma(k)$,它由1996年12月27日到2004年5月14日(共366个观察值)的样本股票的周收益组成。令X_t为向量$[R_{1t}, R_{2t}, R_{3t}, R_{4t}, R_{5t}]'$,其中$R_{it}$是等额加权组合股票中的第i个五分之一股票第t周的收益。如果将R_{it}看作是组合中第i只股票的收益的话,则X_t可视为5只股票的组合收益,因此X_t的k阶自协方差矩阵由$E[(R_{t-k} - \mu)(R_t - \mu)'] = V(k)$给出,且$\mu \equiv E(X_t)$则其自相关矩阵为:$\gamma(k) \equiv D^{-1/2} V(k) D^{-1/2}$,其中:$D \equiv diag(\sigma_1^2, \cdots, \sigma_5^2)$。因此,自相关矩阵$\gamma(k)$中的第(i,j)个元素表示的是$R_{it-k}$与$R_j$的相关系数。

表7　　按规模排序的组合证券周收益的叉自相关矩阵

$$\gamma_0 = \begin{array}{c} \\ R_{1t} \\ R_{2t} \\ R_{3t} \\ R_{4t} \\ R_{5t} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} & R_{5t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 1.000 & 0.805 & 0.768 & 0.778 & 0.681 \\ 0.805 & 1.000 & 0.839 & 0.850 & 0.762 \\ 0.768 & 0.839 & 1.000 & 0.853 & 0.817 \\ 0.778 & 0.850 & 0.853 & 1.000 & 0.823 \\ 0.681 & 0.762 & 0.817 & 0.823 & 1.000 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\gamma_1 = \begin{array}{c} \\ R_{1t-1} \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \\ R_{5t-1} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} & R_{5t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.123 & 0.137 & 0.053 & 0.100 & 0.039 \\ 0.132 & 0.157 & 0.089 & 0.127 & 0.058 \\ 0.131 & 0.164 & 0.118 & 0.146 & 0.095 \\ 0.123 & 0.121 & 0.085 & 0.114 & 0.078 \\ 0.057 & 0.080 & 0.038 & 0.089 & 0.034 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\gamma_2 = \begin{array}{c} \\ R_{1t-2} \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \\ R_{5t-2} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} & R_{5t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.017 & 0.057 & -0.012 & 0.042 & -0.062 \\ -0.007 & 0.032 & 0.010 & 0.007 & -0.057 \\ 0.044 & 0.060 & 0.044 & 0.030 & -0.036 \\ -0.020 & 0.025 & -0.004 & -0.017 & -0.050 \\ -0.022 & 0.026 & 0.004 & -0.021 & -0.023 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\gamma_3 = \begin{array}{c} \\ R_{1t-3} \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \\ R_{5t-3} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} & R_{5t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.048 & 0.003 & 0.023 & 0.033 & 0.009 \\ 0.069 & 0.033 & 0.073 & 0.065 & 0.050 \\ 0.058 & 0.059 & 0.065 & 0.064 & 0.062 \\ 0.026 & 0.003 & 0.026 & 0.038 & 0.014 \\ 0.062 & 0.064 & 0.083 & 0.077 & 0.089 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\gamma_4 = \begin{array}{c} \\ R_{1t-4} \\ R_{2t-4} \\ R_{3t-4} \\ R_{4t-4} \\ R_{5t-4} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} & R_{5t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.024 & 0.043 & 0.038 & 0.032 & 0.056 \\ 0.092 & 0.113 & 0.094 & 0.090 & 0.097 \\ 0.046 & 0.043 & 0.028 & 0.041 & 0.061 \\ 0.054 & 0.044 & 0.058 & 0.050 & 0.077 \\ 0.041 & 0.019 & 0.027 & 0.022 & 0.030 \end{pmatrix} \end{array}$$

观察表7,我们发现自相关矩阵是非对称的,这意味着不同证券组合之间存在着领先 - 滞后关系,例如,观察γ_1,其中次中等股票组合(R_3)上周的收益R_{3t-1}与最小规模证券组合(R_1)本周的收益R_{1t}之

间的相关系数为 0.053，而后者上周的收益与前者本周的收益之间的相关系数为 0.131，说明最小规模证券组合的收益是次中等证券组合的先导指标。然而这种领先 - 滞后关系并没有明显规律可循，从一阶自相关矩阵看，最小规模的股票组合收益除劣中等组合的收益外均领先于其他规模的证券组合收益。但是，从多阶(t = 2、3、4 时)来看，这一规律又不存在。

然而，表 7 的发现却是符合中国资本市场的现实表现的，中国的股票市场是一个新兴的资本市场，处于不断的成熟与完善过程中，所以不可避免地存在投机的性质，政府政策往往成为刺激股市反应的一个关键因素。当一波行情过来之后，往往是各个板块轮番领涨，但是各个板块的反应，孰先孰后则没有规律可循，所以在证券组合的相关矩阵中表现出了非对称性质，但是又没有明显的规律可言。

三、结论

对中国资本市场有效性的实证研究已经有大量的中文文献，如早期的有吴世农(1994，1996)，俞乔(1994)，宋颂兴和金伟根(1995)，陈小悦(1997)等人；近期的有张思奇(2000)、李学(2001)、张亦春和周颖刚(2001)、张兵和李晓明(2003)、陈灯塔和洪永森(2003)等人。总的来说，这些研究结论可分为两种：一种是中国股市已达到弱式有效，一种认为未达到弱式有效。然而，这些文献几乎全部是采用加权指数来考察的。本文认为，单纯以加权指数的市场反应来判断股票市场是否有效可能会带来一定程度的偏差，我们同时也要考虑到等权指数的市场反应。

本文的实证研究表明：在上海证券市场中，个股的收益基本上符合随机游走假设，表明个股已达到弱式有效。然而证券组合的收益与个股的收益却存在着明显不同的表现，虽然加权指数(以上证 180 指数为例)表现出一种随机游走过程，但是等权证券的组合收益却表现出明显的正自相关关系。即如果以等权指数来考察上海证券市场则将拒绝随机游走假设，市场是非有效的。

等权组合收益之间的强自相关表现来自于不同证券之间的叉自相关关系，并且不同证券之间的收益存在领先 - 滞后关系，这种领先滞后关系为反向投资策略提供了可获利的证据，即今日高收益的证券 A 暗示了明日证券 B 可能会有高收益。然而这种领先 - 滞后在长时期却没有显著的规律可循，这说明在短期内可以通过反向投资策略获益，但是在长期内可能并不成功。

注释：

①这种负自相关在统计上并不显著。

②本文将主要采用方差比的方法来间接检验自相关的存在性，是因为方差比检验比直接的自相关系数检验有更好的优势。当时间序列存在条件异方差时，自相关系数检验将不再有效，而方差比检验则允许条件异方差的存在，并且方差比还是检验时间序列是否为随机游走过程的一个非常良好的统计量。

③其中 $\hat{\theta}(q) = 4\sum_{k=1}^{q-1}(1 - k/q)^2\hat{\delta}_k$，

$$\hat{\delta}_k = \frac{nq \sum_{j=k+1}^{nq}(p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2(p_{j-k} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2}{[\sum_{j=1}^{nq}(p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2]^2}$$ 分别是

$\hat{\rho}(k)$ 和 $\hat{VR}(q)$ 的方差，此式由 Lo 和 Mackinlay(1988)给出。

④我们用样本股票构造等权组合，同时为了简化处理，加权组合我们采用上证 180 指数。

参考文献：

1. 陈灯塔、洪永森：《中国股市是弱式有效的吗》，载《经济学(季刊)》，2003(1)。

2. 陈小悦、陈晓、顾斌：《中国股市弱型效率实证研究》，载《会计研究》，1997(9)。

3. 李学、刘建民、靳云汇：《中国证券市场有效性的游程检验》，载《统计研究》，2001(12)。

4. 宋颂兴、金伟根：《上海股市市场有效实证研究》，载《经济学家》，1995(5)。

5. 吴世农：《我国证券市场效率的分析》，载《经济研究》，1996(4)。

6. 俞乔：《市场有效、周期异常与股价波动》，载《经济研究》，1994(9)。

7. 张兵、李晓明：《中国股票市场的渐进有效性研究》，载《经济研究》，2003(1)。

8. 张思奇、马刚、冉华：《股票市场风险、收益与市场效率：ARMA - ARCH - M 模型》，载《世界经济》，2000(5)。

9. 张亦春、周颖刚：《中国市场弱式有效吗？》，载《金融研究》，2001(3)。

10. Campbell, J. Y.; Lo, A. W. and Mackinlay, A. C., 1997. The Econometrics of Financial Markets. New Jersey, Princeton: Princeton University Press.

11. Banz, R. W., 1981. "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks." Journal of Financial Economics, March, pp. 3 - 18.

12. French, K. and Roll, R., 1986. "Stock Return Variances: the Arrival of Information and the Reaction of Traders." Journal of Financial Economics, 17, pp. 5 - 26.

13. Lo, A. and Mackinlay, A. C., 1988. "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test." Review of Financial Studies, No. 1, pp. 41 - 66.

14. Lo, A. and Mackinlay, A. C., 1990. "When Are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?" Review of Financial Studies, No. 3, pp. 175 - 208.

(作者单位：南开大学经济学院博士生　天津　300071
国家检察官学院　北京　100041)

(责任编辑：Q)