

文章编号: 1002—1566(2007)06—1091—09

再论中国股票市场的弱有效性

张 敏¹ 陈 敏¹ 田 萍²

(1. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京, 100080; 2. 吉林大学商学院, 长春, 130025)

摘要:本文利用检验鞅差序列的非参数统计量来检验中国股票市场的弱有效性问题, 本文给出的方法不同于文献中已有的方法, 实证分析表明本文使用的检验股票市场弱有效的方法比文献中的大多数方法更有效。实证结果显示, 中国的股市在发展过程中, 表现渐进有效的态势; 中国 A股市场比 B股市场更有效率; 沪市比深市更趋于有效。文中的有些结论是以前的实证研究所没有的。另外, 本文比较了中国股市和境外成熟股市之间有效性程度的差异, 并得出香港市场对深市影响显著的结论。

关键词:股票市场弱有效; 非参数检验

中图分类号: O212

文献标识码: A

A Close Look at Weak Efficiency of China Stock Market

ZHANG Min¹ CHEN Min¹, TIAN Ping²(1. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100080;
2. Jilin University Chang Chun 130025)

Abstract This article employ non-parametric statistics which are used to test martingale difference series to test weak efficiency of China stock market. This method hasn't been used in other empirical papers and the empirical analysis demonstrate that this method is superior than most of methods which are used to test the same problem. By analysis and empirical evidence, we draw the conclusion: the level of weak efficiency of China stock market has been improved in recent years. A share is more efficient than B share. Shanghai stock market is more efficient than Shenzhen stock market. We also compare China stock market and developed stock market and show that Hong Kong stock market has a great effect on China stock market.

Key words: weak efficiency of stock market; non-parametric test

0 引言

中国股票市场自 1990年初建立以来, 对于股票市场的研究一直是学术界关注的焦点。对股票市场机制及股票价格波动的分析, 既是政府制定宏观调控和监管政策的基础, 也是市场参与者构建市场盈利策略的理论基础。

股票市场有效市场假说 (EMH) 是现代金融学的重要理论基础, 它揭示了证券市场的价格形成机制, 并且使以均衡价格为基础的定价理论得以迅速发展。这一理论的起源可以追溯到 Bachelier(1900) 在理论上做出的贡献以及 Cowles(1933) 所作的实证研究。 Fama 在 1970 年的文章中对市场有效性理论与实证成果进行了全面总结, 提出了现在熟知的有效市场假说: 市场

能够对随机到来的新信息做出迅速合理的反应,市场价格能够充分反映所有可以获得的信息,从而使得资产的价格不可用当前的信息进行预测,任何人都无法持续地获得超额利润。

设第 t 期的股票价格为 P_t , 第 t 期的对数收益率为 $r_t = \log(P_t/P_{t-1})$, 记 Φ_{t-1} 为到 $t-1$ 期的信息集。为了检验股票市场的弱有效性,考虑如下假设检验:

$$H_0: E(r_t|\Phi_{t-1}) = E(r_t), \text{ a.s.} \quad (1.1)$$

股票收益的无条件期望 $E(r_t)$ 表示股票的长期平均收益,而条件期望 $E(r_t|\Phi_{t-1})$ 是在充分利用股票的历史收益信息对下一期收益的最优预测。(1.1)式表明若统计假设成立,则意味着在承担同样风险的条件下,长期来看不存在超过市场平均收益的交易策略。换句话说,长期来看任何投资者的投资收益都是平均收益,不能获得超额收益。

令 $\mu = E(r_t)$, $\varepsilon_t = r_t - \mu$, 当市场是弱有效时,由(1.1)式知,

$$E(\varepsilon_t|\Phi_{t-1}) = E(r_t - \mu|\Phi_{t-1}) = 0, \text{ a.s.} \quad (1.2)$$

即 $\{\varepsilon_t\}$ 是一个关于信息集 Φ_{t-1} 的鞅差序列。这时股价的对数序列 $\{\log P_t\}$ 就服从漂移为 μ 的自回归模型:

$$\log P_t = \mu + \log P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

一般称为鞅模型。

国内对中国股票市场是否是弱式有效的实证研究始于 1994 年,并很快成为一个研究热点,十几年来热度不减。如俞乔(1994)、宋颂兴和金伟根(1995)、吴世农(1996)、陈小悦等(1997)、胡畏和范龙振(2000)、张亦春和周颖刚(2001)、解保华等(2002)、赵冬梅和陈柳钦(2003)、陈灯塔和洪永淼(2003)、胡昌生和刘宏(2004)、胡振华和周博(2005)、祁斌等(2006)等都是研究中国股票市场有效性的实证文章。主要的研究方法可以分成对价格或收益序列进行随机游动检验,独立性检验,序列自相关检验以及广义谱导数检验。但是,常用的前三种统计检验方法都存在问题。张亦春和周颖刚(2001)、陈灯塔和洪永淼(2003)、张兵和李晓明(2003)等都指出了这些方法存在的问题。

首先,随机游动模型强于市场弱有效,即收益序列若满足随机游走则能得出市场弱有效。但即使市场是弱有效的,收益序列仍有可能不服从随机游动模型。因此检验市场是否弱有效并不等价于直接检验收益序列是否为随机游动。

其次,收益序列普遍存在波动率聚集效应,而收益序列的独立性与其波动率聚集效应是不相容的。因此,通过对收益序列进行独立性检验来判断中国股市是否具有弱有效性也是不合适的。

最后,检验收益序列自相关常用的 Box-Pierce(1970) 检验和 Ljung-Box(1978) 检验的检验统计量及其极限分布是在同方差假设下推导的。金融数据所具有的条件异方差的特征使这个检验在检验市场有效性问题时失效。此外,自相关性仅仅度量序列依赖的线性部分,它可能漏掉股票收益率序列的非线性依赖,这些非线性依赖也将导致市场无效。因此,通过自相关检验也不能证明市场是弱有效的。当这些间接检验市场弱有效的方法不合适时,寻找直接检验市场弱有效的鞅模型的统计检验方法就很必要了。

张亦春和周颖刚(2001)、陈灯塔和洪永淼(2003)使用了洪永淼为了检验时间序列条件均值模型设定正确与否而提出的广义谱导数的方法做实证检验。可以认为广义谱导数是一种检验鞅模型的方法。本文使用了另外两种检验鞅模型的非参数方法,实证研究表明本文给出的检验市场弱有效的方法是有效的。

本文对沪市和深市的 8 只大盘指数从开市到 2005 年 10 月 31 日的样本分时间段后做检

验,表明中国股市正趋于有效,并且支持了A股市场比B股效率高的结论,而且得出沪市比深市更有效的结论。为了进一步验证本文所使用的两个统计量的检验效果,同时比较中国和境外成熟市场的有效性结构的区别,本文还对美国,香港和台湾的代表市场的主要股票指数做了检验。

1 鞅模型的非参数检验方法

检验股票市场的弱有效性即要检验 $E(r_t | \Phi_{t-1}) = E(r_t) \text{ a.s.}$, 即检验 $\{r_t - \mu\}$ 是否为关于信息域 $\{\Phi_{t-1}\}$ 的鞅差序列。

一般情况下我们可以假定 p 充分大,而考虑检验假设

$$H_0: E(r_t - \mu | r_{t-1}, \dots, r_{t-p}) = 0 \text{ a.s.} \quad (2.4)$$

由条件期望的性质,

$$E(r_t - \mu | r_{t-1}, \dots, r_{t-p}) = 0 \text{ a.s.}$$

的充要条件是对任意的 $s = (s_1, \dots, s_p) \in R^p$ 都有

$$E((r_t - \mu) I(r_{t-1} < s_1, \dots, r_{t-p} < s_p)) = 0 \quad (2.5)$$

其中 $I(\cdot)$ 是示性函数。记 $u_t = r_t - \mu$, 构造出两个统计量:

$$T_n(s) = \frac{1}{\sqrt{n} \sigma_u} \sum_{t=1}^n u_t I(r_{t-1} < s_1, \dots, r_{t-p} < s_p) \text{ 此处 } \sigma_u^2 = \text{Var}(u_t) \text{ 由此定义}$$

$$T_n = \sup_{s \in R^p} |T_n(s)| \quad (2.6)$$

$$T_n^2 = \int \{ T_n(s)^2 \} p(s) ds \quad (2.7)$$

其中 $p(s)$ 为概率密度函数。

称 T_n 为 Kolmogorov 统计量, T_n^2 为 Cramer-von Mises 统计量。

注意到此时这两个统计量是 p 维的,估计高维统计量时会遇到维数祸根的问题,并且这两个高维统计量的极限分布为何是未知的。因此我们转而考虑一维的问题。

$E(u_t | r_{t-1}, \dots, r_{t-p}) = 0 \text{ a.s.}$ 成立可以推出 $E(u_t | r_{t-k}) = 0 \text{ a.s.}, k=1, \dots, p$ 成立。根据原命题与逆否命题的等价性,

$$\max_{k=1, \dots, p} E(u_t | r_{t-k}) \neq 0 \quad (2.8)$$

成立,可以推出 $E(u_t | r_{t-1}, \dots, r_{t-p}) \neq 0 \text{ a.s.}$ 这样,我们可以通过构造一维的统计量来检验为与检验的假设。由 (2.6) 和 (2.7), 我们可得

$$T_{p,k}(s) = \frac{1}{\sqrt{n} \sigma_u} \sum_{t=1}^{n-k} u_{t+k} I(r_t < s) \quad (2.9)$$

$$T_n = \max_{k=1, \dots, p} \{ \sup_{s \in R} |T_{p,k}(s)| \} \quad (2.10)$$

$$T_n^2 = \max_{k=1, \dots, p} \{ \int \{ T_{p,k}(s)^2 \} p(s) ds \} \quad (2.11)$$

使用对数收益样本 $\{r_1, r_2, \dots, r_n\}$ 估计以上统计量时,参数 μ 的估计量为 $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n r_i$ 的估计量为 $\hat{\mu}_i = r_i - \hat{\mu}$; 参数 σ_u 的估计量为 $\hat{\sigma}_u^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\mu}_i^2$; 收益率的概率密度函数用经验分布来估计,记作 $P(s)$ 。上述统计量的估计量相应为

$$\hat{T}_{p,k}(s) = \frac{1}{\sqrt{n} \hat{\sigma}_u} \sum_{t=1}^{n-k} \hat{\mu}_{t+k} I(r_t < s) \quad (2.12)$$

$$\bar{T}_n = \max_{k=1, \dots, p} \{ \sup_{s \in R} |T_{p,k}(s)| \} \quad (2.13)$$

$$\bar{T}_n = \max_{k=1, \dots, p} \{ \int \{ T_{p,k}(s) \}^2 P(s) ds \} \quad (2.14)$$

下面给出统计量 \bar{T}_n 极限分布的简要证明。易见

$$T_{p,k}(s) = [T_{p,k}(s) - \bar{T}_{p,k}(s)] + \bar{T}_{p,k}(s) \quad (2.15)$$

经过简单计算可得

$$\begin{aligned} T_{p,k}(s) - \bar{T}_{p,k}(s) &= \left(\frac{1}{\sigma_u} - \frac{1}{\hat{\sigma}_u} \right) (\mu - \bar{\mu}) \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^{n-k} I(r_t < s) \\ &\quad + \left(\frac{1}{\hat{\sigma}_u} - \frac{1}{\sigma_u} \right) \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^{n-k} u_t I(r_t < s) \\ &\quad + F(s) \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^{n-k} u_t \end{aligned}$$

其中 $F(s)$ 为收益序列 r_t 的分布函数, 由 An and Cheng(1991) 或 Chen and Chen(2001) 可以证明

$$T_{p,k}(s) - \bar{T}_{p,k}(s) = F(s) \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^{n-k} u_t + o_p(1) \quad (2.16)$$

所以

$$T_{p,k}(s) = \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^{n-k} u_{t+k} I(r_t < s) + F(s) \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{t=1}^{n-k} u_t + o_p \quad (2.17)$$

类似于 Chen and Chen(2001) 可以证明

$$\bar{T}_n \Rightarrow \sup_{0 \leq t \leq 1} |B_t(s)| \quad (2.18)$$

其中 $B_t(s)$ 是 $[0, 1]$ 上的布朗桥, 具有零均值, 协方差函数为 $\rho(s, t) = \min(s, t) - st$

类似可以得到 \bar{T}_n 的极限分布为 $\int (B_t(s))^2 P(s) ds$

Chen and Chen(2001) 给出了在零假设 $E(r_t - \bar{\mu} | \Phi_{t-1}) = 0$ 下统计量 \bar{T}_n , \bar{T}_n 模拟分位数。

2 实证分析

2.1 数据说明

本文选取了能基本反映国内沪市和深市的主要 8 只大盘指数从各自开市到 2005 年 10 月 31 日的每日收盘价数据, 它们分别是: 上证指数, 上证 A 股指数, 上证 B 股指数, 上证 180 深证综合指数, 深证 A 股指数, 深证 B 股指数, 深证成份指数。对境外的股票市场做检验时, 选取了美国、香港和台湾三地的股票市场的主力大盘指数做检验, 分别是: 美国标准普尔 500 指数, 美国道琼斯工业指数, 香港恒生指数以及台湾加权指数。这四只指数都选择从 1990 年 1 月 2 日开始到 2005 年 10 月 31 日的样本, 基本和沪深两市的 8 只指数的时间区间保持一致, 以此来直观得考察国内股市的有效性与境外成熟市场的差别。我们认为考察市场有效性应从一个较长的时间段考虑, 这样才符合 FAMA 的有效性理论中提出的长期来看任何投资者只能获得市场平均收益的观点。同时为了统计量的检验更有效果, 本文基本上选取五年的数据为一个样本来研究。本文的数据均来自路透数据库。

2.2 国内股市弱有效性分析

本文与陈灯塔,洪永淼(2003)均使用的是鞅差检验方法,为了系统得比较两种检验方法,我们选取与陈灯塔,洪永淼(2003)相同的时间段做检验,即选取8只指数从开市到2002年10月31日的样本数据做检验。检验结果如下:

表1 开市—2002.10.31各指数的检验结果

	Kolmogorov统计量	Cramer— von Mises统计量
上证指数	2.1150 **	1.8652 **
上证 A指	2.0563 **	1.8209 **
上证 B指	3.8676 **	8.1426 **
上证 180	1.2135	0.4052
深证综指	2.0914 **	1.7714 **
深证 A指	1.3402	0.6080 *
深证 B指	3.5354 **	7.0982 **
深证成指	2.1719 **	1.7553 **

注: Kolmogorov统计量在样本量为1000以上时,置信水平为5%时其经验分位数为1.3582;置信水平为1%时其经验分位数为1.6282。Cramer— von Mises统计量在样本量为1000以上时,置信水平为5%时其经验分位数为0.4614;置信水平为1%时,其经验分位数为0.7435。

* *表示在1%的置信水平下显著, *表示在5%的置信水平下显著。

检验结果显示除上证180指数和深证A股指数外,其它的指数均没有通过两个统计量的检验,在1%的置信水平下拒绝了市场弱有效的假设,其中深证A股指数的Cramer— von Mises统计量在5%的置信水平下显著,虽然通过了Kolmogorov统计量的检验,但其统计量的值非常接近5%的临界值。上证180指数同时通过了两个统计量的检验,我们认为这与该指数的构成有关,上证180指数选取的都是各行业有代表性的龙头企业,并且云集了大量的蓝筹公司,信息披露的透明度高。因此,其能通过检验也说明了我国股市中一部本良好企业的股票市场交易是有效的。但这部分企业不能代表整个中国股市的整体情况。我们的检验结果和陈灯塔,洪永淼(2003)的基本相同,其得出的结论是:“除了上证180指数”在某些参数水平下例外,“在5%的显著水平下,所有指数的检验结果都严格拒绝有效市场假说”。

比较沪深两市中A股和B股的检验结果,A股指数的统计量明显比B股小,这也支持了关于A股市场比B股市场效率高的普遍的结论。但从这一样本段的检验结果中我们也不能得出沪市和深市哪个市场更有效的结论。这也与陈灯塔,洪永淼(2003)中得到的结论相同。

陈灯塔,洪永淼(2003)为了分析股票市场在不断的政策调整中有效性的变化,进一步划分两个时期:从开市到1996年12月16日,从1996年12月31日到2002年10月31日。这样的划分是依据1996年12月16日中国股市开始实行了涨跌停板制度。本文对这部分时间段的样本同样采取了这种划分方式,进一步比较两种方法的检验结果。

表 2 开市—1996. 12. 16 中各指数的检验结果

	Kolmogorov 统计量	Cramer—von Mises 统计量
上证指数	2.0216 **	1.7413 **
上证 A 指	1.9724 **	1.5896 **
上证 B 指	4.1425 **	9.3997 **
上证 180	0	0
深证综指	2.0253 **	0.9432 **
深证 A 指	1.1531	0.3793
深证 B 指	2.8963 **	4.3425 **
深证成指	2.0376 **	1.4686 **

由于上证 180 指数在这段时间区间内只有 118 个样本点, 这里没有列出其检验结果。而除了上证 180 指数和深证 A 股指数, 其它指数在 1% 的置信水平下都严格拒绝了市场有效的假设。这与陈灯塔, 洪永淼 (2003) 在这段样本的检验结果完全相同, 并且其论文中也指出上证 180 检验的不显著可能是由于样本太小引起的。检验结果显示中国股市在建设初期还没有达到市场弱有效。

表 3 1996. 12. 31—2002. 10. 31 各指数的检验结果

	Kolmogorov 统计量	Cramer—von Mises 统计量
上证指数	1.2695	0.5349 *
上证 A 指	1.2687	0.5131 *
上证 B 指	2.0439 **	2.0842 **
上证 180	1.2088	0.3761
深证综指	1.4267 *	0.5038 *
深证 A 指	1.3457	0.6719 *
深证 B 指	1.1465	0.5777 *
深证成指	1.0379	1.0539 **

只有上证 180 同时通过了两个统计量的检验, 除上证 180 其它所有指数在 5% 的置信水平下都没有通过 Cramer—von Mises 统计量的检验, 拒绝了市场有效的假设。虽然部分指数通过了 Kolmogorov 统计量的检验, 但是检验统计量与 5% 的临界值很靠近。综合两个统计量的检验结果, 与陈灯塔, 洪永淼 (2003) 在该段样本得到的结论: “在 5% 的显著水平下, 8 只指数, 在大部分参数水平下, 都拒绝了市场有效假设”基本一致。

比较表二和表三的检验结果, 除上证 180 和深证 A 指, 其它所有指数在表三的检验结果都比表二中的小, 这表明股市的有效性水平在提高。陈灯塔, 洪永淼 (2003) 得出的结论是: “除了深证 A 股指数和上证 180 指数”, 开市—1996. 12. 16 的统计量一般都比 1996. 12. 31—2002. 10. 31 的统计量“来得大”。这表明本文使用的方法与陈灯塔, 洪永淼 (2003) 中使用的方法得出了完全相同的结论。

表二中沪深两市的 A 股指数的统计量都比 B 股指数的统计量小, 说明 A 股市场相比 B 股市场效率高。但是表三中沪市表现出这种规律, 但是深市却相反, 深证 A 股指数的统计量比 B

股指数的统计量来得大。这一反常的现象值得进一步研究。从下面对境外股市实证分析中我们可以看到,香港市场对深圳股市的影响不容忽视,这可能是造成这一反常结果的原因之一。因为 A股市场比 B股市场交易活跃,因此香港股票市场的波动性更容易体现在深圳 A股市场中,这可能导致 A股市场中的指数的统计量比 B股市场指数大。

我国股票市场在建设初期不是弱有效的,但经过十几年的发展,相关政策法规不断做出调整,投资者参与市场、分析市场的能力都有所提高,这些积极的因素能否反映在市场价格中,市场有效性相比前几年是否有所变化,为此本文进一步对最近五年的股市数据进行了检验。

表 4 2000. 1. 3—2005. 11. 7各指数的检验结果

	Kolmogorov统计量	Cramer— von Mises统计量
上证指数	1. 2474	0. 3568
上证 A指	1. 2243	0. 3369
上证 B指	1. 7094 **	0. 8368 **
上证 180	1. 2300	0. 3752
深证综指	1. 6010 *	0. 6296 *
深证 A指	1. 6085 *	0. 6574 *
深证 B指	1. 7107 **	1. 0395 **
深证成指	1. 2809	0. 4310

沪市的 4只大盘指数,除了上证 B指,其它 3只指数均同时通过了两个统计量的检验。这表明沪市的效率有了较大的提高。但是深市除了深证成指,其它 3只指数在 5%的显著性水平下均拒绝了市场有效的假设,并且深市的 4只指数除了深证成指的 Cramer— von Mises统计量,其它指数的统计量均比表三的数据来得大。这一有趣的检验结果表明了近年来沪市的效率逐步提高,但深市却有所恶化,沪市比深市的有效性更高。近年来上海经济的发展势头已经明显高过深圳,这也带动了上海股市的更快发展,并且更多的企业选择在沪市上市,沪市的市值已经明显超过了深市,这些积极因素都促使了沪市的效率比深市有提高。

我国股票市场从 2001年 5月份开始,进入了长达数年的熊市,直到 2005年底也没有完全走出下跌的态势,所有的股票指数都出现了深幅下跌。股价下跌是否会影响市场有效性呢?为此本文特别对这段股市下跌的数据做了有效性检验。

表 5 2001. 5. 8—2005. 11. 7各指数的检验结果

	Kolmogorov统计量	Cramer— von Mises统计量
上证指数	1. 1603	0. 2698
上证 A指	1. 1181	0. 2722
上证 B指	1. 3150	0. 3753
上证 180	1. 0527	0. 2973
深证综指	1. 3911 *	0. 4711 *
深证 A指	1. 3997 *	0. 4732 *
深证 B指	1. 2484	0. 3709
深证成指	1. 1603	0. 4083

沪市的所有 4 只指数均通过了检验;深市的 4 只指数中,虽然深证综指和深证 A 指没有通过检验,但是这两只指数的检验统计量很接近临界值。总体来看我国股票市场经历了数年的改革和持续下跌后,有效性得到了很大的提高,本文认为原因主要有如下几点:

1. 机构投资者的壮大:以投资基金为代表的广大机构投资者得到快速的发展,其倡导的价值投资理念被越来越多的投资者所接受;

2. 个人投资者的转变:受机构投资者投资风格的影响,个人投资者从原来“跟庄”的投资方式逐渐转变为更关注上市公司自身业绩;

3. 股权分置改革带来的长期影响:随着股权分置改革不断深入,困扰中国股市的制度性障碍将逐步消除,市场有效性必将得到进一步增强;

4. 监管的导向作用:这几年政府对股市加大了监管力度,出台了新的证券法、公司法等来规范上市公司以及证券交易。

本文认为,这些因素促使我国股票市场价格发现功能大大得到加强,在定价合理的股票市场中,投资者获得超额回报的机会将越来越小,从而提高了市场有效性。

表五中沪市指数统计量的值大部分都比深市的小,表现出沪市的效率更高。同时沪市 A 指统计量较 B 指高,支持了 A 股市场比 B 股有效的结论。但深市又表现出相反的检验结果,A 指的统计量大于 B 指的统计量。可能的原因与表三中分析相同。

2.3 境外股市弱有效性分析

对境外股市的分析集中研究美国,香港和台湾的股票市场。为了与国内股市作比较,将境外的指数也划分为三个时间段来研究,分别是:时段 1(1990. 1. 2—1994. 12. 30),时段 2(1995. 1. 3—1999. 12. 30) 和时段 3(2000. 1. 3—2005. 11. 7),这三个时间段基本能与上一节中对国内股市的划分保持一致。检验结果如下:

表 6 境外股市 Kolmogorov 统计量

	时段 1	时段 2	时段 3
标准普尔 500	1. 2254	1. 7291 **	1. 2142
道琼斯指数	1. 4362 *	1. 6583 **	0. 9903
香港恒生	2. 2833 **	1. 8429 **	1. 2787
台湾加权	1. 2607	1. 1766	1. 0146

表 7 境外股市 Cramer-von Mises 统计量

	时段 1	时段 2	时段 3
标准普尔 500	0. 3539	1. 0618 **	0. 4463
道琼斯指数	0. 3738	1. 1309 **	0. 3421
香港恒生	2. 1899 **	1. 1076 **	0. 5697 *
台湾加权	0. 3475	0. 4509	0. 2555

检验结果表明美国和台湾的股市基本通过了两个统计量的检验,并且各阶段统计量相差不大,显示了成熟市场有效性的特点。相比之下,香港股市表现较差,本文认为这与香港近十几年来不稳定的经济金融环境有关,其各段的统计量的值只比深市对应的统计量的值略低,这也显示出香港股市对内地股市的显著的影响。

3 结论

本文是国内继张亦春、周颖刚(2001)和陈灯塔、洪永淼(2003)使用广义谱导数检验鞅差的方法之后,首次使用非参数方法检验鞅差序列的文章。本文的两个统计量的检验结果基本一致。为了说明统计量的检验效果,我们与陈灯塔、洪永淼(2003)中的实证结果做了细致的对比,得出基本一致的检验结论。并且进一步对境外的几个主要的股票市场做检验,说明了本文使用的统计量能区分成熟有效的市场与发展中的市场。本文的实证结果首先表明中国股市正向着逐步有效的市场发展,这也肯定了近年来股市的改革措施,以及各项金融政策实施对股市发展的积极作用。其次检验结果支持了A股市场比B股市场更有效率的这一普遍被大家所承认的结论。同时检验结果还表明近几年来沪市比深市发展更有效的结论,这是通常的实证文献中所没有的结论。在检验境外股市有效性时,还得出香港股市对深市影响明显的结论。

[参考文献]

- [1] An H Z, Cheng B, A Kolmogorov-Smirnov type statistic with application to test for nonlinearity in time series [J]. *Int Statist Rev*, 1991, 59: 287—307.
- [2] Fama E F, Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work [J], *Journal of Finance*, 1970, 2: 383—417.
- [3] Hongzhi An, Lixing Zhu, Runze Li, A mixed-type test for linearity in time series [J], *Journal of Statistical Planning and Inference*, 2000, 88: 339—353.
- [4] Min Chi, Gemai Chen, A nonparametric test of conditional autoregressive heteroscedasticity for threshold autoregressive models [J], *Canadian Journal of Statistics*, 2001, 29: 649—666.
- [5] 陈灯塔,洪永淼,中国股市是弱有效的吗? [J],*经济学(季刊)*,2003,3:97—124.
- [6] 胡畏,范龙振,上海股票市场有效形实证检验 [J],*预测*,2000,2:61—64.
- [7] 胡冒生,刘宏,中国股票市场有效性实证研究 [J],*统计与决策*,2004,11:45—46.
- [8] 胡振华,周博,深圳B股市场有效性分析 [J],*兰州商学院学报*,2005,4:46—49.
- [9] 祁斌,黄明,陈卓思,机构投资者与市场有效性 [J],*金融研究*,2006,3:76—84.
- [10] 解保华,高荣兴,马征,中国股票市场有效性实证检验 [J],*数量经济与技术经济研究*,2002,5:100—103.
- [11] 俞乔,市场有效、周期异常与股价波动 [J],*经济研究*,1994,9:43—50.
- [12] 赵冬梅,陈柳钦,市场有效性及其检验方法 [J],*管理科学*,2003,16:34—38.
- [13] 张兵,李晓明,中国股票市场的渐进有效性研究 [J],*经济研究*,2003,1:54—61.
- [14] 张亦春,周颖刚,中国股市弱式有效吗? [J],*金融研究*,2001,3:34—40.