

# 中国证券市场弱有效性检验

## ——来自收益率方法比的证据

刘剑锋,蒋瑞波

(浙江林学院 经济管理学院,浙江 临安 300311)

**摘要:**论文采用方差比方法考察中国证券市场的弱有效性。结果显示,上证指数、深证成指的短期收益率的方差比统计量支持中国证券市场是弱有效市场,但是中长期收益率的方差比统计量不支持中国证券市场是弱有效市场。同时子样本区间的结果显示,近十年的证券市场改革,从市场有效性的角度来看是不成功的。

**关键词:**证券市场;弱有效市场;连续复利收益率;方差比

**文章编号:**1003-4625(2010)04-0083-05      **中图分类号:**F830.91      **文献标识码:**A

由效率市场假说知道,有效市场上金融资产的价格能迅速、准确和全面地反映所有的公开信息。社会资金在价格信号的引导下迅速、合理地流动。证券市场以其完整而灵敏的信号系统和灵活有力的调控,引导着社会资源向着合理的方向流动,优化资源配置,提高社会经济效率。

### 一、文献回顾

市场有效性假说(Efficient Market Hypothesis, EMH)是金融经济学的核心问题之一,由美国芝加哥大学教授法玛(Eugene Fama)1965年正式提出。他对资本市场有效性给出了一个颇有影响的描述性定义:如果证券价格充分反映了可得的信息,每一种证券价格都永远等于其投资价值,则该证券市场是有效的。

资本市场有效性假说的提出,引发四十年来国内外资本市场、会计与理财领域大量实证研究。然而八十年代以来,随着行为经济学、市场分形理论等新兴学派的发展,资本市场有效性假说受到了学术界和投资界的广泛质疑。第一,有效市场理论基本假设均建立在“完美”的完全信息市场理论基础上,而真实资本市场中交易成本和信息成本不可忽略、投资者意见分歧且并非全部理性、市场套利者力量有限而投机者羊群效应明显等问题否定了其基本前提。第二,国外众多对企业内部信息人士(股东和企业高管层)和基金经理们超额回报率的研究,虽然难以得出其持续获得超出市场平均水平盈利回报的证据,

但是基本可以否定强态有效假说。

我国证券市场的运行开始于20世纪90年代初期。从我国证券市场十几年的实践来看,市场运行效率相对低下,投资者投机心态明显,违规事件层出不穷。基本上可以肯定我国证券市场不可能是强有效市场,因此我国资本市场有效性的研究主要集中在弱态和半强态有效性上。所以国内研究证券市场弱态有效性的文献最多,但是弱态有效性检验的结果也是争议最大的。俞乔(1994)对沪市1990~1994年和深市1990~1994年的综合股价指数进行了研究,作者使用误差项序列自相关检验、游程检验和柯莫哥洛夫-斯米尔诺夫检验的研究方法,得出中国证券市场还没有达到弱态有效性的结论。韩德宗(1995)通过对沪市56只股票和深市17只股票1992~1994年的收益率为样本,使用序列自相关系数和游程检验研究方法,对证券市场的有效性进行了研究,文章得出中国证券市场还没有达到弱态有效性的结论。邓学军(1995)在自相关检验和连续性检验之外,使用了过滤检验方法。分析了股价对历史信息的吸收,结论是中国股市还未达到弱态效率。胡波、宋文力、张宇光(2002)利用随机游动模型,采用1996年2月12日至2001年7月9日的统一指数数据,使用DF与KPSS两种互补的检验方法,实证结果表明中国证券市场目前还未达到弱态有效。孙碧波、方健雯(2004)把技术分析的获利能力与市场的弱态有效性联系起来,通过断定在中国证券股票市场上某些技术规则

收稿日期:2010-02

作者简介:刘剑锋,金融学博士,研究方向:国际贸易 国际金融;蒋瑞波,经济学在读博士,研究方向:国际贸易

©1994-2014 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

2010年第4期(总第369期)

具有获取超额利润的能力,进而得到证券市场还没有达到弱态有效性的结论。吴世农(1996)对深沪两市 20 种股票所做的自相关分析,也表明它们的收益率不存在显著的系统性变动趋势,但他认为不能简单定论我国股市已达弱型效率。宋颂兴和金伟根(1995)对沪市 1992 年底以前上市的 29 只股票进行了检验,他们将样本区间分成 1991 年到 1992 年和 1993 年到 1995 年,结论是从 1993 年到 1995 年沪市弱态有效性成立。魏刚(1998)在对 1997 年我国上市公司股利分配的实证研究中发现,我国股市能区分不同的分配信息并做出反应,但投资者对信息的反应或不足或过度,弱有效市场的特征并不明显。

对于中国证券市场是不是弱态有效性学术界并没有达成一致的看法,对中国股市是否达到弱态有效还没有形成令人信服的结论。同时观察目前市场上,技术分析方法还比较普及,这也使人们相信市场还没有达到弱态有效。

从现有研究来看,大多数实证研究结果倾向于认为中国证券市场尚未达到中强效率。但对于是否达到弱有效性,则存在较大分歧,未能达成共识。那么,对我国股票市场的有效性应如何认识呢?一般来讲,股价表现出随机游走的特性则说明股票市场实现了某种程度的有效,目前许多关于市场是否有效的检验方法都是以此为依据的。股价的随机游走特性是基于信息不确定性而产生的随机性,是市场实现一定程度效率基础上的随机性。因此对股价的随机游走特性进行研究,能提供一些判断证券市场有效性的证据。

我国证券市场有效性研究存在的一个主要问题是时间序列长度偏短。西方学者在股票市场实证研究中往往要选取几十年的数据进行分析,这是因为影响股票价格的因素很多,股价运行中含有大量的“噪音”成分,为了得出可信的结论就必须靠较长的时间序列来消除“噪音”。一般而言,一个完整的经济周期大约需要 10 年的时间,一个股票市场的运行周期也需要 41 个月的时间。我国现有的实证研究中,时间序列长度很多都不足一个股票运行周期,因此相关的实证研究结论是不够严谨的。

此外多数人都认为我国证券市场存在操纵市场的行为,但是随着证券市场规模的扩大,这种操纵行为(比如一个坐庄的完整周期)需要一定时间期限。因此在利用收益率研究市场有效性的时候,利用短期收益率和中长期收益所得到的结果,可能会存在差异,这也是以前研究被忽视的地方。

## 二、实证研究

### (一)数据的来源与说明

本文的数据全部来自于 Wind 中国金融数据库。本文数据处理思路是采用样本指数的当日收盘价来计算连续复利日收益率,通过连续复利日收益率可以得到两日收益率以及更长时期的收益率。然后通过收益的方差比统计量的数量特性来考察中国证券市场的弱有效性。

论文选取上证指数、深成指数作为研究对象,其分别反应上海证券交易所和深圳证券交易所运行状况。没有选择沪深 300 指数是因为其开始运行的时间较短。上证指数、深证成指的收盘价数据时间段开始于 1996 年 12 月 25 日,结束于 2008 年 6 月 27 日。一共包括了 2777 个对数价格数据,因此得到 2776 个连续复利日收益率数据,日收益率数据开始于 1996 年 12 月 26 日,结束于 2008 年 6 月 27 日。收益率计算采用连续复利收益率的形式:

$$r_t = \ln(1 + R_t) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

选择收益率数据起始于 1996 年 12 月 26 日,主要是因为我国证券市场的涨跌停板制度开始于 1996 年 12 月 26 日。涨跌停板制度规定,除上市首日之外,股票(含 A、B 股)、基金类证券在一个交易日内的交易价格相对上一交易日收市价格的涨跌幅度不得超过 10%,超过涨跌限价的委托为无效委托。因此 1996 年 12 月 26 日之前与之后的收益率的形成可能存在制度的差异。因为这个制度差异对研究可能产生的不利干扰,所以选择日收益率的数据开始于 1996 年 12 月 26 日。同时,为了考察市场弱有效性是否随着时间发生变化,把两个指数日收益的全样本分成为两个子样本进行比较研究。一个子样本开始于 1996 年 12 月 26 日,结束于 2002 年 12 月 31 日;另一个子样本开始于 2003 年 1 月 1 日,结束于 2008 年 6 月 27 日。

### (二)方差比检验与“随机游走”模型

证券市场的“随机游走”理论认为对数股票价格满足随机游走理论。

即:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中,  $p_t = \log(P_t)$ ,  $t=1, \dots, T$ 。  $\varepsilon_t$  增量是随机误差项。

令  $r_t = \Delta p_t$ , 那么随机游走模型可以写成:

$$p_t = \mu + \varepsilon_t$$

Campbell、Lo 和 MacKinlay(1997)把随机游走模型分为三类:

$$RW1 \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

$$RW2 \quad \varepsilon_t \text{ 是一个独立过程(允许存在异方差)}$$

RW3  $\varepsilon_t$  是一个不相关过程(高阶矩可能的不独立的)

对于资产收益来说,RW1、RW2 不是非常现实。因为 RW1 的形式要求同分布、同方差的增量。当 RW1 放松到 RW2 的时候,虽然条件比 RW1 更弱,但是仍然保持了独立同分布的特性。而对于金融资产的长期价格来说显然是不合理的,因为决定股票价格的经济、社会、技术、制度都会发生改变。所以从长期来看要求股票交易收入有相同的概率分布是不合理的。RW3 是更为一般的形式,增量被要求为非独立但不相关的增量过程。这是随机游走假设最弱的一种形式。满足 RW3 假定而不满足 RW1、RW2 的一个简单例子就是:

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k})=0$$

对于一切  $k \neq 0$ ,同时满足:

$$\text{Cov}(\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-k}^2) \neq 0$$

这个随机过程具有不相关增量,但显然又是不独立的,因为其增量平方是相关的。因此在实证研究中,更多采用的是 RW3 的随机游走模型。

对于 RW3 的检验,一般都是采用方差比(variance ratios)。

$q$  阶方差比定义为:

$$VR(q) = \frac{\text{var}(r_t(q))}{q \cdot \text{var}(r_t)} \quad (1)$$

其中  $r_t(q) = r_{t-q+1} + \dots + r_t$ 。由于这里的收益率是连续复利收益率,因此  $r_t(q)$  是  $q$  日连续复利收益率。因此  $q=2$  是 2 日连续复利收益率。对于  $q=32, 64, 128, 256$ , 我们知道正常月份的交易日在 20 天左右,一年的交易日大约在 250 天左右。因此我们可以把  $q=32$  近似看成 1 个半月连续复利收益率,  $q=64$  近似看成 3 个月收益率,  $q=128$  近似看成半年收益率,  $q=256$  近似看成年收益率。这也是表 2、表 3 中选择列出的观察值基期  $q$  的原因之一,因为取这些  $q$  值的时候,方差比统计量有一个比较直观的经济含义。这么选择  $q$  值还有一个原因是在分析的时候可以利用下面的(3)式来对结果进行解析。

如果  $q=2$ , 我们还可以直接推导出方差比统计量的简洁表达式:

$$\begin{aligned} VR(2) &= \frac{\text{Var}[r_t(2)]}{2 \cdot \text{Var}[r_t]} = \frac{\text{Var}[r_t + r_{t-1}]}{2 \cdot \text{Var}[r_t]} \\ &= \frac{2 \cdot \text{Var}[r_t] + 2 \cdot \text{Cov}[r_t, r_{t-1}]}{2 \cdot \text{Var}[r_t]} = 1 + \rho(1) \end{aligned}$$

其中,  $\rho(1)$  是日收益率序列  $r_t$  的一阶自相关系数。对于任意平稳时间序列,方差比统计量  $VR(2)$  的

总体取值即为 1 加上一阶自相关系数。如果在 RW1 下,则所有的自相关系数都是零,因此可以知道  $VR(2)=1$ 。

对于更一般的  $q$  值方差比统计量,继续推导可以得到(2)、(3)两个关系式:

$$VR(q) = 1 + 2 \cdot \sum_{k=1}^{q-1} \left(1 - \frac{k}{q}\right) \rho_k \quad (2)$$

$\rho_k$  是  $r_t$  的第  $k$  阶自相关系数。因此这表明方差比统计量是  $r_t$  的前  $q-1$  个自相关系数的线性组合,并且具有线性衰减权重。

$$\frac{\text{var}(2q)}{\text{var}(q)} = 1 + \rho_q(1) \quad (3)$$

其中,  $\rho_q(1)$  是  $q$  期收益  $r_{t-q+1} + \dots + r_t$  的一阶自相关系数。

由上面的方差比统计量表达式知道,如果方差比小于 1,则存在负序列相关,这说明收益序列是均值回复过程(Mean-Reverting Process)。如果方差比大于 1,则表示正序列相关或者收益序列的发散性。

Lo 和 MacKinlay(1988、1989)提出了一系列基于方差比的随机游走假设的显著性检验统计量  $\psi^*(q)$ 。Lo 和 MacKinlay(1989)又继续证明方差比统计量在检验某些假设时比 Box-Pierce  $Q$  检验和 Dickey-Fuller 单位根检验效果好。具体的技术细节参考原始论文。

### (三)收益率的基本统计特性

在进行方差比研究之前,需要了解样本数据的基本统计量。图 1 中,第一行的两幅自相关图分别是上证指数日收益率自相关图和日收益平方自相关图;第二行的两幅自相关图分别是深证成指日收益率自相关图和日收益率平方自相关图。从图 1 发现,上证指数和深证成指的日收益率的自相关特性比较类似。即收益率的低阶自相关不显著,部分高阶自相关比较显著。同时,指数日收益率平方存在显著的自相关。由收益率的自相关特性可以知道,上证指数和深证成指收益率可能存在长记忆特性。

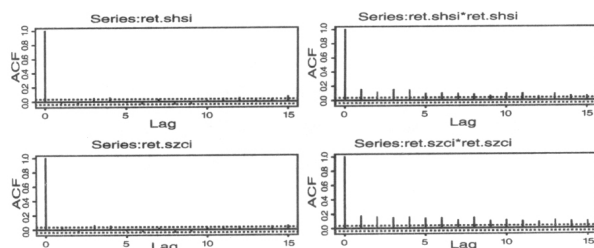


图 1 指数日收益率、日收益率平方自相关图

下面的表 1 是上证指数、深证成指日收益率的基本统计特性。日收益率均值为 0.0004,如果一年交



易日假设为 250 天，则折合成年收益率大约在 10.0%左右。上证指数日收益率的一阶自相关系数为-0.0092,深证指数日收益率的一阶自相关系数为 0.0345。收益率平方有较大的一阶自相关系数。

表 1 基本统计特性表

样本时期	样本容量	均值	方差	$\hat{\rho}_1(r_t)$	$\hat{\rho}_2(r_t)$	$\hat{\rho}_1(r_t^2)$	$\hat{\rho}_2(r_t^2)$
A.上证指数日收益率							
1996.12.26~2008.06.27	2776	0.00040	0.00028	-0.0092	-0.0317	0.0150	0.0151
1996.12.26~2002.12.31	1448	0.00029	0.00027	-0.0147	-0.0309	0.1760	0.0143
2003.01.01~2008.06.27	1328	0.00055	0.00029	-0.0045	-0.0328	0.1164	0.0683
B.深证成指日收益率							
1996.12.26~2008.06.27	2776	0.00041	0.00034	0.0345	-0.0207	0.1600	0.1516
1996.12.26~2002.12.31	1448	-0.00006	0.00033	0.0378	-0.0170	0.1833	0.1984
2003.01.01~2008.06.27	1328	0.00095	0.00036	0.0294	-0.0260	0.1323	0.0959

(四)方差比

采用上述(1)式对方差比统计量的定义,对上证指数、深证成指的全样本收益率和两个子样本收益率计算方差比统计量。表 2 按照样本的不同以及 q 值的大小列出了的相应的方差比统计量,方差比统计量下面是异方差调和渐进标准正态分布检验统计量  $\psi^*(q)$  的值。

其中,表 2 是上证指数的方差比统计量,表 3 是深证成指的方差比统计量。表 2 中,按照纵向可以分为三组。第一组是全样本区间 (1996.12.26 ~ 2008.06.27)的结果,第二组、第三组分别是两个子样本区间 (1996.12.26 ~2002.12.31、2003.01.01 ~ 2008.06.27)的结果。其中第一组的第一列是方差比统计量,第二列是其对应的检验统计量,第二组、第三组是两个子样本计算的相应的结果,排列规律同第一组。

这里需要说明的是,表 2 中只列出了部分结果,这里的 q 是按照 2 的 n 次方来选择的,即 q=2、4、8、16、32、64、128、256。关于 q 选择的经济含义见 2.2. 中的描述。

表 2 上证指数收益率的方差比

观察值 基数 q	1996.12.26~2008.06.27 观察值基数 2776	1996.12.26~2002.12.31 观察值基数 1448	2003.01.01~2008.06.27 观察值基数 1328
2	0.989 (-0.410)	0.985 (-0.359)	0.992 (-0.221)
4	0.977 (-0.468)	0.958 (-0.555)	0.996 (-0.069)
8	1.044 (0.570)	1.001 (0.006)	1.089 (0.859)
16	1.111 (0.996)	1.011 (0.067)	1.229 (1.485)
32	1.274 (1.772)	1.141 (0.645)	1.453 (2.068)*
64	1.498 (2.351)*	1.144 (0.493)	1.964 (3.156)**
128	1.690 (2.394)*	0.888 (-0.287)	2.740 (4.134)**
256	2.077 (2.976)**	0.877 (-0.236)	3.997 (5.287)**

注:\*表示在 0.05 显著水平,\*\*表示 0.01 显著

水平。

表中的数据最直观的特点就是 q=2、4、8、16 的时候,方差比统计量在常用显著水平上接受“随机游走”理论原假设 RW3。在 q=64、128、256 的时候,方差比统计量在常用显著水平拒绝“随机游走”理论的原假设 RW3。而且这个拒绝并非是由于  $\psi^*(q)$  的异方差调和而引起的方差变动。

表 2 中,q=2 时。按照(3)式的结果知道,q=2 的方差比近似等于 1 加上日收益率的一阶自相关系数的估计量。因此,第一行中的项目,即 0.989 即意味着日收益率的一阶自相关系数接近-0.011%,这与表 1 中得到的一阶自相关系数-0.009%是非常接近的。其对应的  $\psi^*(q)$  统计量为-0.410。这个结果表明:在 5%的显著水平上,方差比统计量不显著异于 1。也就是说明接受原假设,原假设是上证指数的收益率服从“随机游走”理论。

还有一个直观的特点就是当 q 从 2 逐步上升到 256 的过程中,方差比统计量从小于 1 逐步变成大于 1。由前面知道,方差比小于 1,则存在负序列相关,这是均值回复过程(Mean-Reverting Process);方差比大于 1,则存在正序列相关或者收益序列的发散性。虽然 q 从 8 到 32 对应方差比都大于 1,但是在 5%的显著水平上,统计检验量并不支持方差比显著异于 1,即上证指数日收益率仍然服从“随机游走”理论。但是 q=64、128、256 对应的方差比统计量大于 1,而且其统计检验量在 5%的水平上支持方差比统计量显著异于 1,q=256 对应的方差比统计量大于 1,而且其统计检验量在 1%的水平上支持方差比统计量显著异于 1。所以当 q=64、128、256 的时候,拒绝原假设,即不支持“随机游走”理论。后面两组的子样本区间的结果也显示出相似的特点。

表 2 中 q=64 时,方差比统计量才开始显著异于 1,这是因为表 2 只是选取了特定 q 值的方差比统计量。实证结果中,在 q=43 的时候,方差比统计量就开始显著异于 1(显著水平为 5%),此后随着 q 逐步上升到 256,方差比统计量从 1.347(q=43)逐步上升到 2.077,期间所有的方差比的统计检验量都是显著的。

为了解释后面的这个特点,需要用到(3)式。其中  $\rho_q(1)$  是 q 期收益  $r_{t-q+1}+\cdots+r_t$  的一阶自相关系数。因此,表 2 中的方差比统计量随着 q 的变大而变大,而且当 q 大于 43 的时候,方差比就开始显著异于 1,这表明多期收益率之间具有正序列相关。例如 q=64、128、256 的方差比是显著的,而且方差比是递增的。利用(3)式得到:

$$\frac{\overline{\text{var}(128)}}{\overline{\text{var}(64)}} = \frac{1.690}{1.498} = 1.128$$

$$\frac{\overline{\text{var}(256)}}{\overline{\text{var}(128)}} = \frac{2.077}{1.690} = 1.229$$

这说明三个月收益率的一阶自相关系数接近于 12.8%，半年收益率的一阶自相关系数接近 22.9%。

对以两个子样本区间，第一个子样本区间 (1996.12.26~2002.12.31) 的结果与全样本区间的结果不同,在所有观察值基数下,方差比统计量都不显著异于 1,此结果说明,在子样本区间上证指数的收益率服从“随机游走”理论。

第二个子样本区间 (2003.01.01~2008.06.27)的结果与全样本区间的结果比较类似。不同的是 q=32、64、128、256 的时候显著异于 1,而且显著性水平更高。同时其方差比统计量的变化规律与全样本区间的变化规律是一致的。这表明，在子样本区间 (2003.01.01~2008.06.27),当 q=32、64、128、256 的时候，方差比统计量的结果在 1% 的显著水平上拒绝“随机游走”理论。同时也可以通过计算得到三个月和半年收益率的一阶自相关系数。

由两个子样本区间的结果比较可以知道,在 1996.12.26~2002.12.31 期间，收益率数据能较好的支持“随机游走”理论,而在 2003.01.01~2008.06.27 期间,q=32、64、128、256 的时候的方差比统计量很容易拒绝原假设 RW3,即拒绝“随机游走”理论。两个子样本区间的方差比统计量结果的差异表明:收益的可预报性随着时间的推移反而上升，或者说证券市场有效性,不仅没有提高,反而变的更糟糕。也就是市场有效性并没有“与时俱进”，没有变得更加有效率,而是相反。

表 3 深证成指收益率的方差比

观察值 基数 q	1996.12.26~2008.06.27		1996.12.26~2002.12.31		2003.01.01~2008.06.27	
	观察值基数 2776		观察值基数 1448		观察值基数 1328	
2	1.036	(1.341)	1.039	(0.981)	1.032	(0.883)
4	1.060	(1.197)	1.061	(0.820)	1.056	(0.838)
8	1.143	(1.822)	1.132	(1.147)	1.148	(1.398)
16	1.196	(1.720)	1.130	(0.785)	1.263	(1.669)
32	1.344	(2.159)*	1.204	(0.898)	1.483	(2.155)*
64	1.591	(2.705)**	1.229	(0.748)	1.956	(3.051)**
128	1.900	(3.047)**	1.019	(0.048)	2.753	(4.082)**
256	2.511	(3.853)**	1.126	(0.237)	4.026	(5.259)**

注:\* 表示在 0.05 显著水平,\*\* 表示 0.01 显著水平。

表 3 是深证成指收益率的方差比统计量的结果,其结果与上证指数收益率的结果非常类似。不同处只是在全样本区间，方差比统计量异于 1 的显著性水平更高,子样本区间结果也类似与上证指数。因

此深证成指的结论与上证指数的结论大同小异。

虽然表 2、表 3 中的检验统计量都是基于名义股票收益率来计算的，但事实上利用实际收益率或者超额收益率来计算也会得到明显类似的结论。这是因为名义收益率的波动与通货膨胀以及短期国债的变化率相比是非常大的，所以在基于波动性的检验中,利用名义、实际或者超额收益都会得到类似的结论。

三、结论

弱有效市场研究一直是国内学者关注的热点问题,本论文采用方差比方法,对中国证券市场的弱有效性进行研究。全样本区间的结果显示,上证指数、深证成指的短期收益率(q=2、4、8、16)的方差比统计量支持中国证券市场是弱有效市场。但是中长期收益率(q=32、64、128、256)的方差比统计量不支持中国证券市场是弱有效市场。

上证指数、深证成指的子样本区间的结果比较类似。第一个子样本区间(1996.12.26~2002.12.31)的结果支持中国证券市场是弱有效市场。第二个子样本区间(2003.01.01~2008.06.27)的结果与全样本区间的结果类似，即短期收益率的方差比统计量支持中国证券市场是弱有效市场，但是中长期收益率的方差比统计量不支持中国证券市场是弱有效市场。子样本区间的方差比统计量的检验结果说明，近十年的证券市场改革，从市场有效性的角度来看是不成功的。

参考文献：

[1]俞乔.市场有效、周期异常与股价波动—对上海、深圳股票市场的实证分析[J].经济研究,1994,(9): 43-50.

[2]韩德宗,徐剑刚.沪深股票市场相关性的实证研究[J].统计研究,1995,(1):62-66.

[3]胡波,宋文力,张宇光.中国证券市场有效性实证分析[J].经济理论与经济管理,2002,(7):36-39.

[4]孙碧波,方健雯.对中国证券市场弱态有效性的检验—基于技术分析获利能力的实证研究 [J].上海财经大学学报,2004,(6):53-58.

[5]吴世农.我国证券市场效率的分析[J].经济研究,1996,(4):13-19.

[6]宋颂兴,金伟根.上海股市市场有效实证研究 [J].经济学家,1995,(4):107-113.

[7]魏刚.我国上市公司股利分配的实证研究[J].经济研究,1998,(6):28-34.

(责任编辑:张艳峰)