

中国股市弱式有效吗?*

张亦春 周颖刚

(厦门大学财金系,厦门市 361005)

摘 要:中国股市是否弱式有效一直是争论的热门话题,它具有很重要的理论价值和实践意义。支持者通过实证研究占据上风 and 主流地位;质疑者多停留在经济判断上,未能进行深入的理论探讨,因而缺乏说服力。本文试图从理论上澄清几个基本概念,重新正确理解弱式有效,并采用一个新的方法进行实证研究,结果表明中国股市不是弱式有效。

关键词:中国股市;弱式有效

中图分类号:F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2001)03-0034-07

一、中国股市弱式有效研究综述

有效市场假说(EMH)是金融市场的一个理想化境界,却得到大量的实证支持。从中国的现实情况来看,股市有效性的检验主要集中在是否具有弱式有效,国内已有不少学者作了实证研究,由1993年以前的研究数据得出的结论是非有效市场,此后的研究大多支持弱式有效,这反映中国股市存在明显的阶段性变化。此外,一些学者对若干个区间子样本的实证结果也说明市场效率随发展阶段而不断提高。如吴世农(1994,1995,1996)、宋颂兴和金伟根(1995)、陈小悦等(1997)、范龙振和张子刚(1998)、胡畏和范龙振(2000)、胡朝霞(1998)等人均对中国股市的有效性进行了实证研究,其结论既有肯定的,也有否定的。

近年来,国内一些学者对实证支持中国股市弱式有效提出异议。戴国强等(1999)认为对市场有效性的检验仍主要停留在最初的随机游走模型上,将其作为市场有效性假定

收稿日期:2000-11-25

作者简介:张亦春,(1933.6-),男,福建连江人,厦门大学财金系教授、金融学博士生导师,中国金融学会常务理事、学术委员会委员。

周颖刚,(1973.12-),男,福建安溪人,厦门大学财金系金融学博士生。

* 本文的思路直接得益于康奈尔大学经济系洪永淼教授在厦门大学经济学院的讲座和讨论,而且还得到他慷慨提供有关计量软件以完成实证研究,在此深表感谢。当然,一切文责由作者自负。

的检验存在问题,满足随机游走模型只能看作市场有效的充分条件,而非必要条件。张思奇等(2000)将上证 A 股指数分为两个子样本(1992.1.2 - 1995.3.9 和 1995.3.10 - 1998.6.30),采用 ARMA - ARCH - M 模型研究其日收益率序列,发现在 GARCH 条件假定下,基本满足白噪声性质(尤其在第二阶段),但认为这只能说明当前收益与过去信息之间不存在简单线性关系,并没有排除其它非线性关系,仅此推断市场弱式有效过于主观。魏玉根(2000)则认为股市的有效性应该是指股票异常收益的随机性,而不是股价变动的随机性,如果市场弱式有效,可得股价变动是随机的结论,但如果股价变动是随机的,能否得出市场弱式有效的结论却是一个有待研究的问题。

笔者也认为中国股市达到弱式有效的结论不一定切合实际。经验告诉我们,在制度性缺陷下股票市场达到有效状态将是一个奇迹,而且现有的实证研究基本上采用所谓的随机游走或(和)AR 模型,且均为线性关系,方法则均为时间域分析(Time Domain Analysis)等,可能有待于改进。如何获得理论和实证上的支持正是本文的写作动机和主要内容,本文结构安排如下:第二节将区分几个基本概念以正确理解弱式有效;第三节介绍一个新方法——广义谱域分析(Hong,1999);第四节用广义谱密度函数域分析中国股市;第五节得出结论:中国股市不是弱式有效。

二、如何正确理解弱式有效?

通常认为股价变动是一个非平稳的随机过程,并归因于一个单位根过程,最简单的模型设定为:

$$P_t = P_{t-1} + u_t$$

P_t 为 t 期的股价或股价变动率, $\{U_t\}$ 是扰动项,且满足: $E(U_t) = 0, V(U_t) = \sigma^2, \text{Cov}(U_t, U_{t-j}) = R(j) \quad j > 0$ 。

根据 Fama (1970) 的定义,当现在的价格充分反映价格历史序列数据中所包含的一切信息,即由过去股价构成的信息集,投资者不可能通过股价的历史变动来预测未来股价的变动,此时的市场为弱式有效。

$$E[(P_t - P_{t-1}) / I_{t-1}] = 0$$

或者

$$E(P_t / I_{t-1}) = P_{t-1}$$

$I_{t-1} = \{(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots) = \{u_{t-1}, U_{t-2}, \dots\}$ 为 $t-1$ 期的信息集。

1. 可以证明,与弱式有效等价的是鞅过程(Martingale Process)。

设 $P_t = P_{t-1} + u_t$, 若 $E(u_t / I_{t-1}) = 0$,

则称 P_t 是鞅过程, $\{u_t\}$ 为鞅差分序列(m. d. s, martingale difference sequence),

(1) $E(P_t / I_{t-1}) = E(P_{t-1} / I_{t-1}) + E(u_t / I_{t-1}) = P_{t-1}$, 即市场为弱式有效;

非平稳随机过程通常是具有确定性时间趋势或者是一个单位根过程,参见 Hamilton (1994),《时间序列分析》,金融资产价格的变动通常设定为后者,因 P_{t-1} 的系数为 1 而得名。

(2) 若市场弱式有效,即 $E[(P_t - P_{t-1}) / I_{t-1}] = 0$, 则 $E(u_t / I_{t-1}) = 0$. $\{u_t\}$ 为 m. d. s.

不是单位根过程,就一定不是鞅过程;但满足单位根过程,则不一定是鞅过程。因此单位根检验并不能用来判断市场弱式有效。

2. 许多学者将弱式有效错误地等同于随机漫步过程(Random Walk Process)。

实际上,随机漫步指的是 $\{u_t\}$ 遵循一个独立同分布(i. i. d. $(0, \sigma^2)$, independent and identical distribution),且密度函数满足:

或者

$$f(u_t / u_{t-j}) = \frac{f(u_t, u_{t-j})}{g(u_{t-j})} = g(u_t)$$

显然,随机漫步过程是一个单位根过程。

(1) 满足随机漫步就是一个鞅过程。因为

$$E(u_t / I_{t-1}) = \int u f(u_t / I_{t-1}) du_t = \int u g(u_t) du_t = E(u_t) = 0;$$

(2) 鞅过程不一定满足随机漫步,例如,ARCH模型是鞅过程,但不是随机漫步过程。

3. 对弱式有效的另一个错误理解是所谓的白噪声(w. n, white noise)

白噪声 u_t 满足: $E(u_t) = 0, V(u_t) = \sigma^2, \text{Cov}(u_t, u_{t-j}) = 0, \forall j > 0$

显然,白噪声是一个单位根过程,但白噪声检验不能被用来判断弱式有效,因为白噪声不能推出鞅过程,具体有两种情况:

(1) 若 $V(u_t) = \sigma^2$,鞅过程可以推出白噪声,但白噪声不能推出鞅过程。

前者证明如下:

因为 $E(u_t) = E[E(u_t / I_{t-1})] = E(0) = 0$, 所以

$$\text{Cov}(u_t, u_{t-j}) = E(u_t u_{t-j}) = E[E(u_t u_{t-j}) / I_{t-1}] = E[u_{t-j} E(u_t / I_{t-1})] = E(u_{t-j} \cdot 0) = 0$$

其逆否命题也成立,即不是白噪声就不是鞅过程。

(2) 若 $V(u_t) = \sigma^2$,白噪声没有定义,而鞅过程仍然有定义。

三、广义谱域分析(Generalized Spectral Analysis):一种新的方法

任意的弱平稳过程 $\{u_t\}$ 都有一个时间域表示和一个谱域表示,自相关函数 $\gamma(j)$ 和标准的谱密度函数 $h(\omega)$ 通常被用来描述序列相关,两者互为 Fourier 转换(如下式),它们包含相同的信息,从不同的角度刻画随机过程:

$$\gamma(j) = \frac{\text{cov}(u_t, U_{t-j})}{\sqrt{V(u_t) \cdot V(u_{t-j})}} = \int_{-\pi}^{\pi} h(\omega) e^{-ij\omega} d\omega$$
$$h(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma(j) e^{-ij\omega} = \frac{1}{2\pi} \sum_{j=-\infty}^{\infty} \gamma(j) \cos(j\omega),$$

最常用的单位根检验方法有两类:一类是 Dicky - Fuller 检验,它事先假定 $\{u_t\}$ 是 i. i. d., 不适用于任意股价序列;另一类是 Phillips - Perron 检验,具有较强的适用性。

其中 $[-\omega, \omega]$ 是频率, $i = \sqrt{-1}$ 。

但是,一些非线性的时间序列可能是零自相关,却表现强的非线性依赖关系, (j) 和 h () 很难刻画这种过程。为此,洪永森(1999, JASA) 提出广义谱域分析,以适用于线性和非线性的时间序列,其基本原理如下:

1. 将原始的时间序列 $\{u_t\}$ 转换为 $\{e^{iau_t}\}$,

其中, $E(U_t) = 0$

$i = \sqrt{-1}$; $a = (-\omega, \omega)$ 。

2. 定义一个广义自协方差函数

$$j_j(a, b) = Cov(e^{iau_t}, e^{ibu_{t-j}}) = E(e^{iau_t + ibu_{t-j}}) - E(e^{iau_t}) E(e^{ibu_{t-j}})。$$

$E(e^{iau_t + ibu_{t-j}})$ 是 (u_t, u_{t-j}) 的联合特征函数,记为 $j_j(a, b)$; $E(e^{iau_t})$ 和 $E(e^{ibu_{t-j}})$ 是 u_t 和 u_{t-j} 的边缘特征函数,记为 $j(a)$ 和 $j(b)$ 。所以有

$$j_j(a, b) = j_j(a, b) - j(a) j(b)。$$

当且仅当 u_t 和 u_{t-j} 相互独立时, $j_j(a, b) = 0$ 。

3. $j_j(a, b)$ 的傅立叶变换存在,记为:

$$f_j(\omega, a, b) = \frac{1}{2} \int_{-\omega}^{\omega} j_j(a, b) e^{-i\omega} d\omega$$

与标准的谱密度函数 $h(\omega)$ 相比, $f_j(\omega, a, b)$ 能刻画所有两两之间的依赖关系。在 $V(u_t) = \sigma^2$ 的情况下, $f_j(\omega, a, b)$ 对 (a, b) 在 $(0, 0)$ 点求导可得 $h(\omega)$, 故称 $f_j(\omega, a, b)$ 为广义谱密度函数:

$$h(\omega) = -\frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial a \partial b} f_j(\omega, a, b) \Big|_{(a, b) = (0, 0)}$$

4. $f_j(\omega, a, b)$ 对 (a, b) 求导,阶数分别为 (m, l) 用上标表示, (m, l) 不同,可以刻画序列相关不同方面的特征。

$$f_j^{(0, m, l)}(\omega, a, b) = \frac{1}{2} \int_{-\omega}^{\omega} j_j^{m, l}(a, b) e^{-i\omega} d\omega$$

$$j_j^{m, l}(a, b) = \partial^{m+1} j_j(a, b) / \partial a^m \partial b^l$$

可以证明,取 (m, l) 为 $(0, 0)$ 可检验随机漫步;

取 (m, l) 为 $(1, 1)$ 可检验白噪声;

取 (m, l) 为 $(1, 0)$ 可检验鞅假设,即市场弱式有效。

此外,取 (m, l) 为 $(2, 2)$ 可检验线性 ARCH,取 (m, l) 为 $(2, 0)$ 可检验非线性 ARCH,取 (m, l) 为 $(3, 0)$ 可检验条件对称性 (conditional symmetry),取 (m, l) 为 $(4, 0)$ 可检验条件异偏态 (conditional heterokurtosis),具体参见洪永森(1999, JASA)。

5. 构造统计量

参见复旦大学(编),《概率论》第4章性质5,第215页。

$$M(m, l, q) = \left\{ \left[\sum_{j=1}^{n-1} k^2(j/q) (n-j) \wedge_j^{(m,l)}(a, b) / 2 \right] \times dW_1(a) dW_2(b) - C_0^{(m,l)} \sum_{j=1}^{n-1} k^2(j/q) \right\} \div \left[D_0^{(m,l)} k^4(j/q) \right]^{1/2}$$

其中

$W(\cdot)$ 为权重函数, $k(\cdot)$ 为核函数 (kernel function) 或“滞后窗口” (lag window), j 为滞后期数, q 为带宽 (bandwidth) 或称滞后阶数, n 为样本容量,

$\wedge_j^{(m,l)}$, $C_0^{(m,l)}$, $D_0^{(m,l)}$ 为估计量

在一些假设条件下, M 服从标准正态分布, 在 1%、5%、10% 的显著性水平下的临界点分别为 1.96、1.645、1.28。

$$M_1 = M(0, 0, q)$$

$$M_2 = M(1, 0, q)$$

$$M_3 = M(1, 1, q)$$

分别检验随机漫步、白噪声、鞅过程、大于临界值就拒绝零假设。

四、对中国股市的实证检验

1. 数据说明

一般认为, 市场平均收益水平可以用综合性指数的收益来代替。本文选用上证 A 股综合指数作为样本, 因为它具有较好连续性和较长的时间区间。如前所述, 由 1993 年以前的研究数据得出的结论是非有效市场, 所以本文只考察 1993 年以后的中国股市。为了更好地说明中国股市的阶段性特征, 本文还将考虑中国股市交易制度的变化: (1) 1993 年 1 月 3 日 - 1994 年 12 月 31 日, 这一阶段实行的是 T+0 交收制度; (2) 1995 年 1 月 1 日 - 1996 年 12 月 13 日, 这一阶段实行 T+1 交收制度, 但无涨跌停板的限制。 (3) 1996 年 12 月 16 日 - 至今, 这段时间实行 T+1 交收制度, 且涨跌停板限价 10%。

对 1993 年 1 月 3 日至 2000 年 1 月 7 日每天的上证 A 股收盘指数进行对数差分再除以标准差、乘上 100, 如:

$$X_1 = \frac{100 \ln(P_t / P_{t-1})}{\sqrt{\text{Var}(P_t)}}$$

原始数据处理后得到的有效样本共计 1740 个观察点, 又将全样本按上述交易制度的变化分成三个区间子样本, 分别有 508、486、746 个观察点。

模型的估计是用 GAUSS 软件包提供的 Gauss - Legendre quadratures INTQUADI and INTQUAD2 来计算的。 q 取 1 - 20, $k(\cdot)$ 取 Bertlett 核函数。

可选择的核函数有 Bertlett, Daniell, Parzen, Quadratic - Spectral, Tukey 核函数等, 参见 Priestley (1981), Spectral Analysis and Time Series, London: Academic Press。

详见洪永森 (1999, JASA)。

数据来源: 康熙胜券系统和甘工作室, 并得到陈灯塔博士的大力帮助。

2. 实证结果

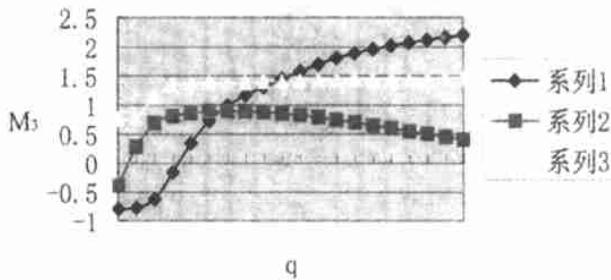
(1) 对于全样本而言,在 1% 显著性水平下均可拒绝接受随机漫步、白噪声、鞅假设,如表 1 所示,当 q 取 10 - 20 时,检验统计量的数值均大于 1.96。其中 M_1 的数值远大于 M_2 和 M_3 。

表 1 全样本检验统计结果

	q = 10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
M_1	82.26	83.17	84.02	84.82	85.55	86.23	86.86	87.46	88.02	88.54	89.05
M_2	2.98	3.23	3.46	3.66	3.85	4.01	4.14	4.26	4.35	4.44	4.51
M_3	2.13	2.30	2.46	2.60	2.72	2.81	2.89	2.96	3.01	3.06	3.10

(2) 对于子样本而言,在 1% 显著性水平下可拒绝接受随机漫步、白噪声(检验统计量的数值省略),却无法很显著地拒绝鞅假设,如图 1 所示,子样本 1 和 3 检验统计量的大部分数值大于 1.28,可在 10% 的显著性水平下拒绝鞅假设,子样本 2 检验统计量的数值均小于 1.28,无法拒绝鞅假设。

图 1 子样本鞅检验结果



五、结论

从上述实证结果可以得出一个总的结论:中国股市不是弱式有效。因为股价变动不满足鞅过程,更不满足随机漫步。令笔者感到意外的是,白噪声也无法满足,这与以前大多数的实证结果是相反的,原因可能是本文采用的新方法较过去有改进的地方,如检验统计量对高阶的滞后信息进行折扣(体现在核函数中),由此进一步说明中国股市不是弱式有效。

另一个发现是子样本显著拒绝白噪声,却不能显著拒绝鞅过程。这在理论上是说不通的,因为不是白噪声就不是鞅过程。之所以会出现这样的矛盾,可能是因为子样本的容量太小,不足以作出正确的统计推断。这有待于进一步的研究,也有待于中国股市进一步

发展以获得更大的样本,在样本足够大时,采集周数据进行实证研究可能会获得更好的结论。

参 考 文 献

- 1 Clive W.J. Granger and Timo Terasvirta(1993):“Modelling Nonlinear Economic Relationship”,Oxford University Press.
- 2 John Y. Campell ,Andrew W.Lo and A craig Mackinlay(1997):“The Econometrics of Financial Markets”,Princeton University press.
- 3 Yǒngmiao Hong(1999):“Hypothesis Testing in Time Series Via the Empirical Characteristic Function:A Generalized Spectral Density Approach”,Journal of the American Statistical Association,December 1999 ,1201 - 1220.
- 4 俞乔(1994):《市场有效、周期异常与股价波动》,《经济研究》第9期。
- 5 吴世农(1994):《上海股票市场效率的分析与评价》,《投资研究》第8期。
——(1995):《深圳股票市场效能的实证研究》,《管理工程学报》增刊。
——(1996):《我国证券市场效率的分析》,《经济研究》第4期。
- 6 宋颂兴、金伟根(1995):《上海股市市场有效性实证研究》,《经济学家》第4期。
- 7 高鸿桢(1996):《关于上海股市效率性的探讨》,《厦门大学学报》第4期。
- 8 陈小悦、陈晓、顾斌(1997):《中国股市弱式效率的实证研究》,《会计研究》第9期。
- 9 范龙振、张子刚(1998):《深圳股票市场的弱有效性》,《管理工程学报》第2期。
- 10 胡朝霞(1998):《中国股市弱式有效性研究》,《投资研究》第1期。
- 11 胡畏、范龙振(2000):《上海股票市场有效性实证检验》,《预测》第2期。
- 12 戴国强、吴林祥(1999):《中国证券市场有效性研究》,《金融市场微观结构理论》第八章,上海财经大学出版社。
- 13 钟蓉萨、顾岚(1999):《中国股票市场实证统计分析》,中国财政经济出版社。
- 14 张思奇、马刚、冉华(2000):《股票市场风险、收益是市场效率:ARMA - ARCH - M模型》,《世界经济》第2期。
- 15 魏玉根(2000):《技术交易系统与我国股市有效性的实证分析》,《经济科学》第2期。

Abstract: There has been much discussion on efficiency of China's stock markets. The field is dominated by conclusion via empirical research, i. e. China's stock markets are weak efficient. How to support or weaken it? The problems concerning the Efficient Market Hypothesis are discussed. Also, a new tool, Generalized Spectral Analysis, is adopted. The results obtained here cast some new sight on this topic. The China's stock markets are not weak efficient.

Key words: China's Stock Market, Weak Efficient

(特约编辑:王素珍) (校对:JF)