我国证券市场有效性的 Wild Bootstrap 方差比检验

刘维奇 史金凤

ABSTRACT

This paper introduces the theory of market efficiency simply and surveys various methods and results of week form market efficiency test of China. Then we test the sample and propose to test the week form market efficiency test of China using the wild bootstrap variance ratio test which has been found to exhibit better small sample properties. The results are conducted with moving sub-sample windows and found that Shanghai market has been efficient of week form but Shenzhen market hasn't been efficiency of week form.

关键词：市场有效性；方差比检验；wild bootstrap 方法

一、引言

有效市场理论是西方现代金融市场理论的基石，包括资产定价在内的一系列金融理论都是以有效市场假设为基础的，一旦动摇有效市场假设，就会使所有的基于有效市场假设的理论受到质疑，甚至被推翻。我国金融市场在许多方面都具有不同于西方成熟市场的一些特点，而现代金融理论却是基于西方成熟金融市场发展而来的理论。因此，必须对我国金融市场有效性做出一个基本的判断，才能修正现代金融理论以适应我国的实际，从而指导我国金融市场的健康发展。

目前，对我国金融市场有效性的研究为数不少，但是这些研究中许多是借鉴西方有效市场理论和检验方法，假设收益服从正态分布，或满足线性，或具有同方差等，而事实证明这些假设在我国金融市场中不一定成立。本文在对上海证券市场和深圳证券市场的综合指数做正态性假设检验时，发现其不仅不服从正态分布，同时还存在异方差特征。因而本文尝试用 wild bootstrap 方差比检验方法来研究我国市场有效性。自从 1988 年 Loand MacKinlay(见文献[1])提出方差比检验方法以来，由于方差比检验较宽的假设条件(不仅不要求正态性假设，而且还可用于异方差的情形)，就被广泛应用于检验金融时间序列的随机游走性质或鞅性质，从而检验市场的弱式有效性。同时方差比检验自身也在应用中得到不断的改进和推广，如 Chow and Denning'stest(1993)、Wright's ranks and signs test(2000)和 Whang and Kim's test(2003)(见文献[2]～[4])。传统方差比检验(如 Lo and MacKinlay's test(1988)，Chow and Denning's test(1993))都依赖于统计量渐进正态分布的性质，是渐进检验，存在小样本缺陷。Lo and MacKinlay(1989)(见文献[5])也明确指出，在小样本情形统计量的渐进分布与正态分布可能偏离较远，从而使得检验低效。为了改进方差比检验，使其不依赖于检验统计量的渐进分布，Wright(2000)提出了基于秩和符号(ranks and signs)的精确检验，Whang and Kim(2003)提出了用 bootstrap 方法来得到检验统计量的分布，克服方差比检验的小样本缺陷。然而，Whang and Kim'stest(2003)中的 bootstrap 方法在异方差情形效果不好。用 wild bootstrap 方法代替原来的 bootstrap 方法来获得检验统计量的分布适用于异方差情形。Jae H. Kim(2006)(见文献[6])用蒙特卡罗方法验证了 wild bootstrap 方差比检验方法较传统方差比检验的优越性。笔者预期使用 wild bootstrap 方差比检验方法能更好地检验市场的有效性。

wild bootstrap 方差比检验方法不仅与传统的方差比检验一样没有正态性假设，可用于异方差情形，还打破传统的渐进检验，通过 wild bootstrap 方法获得的统计量的分布，同时适用于小样本情形和异方差情形。因而本文通过选用不同窗宽的滑动窗对样本作 wild bootstrap 方差比检验，来检验我国市场的有效性，对我国金融市场的有效性给出基本判断。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

二、市场有效性理论及我国的研究进展

有效性这一概念起源于法国经济学家 Louis Bachelier (1900)的研究,他指出商品价格遵循随机游走,商品市场是有效的。Fama(1965)在题为《股票市场价格的行为》论文中正式提出有效市场假说(EMH, Efficiem Markets Hypothesis):市场是一个鞅,或"公平博奕",即信息不能被用来在市场上获利。Fama(1970)根据信息集的不同将对 EMH 的检验分为三个层次:弱式、半强式和强式。如果在一个金融市场中,价格反映了包含在历史价格序列中的所有信息,投资者不能通过分析历史价格获得超常收益,则认为市场达到弱式有效;任何有关公司的公开信息不能获得超常收益,则认为市场达到半强式有效;拥有优越信息的人也无法获得超常收益,则认为市场达到强式有效。检验弱式市场的方法包括"随机游走"、"过滤检验"等;检验半强式市场的方法包括对交易策略、市场过度反应、专业投资者业绩等方面的检验;而关于强式市场的检验方法尚不成熟。Fama(1991)更新了 Fama(1970)的分类法,将弱式有效检验扩展为收益可预测性检验,检验范围从原来检验收益的预测力扩大到检验各种收益变量(如红利收益、利息率等)的预测力;半强式有效检验主要用事件研究方法;强式有效检验改称为私有信息检验。国外研究的一般结论都支持半强式效率假设。

目前,对我国金融市场有效性的研究主要集中在是否弱式有效上。一些人认为我国市场已达到了弱式有效。比如,高鸿桢(1996)选取上证指数(1990.12.19～1994.12.19)日收益率,将全样本区间划分为 6 个阶段,检验其自相关性,结果认为上海股市正逐步向弱式有效市场过渡,上海股市的效率在不断提高。陈小悦等(1997)对沪(1991.1～1996.11)、深(1993.1～1996.11)两市 52 种股票及 20 种指数的日收益率和周收益率做 Dickyr-Fuller 检验,认为沪市从 1993 年以后逐渐达到弱式有效,深市则较早达到弱式有效。胡朝霞(1998)用随机游走模型和 AR 模型,对沪市综合指数的日收益率(1994～1996),用 Wilcoxon 符秩检验比较两种模型的预测效果,结果表明 AR 模型的预测能力不优于随机游走模型,认为中国股市现阶段已达到弱式有效。钟蓉萨、顾岚(1999)研究沪深两市收益率的 1～26 阶自相关系数,发现 1～26 阶自相关系数都较小,且看不出随滞后天数的增加而下降,但他们并没有作出有关市场效率的任何结论。刘志新(2000)运用马尔可夫链对上证综合指数(1990.12～1998.10)进行了检验,得出上海股市从 1994 年以后符合弱式有效的结论。胡畏和范龙振(2000)利用 Phillips-Permn 检验、Variance-Ratio 检验,对 1995.2.17～1999.11.19 上证综合指数和 A 股指数及 10 种股票的周收益率进行研究,认为指数和大多数股价变动服从单位根过程。冉茂盛(2001)选取 1995.1.1～2000.12.31 上证综合指数、深证成分指数的周收盘价并从沪深两市各选取 10 支股票为样本,通过 R/S 方法进行实证研究,得出我国股市已达到弱式有效的结论。陈立新(2002)对上证综合指数日收盘价收益率(1997.1.2～2000.12.31)做游程检验,得到上海股票市场已达到弱式有效的结论。张兵,李晓明(2003)选用综合指数从市场成立到 2001.9.28 的日收盘价的对数收益率为样本,用时变系数的 AR(2)自回归模型对样本进行渐进有效性研究,认定中国股市从 1997 年开始呈现弱式有效。许涤龙,吕忠伟(2003)采用单位根过程、随机游程和资本资产定价模型三种不同的方法对深圳证券市场的日综合指数(1998.1.2～2001.12.31)进行了假设检验,结果表明,深圳证券市场已经达到了弱式有效。

而另一些人认为中国市场未达到了弱式有效。比如:俞乔(1994)采用随机游走模型,以 Box-Pierce 检验、Corrado-Schatzberg 非参量检验和游程检验,认为中国股市没有达到弱式有效。吴世农(1996)对深、沪两市 20 种股票及综合指数的日收益率检验自相关系数是否为 0,结果不存在显著相关关系,但因样本太小,作者认为未能肯定地得出弱式有效的结论。张思奇(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,得出当前收益与过去信息之间不存在简单的线性关系,但并没有排除其它非线性关系。张亦春、周颖刚(2001)选用 1993 年后的上证 A 股综合指数作为样本,运用广义谱域分析进行弱式有效检验,得出弱式无效的结论。黄济生等(2001)以 1992 年～1999 年上证综合指数为样本,用游程检验、自相关检验和正态性检验,发现中国股市 1996 年前处于无效阶段,但有效性逐步增强,向弱式有效过渡,1997 年后接近弱式有效,但离半强式有效甚远。庄新田、黄小原(2001)对 1990.12.19～2000.12.30 沪深股市综合指数日收盘价为样本,用收益率自相关函数及收益率平方自相关函数,Hurst 指数研究股市有效性,结果表明沪深两市收益率均不服从正态分布,存在非线性相关,Hurst 指数大于 0.5,股票价格表现长期相关性,中国股市没有达到弱式有效。解保华等(2002)对上证综合指数(1990.12.21～2001.3.2)和深圳股市综合指数(1990.12.21～2001.3.2)周数据用单位根、方程比(VR)和序列二阶相关性检验方法(BDS)进行检验,认为中国证券市场的弱式有效性并不成立。史永东等(2002)用可变参数的 Kalman 滤波模型对 1991.7.15～2000.12.29 上证综合指数、深证成分指数周收益率进行分析,认为我国股市有效性逐步提高。彭作祥、庞皓(2002)以 1991.4.3～2001.1.9 上海股市和深圳股市综合指数日收盘价为样本,用 AR-X-GARCH(1,1)模型得出沪深股市均未达到弱式有效,但条件方差变异性在减弱。李兴绪

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

(2004)对上证综合指数(1990.12.19～2002.12.24)日数据做单位根检验,并用一阶自相关检验、Q 统计量检验构造自回归滑动平均过程进行随机游走检验,他认为上海证券市场还未达到弱式有效。胡昌生,刘宏用 AR-GARCH-M 模型考察 1992.5.21～2003.9.20 上证综合指数、深证成分指数股票价格波动是否具有可预测性,认为沪、深股市在早期都明显不具备弱有效特征,日收益率的变动与滞后收益率的大小存在系统性关联。陆蓉、徐龙炳(2004)采用沪深两市从开业至 2003.1.29 综合指数日收盘价为样本,用 EGARCH 模型研究牛市和熊市阶段"利好"和"利空"信息反应的平衡性表明,存在"利好"和"利空"信息非对称性效应,且表现不同,造成股市强市恒强,弱市恒弱,认为中国股市没有达到弱式有效。陈春晖、李正辉(2005)把重标极差法应用于上证指数、上证 A 股指数 1990.12.19～2004.9.30、上证 180 指数 1996.7.1～2004.9.30 日收盘指数,认为股价波动不相互独立,具有长期记忆性、周期性,上海股票市场的有效性是不成立的。于亦文等(2005)对 1999.1.4～2002.4.15 频率为 5 分钟上的证指数做 Lo and MacKinlay 方差比检验,认为收益序列存在显著的正相关,上海证券市场不属于有效市场。

可见,现在已有不少学者对我国金融市场弱式有效性问题进行了研究,但是,由于采用研究方法的不同,数据样本的不同,研究角度的不同,得到了不同的结论。因而,有必要进一步对我国证券市场的弱式有效性进行研究。目前,还没有人用到 wild bootstrap 方差比检验这种应用范围较广,假设条件较少的方法对我国市场的有效性研究,本文将用这种方法研究我国证券市场的弱式有效性。

三、数据及其统计特征

本文选取 1990 年 12 月 19 日到 2006 年 7 月 15 日上证综合指数每周收盘价格的股指收益 R_t 和 1995 年 12 月 20 日到 2006 年 7 月 15 日深证综合指数的每周收盘价格的股指收益 R_t 为研究对象。股指收益定义为 $R_t = 100 \times (\ln P_t - \ln P_{t-1})$,其中 P_t 为 t 时刻股票指数。

为了获得收益分布的主要特征,首先计算样本的基本统计结果:中值(median),极差(range),均值(mean),方差(var),峰度(kurtosis),偏度(skewness)(见表 1)。

表 1　　指数股指收益的基本统计结果

市场	上证综指	深证综指
Median	0.147	0.175
Range	112.71	51.872
mean	0.360	0.241
var	43.170	15.092
kurtosis	66.079	11.706
skewness	5.60206	-0.829

上述统计结果虽然不足以推导出一般性的结论,但却为进一步研究提供了参考。如果变量服从正态分布,则其偏度为 0,峰度为 3。从表 1 可以看出,上证综指收益的偏度为正,峰度 66.079 显著大于 3;深证成指收益的偏度为负,峰度 11.706 也显著大于 3。从偏度和峰度数值可以看出,指数收益分布较正态分布有偏且具有明显的尖峰特征,从而比正态分布厚尾,呈现出厚尾特征。表 1 的数据为股指收益偏离正态性分布提供了证据,但是为了得到更正式的结论,需要对样本做正态性检验。采用 SAS 软件提供的 Shapiro-Wilk、Kolmogorov-Smimov、Cramer-von Mises、Anderson-Darling 四种检验方法。这四种检验疗法的零假设是变量服从正态分布,如果检验的 P 值小于 0.05 水平,应当拒绝零假设,认为该序列不服从正态分布,否则接受零假设。检验的结果如表 2:

表 2(a)　上证综合指数股指收益的正态性检验

Test	Statistic	p Value
Shapiro-Wilk	0.654	<0.0001
Kolmogorov-Smirnov	0.15480	<0.0100
Cramer-von Mises	7.29729	<0.0050
Anderson-Darling	41.7776	<0.0050

表 2(b)　深证综合指数股指收益的正态性检验

Test	Statistic	p Value
Shapiro-Wilk	0.91619	<0.0001
Kolmogorov-Smirnov	0.07508	<0.0100
Cramer-von Mises	0.89408	<0.0050
Anderson-Darling	5.47358	<0.0050

从表 2 可以看到,对于两组样本,四种检验方法的 P 值都小于 0.01,因而拒绝正态性假设。也就是说,与国际及国内的实证经验一样,检验结果也说明股指收益的正态性分布假设不能成立。因而原有的一些依赖于正态性假设所作的市场有效性检验方法不适用于我国金融市场。

四、Wild Bootstroop 方差比检验法

方差比检验自 1988 年 Lo and MacKinlay 提出以来,就被广泛应用于检验随机游走假设,其原理是根据随机游走序列的性质:随机游走序列 k-期收益的方差 σ_k^2 是一期收益的方差 σ_1^2 的 k 倍。即随机游走序列 P_t 满足:

$$\mathrm{var}(P_t - P_{t-k}) = k \times \mathrm{var}(P_t - P_{t-1})。$$

若 P_t 是随机游走序列,即

$$P_t = \rho P_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}, \rho = 1,$$

则

$$\begin{aligned} & P_t - P_{t-k} \\ &= P_t - P_{t-1} + P_{t-1} - P_{t-2} + \Lambda + P_{t-k+1} - P_{t-k} \\ &= \varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \Lambda + \varepsilon_{t-k+1} \end{aligned}$$

从而,若 $\varepsilon_t \sim$ i.i.d. 且同方差,则可得:

$$\begin{aligned} \sigma_k^2 &= \mathrm{var}(P_t - P_{t-k}) \\ &= \mathrm{var}(\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1} + \Lambda + \varepsilon_{t-k+1}) \end{aligned}$$

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

$= k \times \mathrm{var}(\varepsilon_t) = k \times \mathrm{var}(P_t - P_{t-1}) = \sigma_1^2$

若 ε_t 是不相关的且具有异方差,由不相关增量和的方差等于其方差的和,当 n 充分大时,可以近似地认为 k-期收益的方差于一期收益的方差的 k 倍。

因而,不管是同方差情形还是异方差情形,序列满足随机游走时,k-期收益的方差的 $1/k$ 与 1-收益的方差之比应为 1。定义方差比检验统计量 $VR(P;k)$ 定义为 k-期收益的方差的 $1/k$ 与 1-期收益的方差之比,因而把检验序列是否服从随机游走转化为检验 $VR(P;k)$ 是否为 1。所以 Lo and Mackinlay(1988) 把原假设选为 $VR(P;k) = 1$。

随机游走序列要求对所有的 k 都有方差比检验统计量 $VR(P;k)$ 为 1,但是分别对每个 k 做检验可能会造成过度拒绝原假设。为了解决这个问题,Chow and Denning (1993) 提出了基于多个方差比的联合检验,他选原假设 H_0 为 $VR(P;k_i) = 1, i = 1, 2, \Lambda, l$,选取 $VR(P;k_i)$ 的最大值作为检验统计量。

Lo and MacKinlay(1988), Chow and Denning (1993) 方差比检验都用统计量的渐进分布来代替样本分布,因而使得检验依赖于统计量的渐进分布性质,存在小样本缺陷。因而选用 wild bootstrap 方差比来检验我国证券市场的有效性。

设 $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ 是收益率序列,定义方差比检验统计量 $VR(R,k)$ 为:

$$VR(R,k) = \left\{ \frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^{T} (R_t + R_{t-1} + \Lambda + R_{t-k+1} - k\mu)^2 \right\} \div \left\{ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} (R_t - \mu)^2 \right\}$$

其中 $\mu = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} R_t$, T 为样本数。适用于异方差情形的统计量 $M(R;k)$ 定义为:

$$M(R,k) = (VR(R,k) - 1) \left(\sum_{j=1}^{k-1} \left[\frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta_j \right)^{-1/2}$$

$$\delta_j = \left\{ \sum_{t=j+1}^{T} (R_t - \mu)^2 (R_{t-j} - \mu)^2 \right\} \div \left\{ \left[\sum_{t=1}^{T} (R_t - \mu)^2 \right]^2 \right\}$$

在一定条件下,$M(R;k)$ 渐进服从标准正态分布。由于检验依赖于 k,而随机游走要求对每个 k 都有 $VR(R;k) = 1$ 成立,因此我们需要对所有 k 做检验。可以选取统计量为:

$$MV(R,k) = \max_{1 \le i \le l} M(R,k_i)$$

Wild bootstrap 方差比检验就是把 wild bootstrap 方法应用于 $M(R;k)$ 和 $MV(R;ki)$ 检验,得到统计量的分布来代替其渐进分布。JaeH. Kim(2006) 用蒙特卡罗方法证明其较传统方差比检验具有较高的功效(power)。

基于 MV 的 $(R;ki)$ 的 wild bootstrap 方差比检验的具体步骤为:

1. 构造容量为 T 的 wild bootstrap 样本 $R_t^* = \eta_t R_t$, $t = 1, 2, \Lambda T$,其中 η_t 为均值为 0,方差为 1 的随机序列;

2. 用 wild bootstrap 样本计算 $MV(R,k)$ 统计量的值 $MV^*(R^*,k)$,

$$MV^*(R^*,k) = \max_{1 \le i \le l} MV(R^*,k_i);$$

3. 重复 (1),(2) m 次,m 足够大,用来得到检验统计量的 $\{MV^*(R^*,k;j)\}_{j=1}^{m}$;

4. 用原始样本计算得到的 $MV(R,k)$ 的值 MV_0;

5. 计算 p 值,即 $\{MV^*(R^*,k;j)\}_{j=1}^{m}$ 中大于由样本计算得到的 MV_0 的值的比例。

若 P 值大于显著性水平 α(5%、10%),则接受原假设,收益序列遵循随机游走过程或鞅过程,认为市场是有效的;否则拒绝原假设,得到市场无效的结论。

首先用全部样本做 Wild bootstrap 方差比检验,计算得到 P 值来检验我国股市的有效性,然后又采用样本容量为 260 滑动子样本窗,得到 $n - 260$ 组样本(n 为原始样本容量),用这 $n - 260$ 组样本分别来计算 P 值,得到 $n - 260$ 个 P 值,即取不同的时间段样本来检验我国股市的有效性。同样采用样本容量为 520 的滑动子样本窗进行类似的检验。

五、实证分析

首先,用全部样本 R_t 直接进行检验。使用 Wild bootstrap 方法近似统计量的分布时,选取重复次数 $m = 1000$, k_i 选取(2,4,8,16),运用 Matlab 软件计算得到如下结果。

对上海股市的检验统计量和 P 值分别为 $MV = 1.1736$, $P = 0.539 > 10\%$,检验的结果表明不能拒绝原假设。也就是说,收益序列遵循随机游走过程或鞅过程。因此,认为上海证券市场已达到了弱式有效。对深圳股市的检验统计量和 P 值分别为 $MV = 2.7062$, $P = 0.021 < 5\%$,检验的结果表明应该拒绝原假设。也就是说,收益序列不遵循随机游走过程或鞅过程。因此,深圳证券市场尚未达到了弱式有效。

其次,采用样本容量为 260,520 两种滑动子样本窗来进行检验我国证券市场的有效性及其与选取样本的关系。笔者仍选取重复次数 $m = 1000$, k_i 分别对应于样本容量 260,520 选取(2,4),(2,4,8),运用 Matlab 软件计算得到 P 值,见图 1、图 2。图中的横轴表示以周为单位的时间,为简便起见,以序列号代替,纵轴表示由每组样本计算得到的 P 值。

图 1(a) 中曲线为对上证综合指数股指收益序列采用样本容量为 260(即 5 年的数据)的滑动子样本窗选取了 525 组样本,对每一组样本运用 wild bootstrap 方差比检验法计算得到的 P 值。第一个 P 值以 $R_1, R_2, \Lambda, R_{260}$ 作为

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

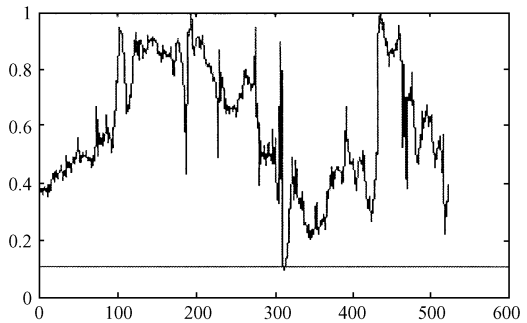

图 1(a)　上证综指滑动窗宽为 260 的 P 值

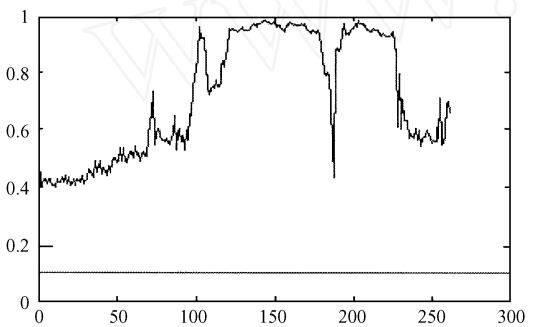

图 1(b)　上证综指滑动窗宽为 520 的 P 值

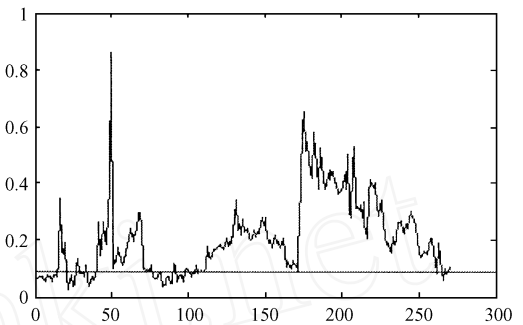

图 2(a)　深证综指滑动窗宽为 260 的 P 值

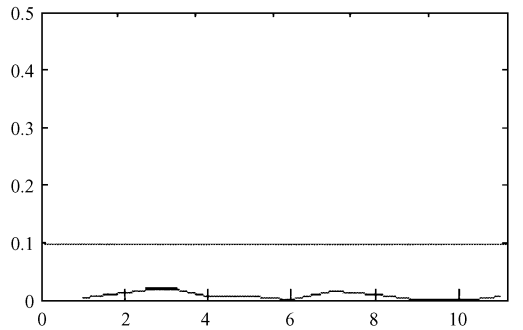

图 2(b)　深证综指滑动窗宽为 520 的 P 值

样本,第二个 P 值以 R_2, R_3, Λ, R_{261} 作为样本,依次下去。从图中可以看到,所有的 P 值都大于 5 %的显著性水平,而且全部 P 值中只有 0.1 %是小于 10 %的,其余 99 %的 P 值都大于 10 %的显著性水平,因而认为"不能拒绝原假设"是合理的,即认为收益序列遵循随机游走过程或鞅过程是合理的。

图 1(b)中曲线为对上证综合指数股指收益序列采用样本容量为 520(即 10 年的数据)的滑动子样本窗选取了 265 组样本,对每一组样本运用 wild bootstrap 方差比检验法计算得到的 P 值。从图中可以看到,所有的 P 值都大于 10 %的显著性水平,不能拒绝原假设。选取不同的样本容量和样本所选的不同时间区间,检验结果都不能拒绝原假设,认为收益序列遵循随机游走过程或鞅过程。因而,本文认为上海证券市场已达到了弱式有效。

图 2(a)中曲线为对深证综合指数股指收益序列采用样本容量为 260(即 5 年的数据)的滑动子样本窗选取了 272 组样本,对每一组样本运用 wild bootstrap 方差比检验法计算得到的 P 值。从图中可以看到,前 108 个 P 值中小于 5 %的显著性水平的很多,但之后的 P 值基本都大于 10 %的显著性水平,也就是说在用 1997 年以后的数据得到 P 值基本都大于 10 %,因而 1997 年以后容量为 260 的收益序列样本遵循随机游走过程或鞅过程。

图 2(b)中曲线为采用样本容量为 520(即 10 年的数据)的滑动子样本窗选取了 12 组样本,对每一组样本运用 wild bootstrap 方差比检验法计算得到的 P 值。从图中可以看到,所有的 P 值都小 5 %的显著性水平,故拒绝原假设,即容量为 520 的收益序列样本不遵循随机游走过程。前面用全部样本(容量为 531)做检验得到结论也是收益序列样本不遵循随机游走过程。笔者用较长的时间区间(如 10 年)上的数据作为样本做检验得出了收益序列样本不遵循随机游走过程的结论,说明该数据在长期存在相关性,因而就长期来说存在一定的可预测性。深证综合指数股指收益序列尽管在短期内服从随机游走过程,但是就长期而言不遵循随机游走过程,因而认为其不服从随机游走过程,认为深圳证券市场尚未达到了弱式有效。

六、结论

选用上证综合指数 1990 年 12 月 19 日到 2006 年 7 月 10 日的每周收盘价格的股指收益 R_t 和 1995 年 7 月 22 日到 2006 年 7 月 15 日深证成份指数的每周收盘价格的股指收益 R_t 为样本,对样本的分析和正态性检验,得出所选样本均不服从正态分布,且存在异方差,因而依赖于正态性或异方差性的检验方法不适用于我国证券市场。而用 wild bootstrap 方法近似检验统计量的分布的方差比检验的优势在于克服了正态性与同方差假设的不足。故运用 wild bootstrap 方差比检验来检验我国证券市场有效性。实证分析中首先用全部样本 R_t 直接进行 wild bootstrap 方差比检验,然后通过选用不同窗宽的活动窗对样本作 wild bootstrap 方差比检验。结论表明上证综合指数股指收益序列遵循随机游走过程或鞅过程,上海证券市场已达到

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

来稿摘登·

外商在我国东北地区直接投资结构分析

长春税务学院 张晓明
东北师范大学 陈丽蔷

随着振兴东北老工业基地战略的实施,东北进入了利用外商直接投资的快车道,国际投资已在东北三省形成了新的特点。在此基础上制定合理的产业组织政策,推进产业组织结构的合理化,积极采取吸引跨国公司进入东北和引导外商对重加工业投资的措施,对东北地区产业结构的调整和经济发展具有积极作用。在新一轮产业结构调整中,建立一个具有强大国际竞争力的东北产业结构体系,是东北老工业基地经济发展的一个重要任务。本文在大量统计资料的基础上,拟就外商直接投资、推动东北产业结构的升级加以分析,并提出相应的对策与措施。

一、外商在东北三省直接投资快速增长

改革开放近 30 年来,东北外商直接投资流入量发生了巨大的变化。20 世纪 90 年代,东北三省直接利用外资金额逐年递增,1998 年回落,2000 年恢复到 1997 年的水平,达到 37.2 亿美元,占全国直接利用外资总量的 9.12 %。2003 年东北三省实际利用外资达到 69.30 亿美元,约占全国的 13.4 %。2004 年,中央实施振兴东北老工业基地战略,东北的重点产业项目明显增多,使外商直接投资达到 70.96 亿美元,占全国外商直接投资总额的 11.7 %,其中辽宁省占东北三省总投资额的 76.2 %,吉林省占 6.38 %,黑龙江省占 17.42 %。尽管东北三省外商投资比重在提高,但份额仍较东部省份低,而且东北三省的外商投资比重也很不均衡,落后省份需要在投资环境等各相关因素方面继续努力。

二、外商在东北的直接投资来源于少数国家和地区

世界上已经有 60 多个国家和地区在东北有直接投资活动。按外商直接投资金额存量排序,名列前 10 位的国家和地区是港澳、日本、美国、韩国、台湾省、英属维尔京群岛、德国、新加坡、加拿大、百慕大。投资居于前 15 位的国家和地区对东北直接投资比重为 86.16 %,投资居于前 4 位的国家和地区对东北直接投资比重为 67.88 %。近几年,世界主要几大投资国和地区对东北投资呈增长趋势,但投入到东北的外资仍源于少数国家和地区。来自中国香港、澳门、中国台湾和新加坡的投资者主要归属于华人,这些国家和地区均名列投资榜的前列,香港、澳门、中国台湾三者合计约占实际金额的 36.32 %,构成外资对东北投资的主体。这说明欧美等强势外资在东北的投入还有很大空间,获得合乎发展规律和趋势的主流外资是东北今后一个时期的重点调整方向。

三、外商在东北三省直接投资的产业结构不均衡

近几年,东北三省外资主要分布于 18 个门类、62 个行业大类中。从外商在第一产业内部直接投资的分布来看,农业是主要的投资热点(尤其是种植业),而外商对东北林业、牧业和渔业等产业的投资尚少。在第二产业中,外商直接投资主要集中于工业部门,尤其是制造业,涉及的领域也比较广泛,不仅有金属冶炼业、金属制品业、交通运输设备制造业、电气电子及通讯设备制造业、仪器仪表及文化办公用品制造业,还包括食品饮料加工制造业、纺织业、化学纤维制造业、橡胶塑料制品业等 28 个制造业

了弱式有效。深证综合指数股指收益序列尽管在短期内服从随机游走过程,但是就长期而言不遵循随机游走过程,因而认为其不服从随机游走过程,认为深圳证券市场尚未达到了弱式有效。

参考文献

[1]Lo, A. W. & MacKinlay, A. C. Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test [J]. Review of Financial Studies, 1, (1988) 41～66.

[2]Chow, K. V. &K. C. Denning, A simple multiple variance ratio test. Journal of Econometrics 58, (1983) 385～401.

[3]Wright J. H., Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. Journal of Business & Economie Statistics 18, (2000) 1～9.

[4]Whang, Y. J. & J. Kim, A multiple variance ratio test using subsampling. Economics Letters 79, (2000) 225～230.

[5]Jae H. Kim, Wild bootstrapping variance ratio test [J]. Economics letters 92, (2006) 38～43.

[6]Lo, A. W. & MacKinlay, A. C., The size and power of the variance ratio test in finite samples, Journal of Econometrics 40, (1989) 203～238.

[7]Hafiz A. A. B. Hoque, etc, A comparison of variance ratio tests of random walk: A case of Asian emerging stock markets [J]. International Review of Economics and Finance (2006).

[8]Eugene F. Fama, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", Journal of Finance [J]. Volume 25, Issue 2, (May, 1970), 383～417.

作者简介

刘维奇(1963—),男,山西忻州人,山西大学数学科学学院副教授,山西大学管理学院博士生,山西大学副校长,从事概率统计与金融工程研究。

史金凤(1982—),女,山西晋中人,山西大学数学科学学院硕士研究生,从事概率统计研究。

© 1994-2010 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net