

# 股票市场风险、收益与市场效率:

## —— ARMA- ARCH- M模型

张思奇 马刚 冉华\*

**内容提要** 股票市场对于资源优化配置和产业结构调整,对于投融资体制改革和建立现代企业经营机制等方面有着突出的作用。我国股票市场具有所谓的后发优势,但不可避免地出现种种初级阶段的特征。股票市场如何完善,尤其是市场有效程度如何提高,是关系股票市场能否合理配置风险与收益,能否发挥应有作用的关键。本文将以上海A股市场综合指数为样本,借助ARMA-ARCH-M模型手段,研究市场收益的时间序列行为,以分析市场整体风险配置性质,从而验证市场有效程度及变化

**关键词** 股票市场 效率 ARCH模型

### 一、理论评述

#### (一)股票市场的风险、收益和效率的理论

股票市场研究对风险、收益或效率的关注远远超过股票价格本身。股票市场风险是指预期收益与实际收益产生差异的种种可能性,通常这种可能性特指预期收益低于实际收益。Maurice Kendall(1953)首先提出股票价格似乎遵循一种随机游走规律(Random Walk),这一发现奠定了对股票市场风险、收益和效率研究的基础。现在普遍认为,价格的随机游走正反映一种功能良好、有效率和理性的市场。这一特征在实际市场中得到许多人的赞同,Malkiel(1985)甚至认为“市场对股票定价是如此有效,以至蒙住双眼的人用投标法从《华尔街日报》中选出的股票组合,与专家管理的一样好”。但随机游走规律普适性很快受到质疑,Markowitz和Turbine发现股票等资产价格的一阶差在随机游走的基础上还具有某些不能忽略的余项——方差,它独立于投资者的风险偏好而存在,这样风险被明确分离出来,使方差(或协方差)减少。从而,减少风险的股票最优组合——现代证券组合理论(MPT)由此诞生。Sharpe等提出证券组合不能说明何种风险可以通过组合减少,而实际上只有非系统风险才可能在组合中相互抵

消。假定股票投资收益满足正态分布,则可以用股票价格的均值和方差来分别度量股票的收益和风险,从而可能找出收益与风险的最佳平衡,即股票收益与风险存在一种确定的线性关系(Beta系数),风险大,收益高。这构成资产定价模型(CAPM)的基本思想。随后,Ross将影响收益的系统风险更进一步地分解,把通货膨胀、利率等因素所形成的不同系统风险区分出来,这样可以更精确地得到最佳组合,这就是套利定价(APT)模型。这些发现奠定了现代金融理论的基础。

然而,投资收益满足正态分布的假定受到越来越多的批评,因为正态分布对收益的正离差和负离差的平等处理与实际投资者的真实心理感受存在明显不同<sup>①</sup>,同时用方差来度量风险,其指标具有非独立性(吴世农、陈斌,1999)。哈洛模型和VAR模型等则成为对过去风险度量的一种修正。

这些理论在实际中尽管得到大量应用,但人

\* 张思奇:中国社会科学院数量经济与技术经济研究所博士。北京市东城区建国门内大街5号100732。马刚:美国布兰德斯大学博士。冉华:中国证券监督管理委员会硕士。本项目为中国社会科学院青年基金项目(1998-1999),并得到西南证券有限公司研发中心的特别支持。

① 当实际收益高于期望收益时,投资者的心理很可能不同于实际收益低于期望收益时的情形,博彩的胜利与失望对投资者以后的行为有不同的影响。

们逐步发现仅依靠这些模型来预测不同市场、不同股票的价格会产生明显的偏差,根本原因在于这些理论几乎都是建立在效率市场的假定上的。

70年代初,美国“德州海湾硫磺矿”事件的发生揭示出:市场的发育程度或有效性对市场风险与收益具有更为基本的影响。包括CAPM在内的模型都是建立在市场完全有效的假设基础上的,而现实中这种严格的完全有效市场几乎不存在。

于是,Fama(1965,1970)和Roberts提出有效市场假说(EMH)理论,认为有效市场分成三个层次:弱式有效、半强式有效和强式有效<sup>②</sup>。市场效率的决定因素是市场对不同信息的反应程度,包括历史信息、公开信息和内部信息。EMH理论认为在弱式有效市场上,历史信息如股票过去的价格等对未来价格的影响已经体现在现有价格中,投资者一般不能简单依靠过去信息获取超额利润,过去的信息对未来收益而言只有随机影响。依靠过去价格图形来进行技术分析在弱式有效市场上是无效的,技术与分析“无异”。根据大量研究表明,目前全世界除美国以外的主要发达国家市场基本达到弱式有效程度,美国证券市场处于半强式有效阶段。

尽管EMH理论被认为具有划时代的意义,但现实市场的一些“异象”对EMH提出了挑战。不断被总结出来的“小公司效应”、“元月效应”、“周末效应”以及1987年10月19日由于道·琼斯工业指数狂跌22.6%,导致投资者5000亿美元财产湮灭的“黑色星期一”现象等,使EMH理论陷于尴尬境地。这些超额利润或价格暴跌现象简单存在的事实已超出EMH的可解释范围。一种新的观点认为EMH假定投资者理性的前提是不完全现实的。在没有能够对这些现象进行合理解释的情况下,对EMH进行补充、修正则成为证券市场研究的重要组成部分。

市场有效性检验的一个关键是对收益误差的处理。最初的研究都假定收益的方差在不同时期保持不变,然而Mandelbrot(1963)等人发现“一个描述金融价格的随机变量可能具有趋向于无穷的方差”,他发现许多金融变量的分布具有很宽的尾部,其方差也是变化的,而且方差变化时,幅度

较大的变化集中在一段时间内,而幅度较小的变化集中在另一段时间里。这样,二阶或更高阶矩的时变模型开始被用来描述金融行为。Engle(1982)等提出的自回归条件异方差模型(ARCH)很快得到认同,因为ARCH模型假定的收益误差项服从以条件期望为零,条件方差为以前若干期收益误差平方和的条件正态分布,其性质与金融市场的波动集束(Cluster)效应、宽尾效应及收益不相关性相吻合。Bollerslev(1986)将ARCH模型更进一步,他在方差的解释项中巧妙引入无穷期误差项,得到一般性ARCH模型(GARCH),ARCH则成为其中一种特例。后来,Bollerslev(1987)又尝试对ARCH过程(即误差分布假定)采用t分布假定,以改善正态分布过于对称的不足。Engle,Lilien和Robbins(1987)在ARCH模型中假设风险溢价随时间变化而变化,使得条件方差随时间的变化可以引起条件期望随时间的变化,这样方差的增长与条件期望的变化联系在一起,得到ARCH-M模型。他们用ARCH-M模型成功地说明了债券风险与收益之间的动态关系。随着ARCH模型技术的完善,ARCH模型在金融市场研究,尤其是在股票指数、股票品种、汇率、利率、期货等证券的风险大小的度量、风险收益的计算与市场效率的检验中得到越来越广泛的应用(Bollerslev et al., 1992)。

## (二)对中国股票市场的研究

目前对中国股票市场风险、收益和效率的研究主要集中在对市场有效程度的判断上。俞乔(1994,1996)对上海从1990年12月19日,深圳从1991年4月3日到1994年4月28日间的指数日收盘价进行了分析,认为股票市场不具备弱式有效性质,即市场是没有效率的。根本原因在于市场体制和结构存在问题,包括市场规模的弱小、股票发行问题、缺少投资专家、法律和设施的匮乏等。宋颂兴和金伟根(1995)认为应当分阶段来分析股票市场,在上海股市第二阶段(1993年初至

<sup>②</sup> 半强式有效是指市场上的价格已经反映了过去信息和公开信息,如公司收益、红利、资产重组等公开发布信息,内部信息的影响依然存在;强式有效是指价格不仅反映了过去信息和公开信息,而且,也反映了内部人信息,如研究者的成果等。

1994年10月)的29种股票周收益的正态分布和随机游走性质检验中,发现该阶段满足弱式有效假设,同时指出,上海股市存在明显的小公司效应。但吴世农(1996)对上海和深圳20种股票自1992年6月到1993年12月的日收益做自相关检验后指出,股票日收益率的时间序列不存在显著的系统性变动趋势,这与弱式有效的结论是矛盾的。他指出我国股市历史短,导致样本数量有限,是难以完整检验市场有效性的重要原因。陈小锐(1995)、任燮康(1998)等分别指出上海和深圳股市风险与收益的关系不支持严格的CAPM规律,市场风险是多维的,市场运行偏离有效状态。在这些研究中,俞乔(1994, 1996)、丁华(1999)指出上海指数存在ARCH现象,吴其明等(1998)说明深圳综合指数也存在ARCH现象,王安兴等(1998)发现单只股票中也存在ARCH现象。吴世农等(1999)从资产收益与风险度量的分析中肯定了目前中国证券市场包括股票和债券的风险收益属于非正态分布。

研究争议的焦点逐渐集中在三个方面:一是研究样本数量不够大,统计检验的可靠性受到怀疑;二是对风险收益,简单采用正态分布的假定是不恰当的,甚至是错误的;三是分别独立考查风险收益一阶矩的依赖性与二阶矩的依赖性,而不是同时考查,可能导致矛盾的结果,或不可靠的推断。

## 二、理论分析及模型建立

### (一)中国股票市场的制度性缺陷

中国股票市场是在发达国家证券市场出现100多年以后,才引入中国的,这意味着中国股票市场一开始就具有某种试图引致效率(或弱式效率)市场的因素,在发展经济学中,这称为“后发优势”。股票市场依托的宏观经济背景整体上正处于由传统计划经济体制向现代市场经济体制转变的过渡时期,计划时代的色彩和市场发育初期的特点会不可避免地反映在新生市场上,市场中非理性行为伴随着市场的成长。这是研究中国股票市场必须考虑的前提条件。

与发达的证券市场不同,中国股票市场具有自己特殊性,尤其在市场发育的初级阶段。这种特殊性形成了市场风险的根本来源,同时也使得市场有效程度受到制约。这些特殊性在制度上主要表现为以下几个方面:

1. 市场发育缺乏专门法律指导,政策性措施发挥着市场管理和建设的主要作用。在1998年12月底,《证券法》诞生之前,股票市场行为主要通过法规制度来调节,政策性措施不可避免地带有暂时性和片面性。政策的随意性和不完整性直接导致市场有用信息传递的不均等,使得部分投资者在信息的获取上无法享受公平的待遇。

2. 计划性色彩浓厚的一级市场与富有市场性色彩的二级市场存在较大差异,无法透明衔接。股票发行采用额度审批制,根据行业部门和地区的不同决定额度的分配。审批过程与额度分配过程不统一,加上行业差异和地区差异,使得发行决策过程缺乏透明度,经常出现“暗箱操作”。二级市场交易从制度上看更满足“公平、公开、公正”原则,但无法过滤掉在一级市场中形成的风险,“暗箱”随着股票上市“合理合法”地进入二级市场。从股票交易一开始,投资者就无法准确辨认股票的风险程度,这显然会限制理性投资者的判断。表明二级市场上“看不见的手”被一级市场上“看不见的遥控器”所左右,市场效率必然会受到限制。

3. 市场参与者处于不平等地位。证券市场很长时间内,由人民银行、财政部和证监会共同主管,而主管部门拥有自己的直属的或派生的证券公司,同时交易所也非真正的会员制组织,负责人的任免皆不是由会员大会决定。这决定了市场上投资者的地位不会完全相同,公平和公正原则从组织关系上受到质疑。

在这些特色的制度性缺陷下,股票市场达到有效状态将是一个奇迹。这种疑问使得中国股票市场风险与收益配置的有效性检验更引人注目,同时也暗示这些检验必须考虑到上述前提条件。

### (二)股票市场 ARMA-ARCH-M 模型

在上述条件下检验市场效率,无疑是十分困难的。如果采用尽可能多的样本来分析,可能会降低部分制度性缺陷的影响,有助于发现市场效率

变化的某种趋势。为了避免出现前一部分提到的几个有争议的问题,样本选用了从交易所发布指数信息开始(1992年1月2日)到报告采样时(1998年6月30日)止的全部日指数收盘观察值。在分析方法上,借助ARMA-ARCH-M模型,同时考查市场收益一阶矩和二阶矩的依赖性,并分析收益条件分布假设下的可能结果,以期得到更为合理的结论。

假定一:市场平均日收益序列是一平稳序列,同时日收益存在序列相关,可以采用ARMA模型来描述日收益的时序行为。

一般地,表示收益 $r_t$ 的自回归滑动平均(p,q)过程(ARMA)具有如下形式:

$$r_t = c + \phi_1 r_{t-1} + \dots + \phi_p r_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_t + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (1)$$

$$\text{或者: } H(L)r_t = c + \theta(L)\varepsilon_t \quad (2)$$

其中 $\Phi(L)$ 和 $\theta(L)$ 分别为滞后算子 $L$ 的 $p$ 阶和 $q$ 阶多项式, $\varepsilon_t$ 是一新息过程

利用ARMA(p,q)模型来描述股票收益具有一定的经济学意义:对于大多数投资者而言,在交易日 $t$ 所能得到的信息是时间 $t$ 以前得到的收益<sup>③</sup>,和以前预期收益与实际收益间的误差。投资者可以利用这样的信息预测在时间 $t$ 的收益。需要注意的是,利用ARMA模型来解释资产收益所隐含的一个假设是所有其他信息(比如利率的变化)都将最终反映在股票价格的变化之中,因此在模型中没有考虑其他解释变量,如利率。

假定二:市场对新信息的接受理解需要一个过程 $\varepsilon_t$ ,一般可能需要5天

实际日收益会偏离均衡收益是因为不断有新的信息到达,这里用新息过程 $\varepsilon_t$ 表示随机的信息。显然,市场需要一段时间来理解这些信息,因此对信息的反应有一个时滞过程。时滞过程的长短取决于股票市场的发育程度,如美国市场为一天。如果不满足上面的条件,信息影响收益的过程就可能较长,这里根据我们的初步研究结果,假定上海市场不超过5天。据此在式(3)中我们用一个5阶滑动平均过程(MA)来说明滞后信息对当前收益的影响

假定三:季节性因素对股市收益会产生影响。

由于一些制度性的规定,周六、周日和节假日停止交易,投资者需要补偿机会收益的可能损失,因为新的信息在不断积累,需要考虑这些制度性规定或季节性因素对日收益的影响。式(3)中Monday、Friday和Holiday分别表示影响日收益的季节性因素如周一效应、周末效应和假日效应,前面的系数分别反映这些效应的影响大小。

假定四:期望均衡收益是随时间变化的

日收益的期望均衡收益由两部分组成。其一为常数项 $c$ ,表明投资者持有股票所期望的平均收益回报,反映了投资者对时间的偏好及对风险的平均态度,通常保持稳定不变<sup>④</sup>。其二为时变的期望收益,反映随着投资者感到风险的变化,所期望的均衡收益也可能发生变化,即需要一个随着风险(假定随时间变化)变化的风险升水来补偿投资者在不同时间所承担的风险。如果新息过程是ARCH过程时,可以用日收益前一期的条件标准差来表示投资者所感到的风险变化,即 $h_{t-1}$ ,用 $\Psi$ 表示风险升水,得到ARCH-M模型

根据模型(1)和上述假定,股票市场平均日收益 $r_t$ 满足:

$$r_t = c + \int h_{t-1} + a_1^{\text{Monday}} + a_2^{\text{Friday}} + a_3^{\text{Holiday}} + \Psi + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \theta_4 \varepsilon_{t-4} + \theta_5 \varepsilon_{t-5} \quad (3)$$

上式表明日收益行为可以分解为三个部分:期望均衡收益水平、季节性因素的影响以及随机影响。下面是对新息过程的假设。

假定五:新息过程 $\varepsilon_t$ 是一个ARCH过程,即市场收益存在宽尾特征和波动集束现象

一般地,ARCH(m)模型具有如下形式:

$$\varepsilon_t = h_t \nu_t \quad (4)$$

$$h_t = \gamma + \tau_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \tau_m \varepsilon_{t-m}^2 \quad (5)$$

其中 $\nu_t$ 是均值为0方差固定的(无论是条件还是总体)i.i.d.过程

为了得到更为精简的结果,在(5)式的解释变

③ 根据以前的价格等可以得到。

④ 不管这种收益是来自股票基本值的增殖还是泡沫所带来的收益。

量中加入了条件方差的前期值,即假设新息过程满足 GARCH(1,1)<sup>⑤</sup>:

$$\bar{X}_t = \bar{h}_t v_t \quad (6)$$

$$h_t = Y + \alpha X_{t-1} + U_{h,t-1} \quad (7)$$

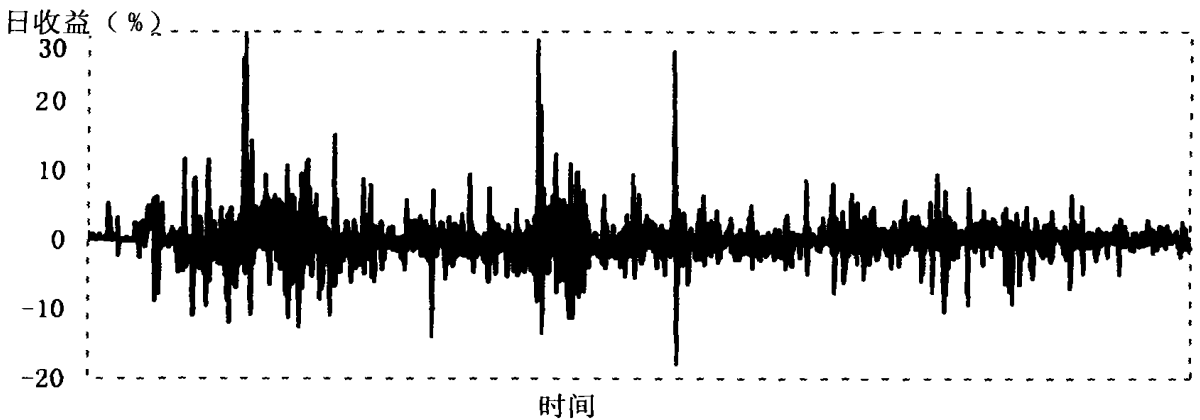
式(3)(6)(7)即为描述市场平均日收益行为的 ARMA-ARCH-M 模型。

### 三、定量分析

#### (一)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替代。在中国两个股票市场中,只有上海证券交易所发布的 A 股综合指数(简称上证 A 指)具有较好的连续性和较长的时间区间,因此本文采用上证 A 指从 1992 年 1 月 2 日至 1998 年 6 月 30 日期间的日收盘价作为样本。上证 A 指的日收益用每日收盘价的对数差分表示,如果不考虑市场派发的红利,则可以认为指数的收益近似于市场的平均收益。

日收益有效样本共计 1609 个观察点,为了考察股市是否存在明显的阶段性特征,又将原样本



上证 A 股综合指数的日收益

通过对图的观察可以看出:日收益序列中没有明显的趋势部分;在日收益序列中表现出波动集束的现象,即在一些时段内收益波动较为剧烈,在另一些时段内收益波动相对平稳。

为了说明日收益的其他性质,在表 1 中列出

几乎平均地分成前后两个区间子样本,子样本一:1992 年 1 月 2 日至 1995 年 3 月 9 日和子样本二:1995 年 3 月 10 日至 1998 年 6 月 30 日,分别有 804 和 805 个观察点。这样划分,一方面是考虑七年半时间里股票市场的重大事件很难按重要性明确排列出来,均分法则可以减少这种人为排序划分可能导致的错误,另一方面,也希望尽可能多地保留子样本观察点数目,以维持必要的统计有效检验的要求,是不得已而为之。

模型中反映季节性因素的哑变量如 Monday Friday 和 Holiday 分别对应周一、周末当日及假日后第一个交易日的收益。因为假日将暂停交易,而期间的信息不会中断,所以投资者因此承担的风险需要得到补偿,这些变量是用来测量季节性因素的影响大小的。

模型估计主要是用 EVIEW3.1 软件包提供的最大似然法程序完成的。

#### (二)实证结果

1. 上证 A 股指数收益的基本统计特征的观察结果。下图是 1992 年 1 月 2 日至 1998 年 6 月 30 日期间上证 A 股综合指数的日收益曲线。

日收益数据的一些基本统计值。根据这些统计值,可以得到如下结果:

<sup>⑤</sup> 许多实证分析的结果表明 GARCH(1,1)可以很好地描述上述现象。

(1)指数的平均收益一般高于同期银行存款收益,但是风险也远远大于存款风险。根据日收益全部样本的均值可以得到指数的年名义收益约为 13.31- 1%<sup>⑥</sup>,日收益的标准差大约是收益均值的 3- 10倍,因此市场收益的风险很大

表 1 上证 A股综合指数日收益的基本统计

	全部样本	子样本 1	子样本 2
样本个数	1609	804	805
均值 $\mu$	0.03%	0.036%	0.096%
标准差 $\sigma$	3.38	4.07	2.5
三阶矩	1.47	1.5	0.88
四阶矩	14.57	13.21	24.44
$\rho_1$	4.4%	4.6%	3.6%
$\rho_2$	- 0.6%	- 1.6%	1.8%
$\rho_3$	8.3%	13%	- 4.9%
$\rho_4$	5%	6.9%	3.7%
$\rho_5$	3.8%	5%	0.5%
$Q_5$	20.5(0.001)	22.4(0.00)	3.35(0.65)
$Q_{10}$	35.31(0.00)	38.7(0.00)	11.84(0.3)
$Q_{30}$	74.3(0.00)	69.7(0.00)	45.5(0.034)
$Q_{10}$	285.79(0.00)	140(0.00)	122.26(0.00)

说明: 括号中的数值表明序列不相关时出现该值  $Q$  统计量的概率

(2)股票市场发展表现出一定的阶段性。把样本简单地均分成两个子样本考察,通过简单的统计检验可以判定两个子样本区间具有不同的均值和方差,后一个阶段的标准差有明显下降。这似乎表明应该对两个阶段分别建立模型

(3)在所有的取样区间中,日收益均具有宽尾特征。我们注意样本四阶矩均显著地大于 3,这表明了收益具有宽尾特征。

(4)日收益不服从正态分布。除了四阶矩显著大于 3 之外,在所有取样区间中,三阶矩也显著不为 0,利用 Jarque- Bera 统计量可以判定收益不符合正态分布<sup>⑦</sup>。

(5)收益序列存在序列相关。表 1 中的  $\rho_1 - \rho_5$  表明收益的 1- 5 期自相关函数,  $Q_5$  和  $Q_{30}$  分别是 5 期、30 期 Ljung- Box 修正  $Q$  统计量<sup>⑧</sup>。在 95%

的水平下,  $Q_{30}$  拒绝 30 期收益不是序列相关的假设,即在收益序列中存在序列相关。但如果考察  $Q_5$ ,会发现在一些情况下(如子样本 2),不能完全拒绝 5 期之内的收益是序列不相关的假设<sup>⑨</sup>。

(6)日收益的二阶矩可能存在序列相关。表 1 中的  $Q_{10}$  是收益序列平方后所得序列的 10 期 Ljung- Box 修正  $Q$  统计量<sup>⑩</sup>。可以看到,日收益平方的这种相关非常显著,因而日收益序列可能存在二阶序列相关。

2 模型结果 为了用参数估计的方法确定上述模型的系数,需要对独立同分布过程  $v_t$  进行假设。这里采用  $t$  分布假设。我们利用最大似然法进行了分析比较,得到关于上证 A 指收益的全部样本、样本一和样本二的结果,见表 2

(1)模型假定检验结果。表中  $Q_{20}$  结果表明<sup>⑪</sup>,在 5% 的置信水平下对于所有的样本而言,指数价格残差是白噪声序列,即  $v_t$  服从  $t$  分布。 $Q_{20}$  表明标准化后残差平方的二阶矩不存在序列相关。因此,收益行为具有 GARCH(1, 1)性质。综合其他检验结果可以认为,模型的假设是合理的。

(2)模型参数估计结果。在三个样本中,都得到不显著的常数项——均衡收益水平,而且收益水平在分离出季节性因素和前期收益波动的影响后有明显提高。样本二的均衡收益水平高于样本一,而且它们都高于全部样本的均衡收益。这可能

⑥ 前者是根据日收益(一年 250 个交易日),后者是根据周收益(一年 50 个交易日)计复利所得。由于前者有更多的复利计算,因此比后者稍大。

⑦ 这个结论与宋颂兴等(1995)不同,但与吴其明等(1998)相一致。我们的一个猜测是宋颂兴的结果可能是样本过小所致。因所采用的统计量需要在大大样本下成立,因此小样本情形下该统计量可能不是有效的。

⑧ 该统计量可以检验数据间是否存在序列相关。如果序列不相关,该统计量符合  $i^2(5)$  和  $i^2(30)$ 。

⑨ 这里需要非常小心,下面的实证分析支持在收益序列中存在 ARCH 效果。如果收益序列中存在 ARCH,正如 Milhoj(1985)、Diebold(1987)和 Bollerslev(1988)所指出的那样, Ljung- Box 统计量可能过度拒绝零假设。

⑩ 它可以检验收益的平方是否序列相关,进而检验收益的二阶矩是否序列相关。如果收益序列的二阶矩是序列相关的,则可以用 ARCH 模型表示。

⑪ 这里  $Q_2$  是标准化后的残差(即  $\hat{X}_t / \hat{h}_{t-1}$ )的 Ljung- Box  $Q$  统计量,是标准化后残差平方的 Ljung- Box  $Q$  统计量。

表 2 ARMA- ARCH- M模型的结果

	模型结果 (t分布)		
	全部样本	样本 1	样本 2
c	0.0007 (0.62)	0.0011 (1.663)	0.0013 (0.59)
a <sub>1</sub>	6.61E-06 (0.007)	0.0007 (0.82)	0.0014 (1.01)
a <sub>2</sub>	0.0033 (3.2)	0.0013 (1.49)	0.0042 (3.01)
a <sub>3</sub>	-0.001 (-0.39)	-0.009 (-1.73)	0.004 (0.89)
$\theta_1$	-0.01 (-0.38)	0.036 (0.96)	-0.07 (-1.78)
$\theta_2$	0.01 (0.4)	0.0041 (0.113)	0.023 (0.71)
$\theta_3$	0.1 (4.36)	0.11 (3.2)	0.09 (2.82)
$\theta_4$	0.033 (1.39)	0.06 (1.71)	0.0036 (0.12)
$\theta_5$	0.03 (1.32)	0.02 (0.63)	0.036 (1.23)
$\Psi$	-0.035 (-0.77)	-0.052 (-1.57)	-0.04 (-0.39)
$\zeta$	3.77E-05 (3.764)	1.51E-06 (1.0)	0.00013 (3.09)
$\alpha$	0.44 (5.12)	0.77 (2.95)	0.34 (3.04)
$\beta$	0.7 (24.06)	0.7 (22.74)	0.52 (5.56)
tdf	3.01 (11.46)	2.63 (8.88)	3.11 (8.35)
Q <sub>20</sub>	25.4 (0.19)	24.74 (0.211)	27.57 (0.12)
Q <sub>30</sub>	53.93 (0.00)	16.17 (0.706)	41.82 (0.003)
S	2.02	2.02	2.97
K	31.65	19.7	43.61
likelihood	3711.1	1693.6	2033.9

是由于某些因素,如阶段性跃迁对市场收益的影响性质在样本期发生了改变,使得这些因素的综合影响在全过程中更有力度。显然,这种因素没有被考虑到模型中。不显著的原因可能与模型中设定的影响因素有重叠或有欠缺相关。

风险溢价 $\Psi$ 的估计也是不显著的,而且估计系数为负数。不显著可能反映目前投资者对风险变化所要求的风险贴水还没有特定要求,也许这正是投资者素质普遍偏低的一种表现;或者是风

险溢价对模型的设定非常敏感,在目前的设定下,它可能不显著,甚至得到令人费解的结论。

周末效应在两个样本区间都很显著,其他效应则不显著,而且周末效应对收益的正影响非常明显,其幅度超过均衡收益水平。从表1中可以看出,指数日平均收益为0.03%,考虑周末停盘制对投资者可能的影响,假如投资者在周末交易中得到全部补偿,周末日收益水平不超过0.13%,周末效应产生的收益却高达0.33%,加上日均均衡收益因素,两者差异达0.25个百分点。这反映出两点:一是周末效应产生的高额收益不仅是由于停盘原因,更主要的是其他因素,如信息发布的时间集中在周末,内部信息操纵等;二是周末效应成为投资者收益预期的主要来源,预期在周末交易中得到集中实现。

在样本中 $\theta_3$ 是显著的,这是收益序列相关的重要证据。它表明当日收益与之前的三日交易存在正的相关性,而不仅是上日。在整个样本期内,这种影响几乎是稳定的。这一结果表明可能存在某种交易习惯,即所谓的“羊群效应”(从众心理):由于信息传递的原因,投资者会选择跟从某些被认为具有信息优势的投资者。这种行为放大了波动的程度和长度,加剧了市场的不稳定性。但是,这种相关性对收益的影响并不太强。

几乎所有GARCH过程的参数都非常显著。 $T+U>1$ ,表明整个样本区间的行为属于协整GARCH过程<sup>⑩</sup>,这是由于阶段一的某种成分导致的。而在阶段二, $T+U<1$ 的结果说明该阶段指数收益具有有限方差,即属于弱平稳过程。同时,它表明收益波动最终会衰减,但可能会持续很长时间。如果它大于1,那么波动产生的影响是持久的,不会衰减。另外,我们还注意到t分布自由度tdf的估计非常显著。

### (三)模型结果的分析

1. 市场平均收益。从1992年到1998年上半年之间,投资者持有股票的年平均收益水平为

<sup>⑩</sup> Nelson(1990, 1991)表明在IGARCH中虽然没有有限方差,故不是弱平稳过程,但在一定条件下它可以是严格平稳过程。如果一随机过程不满足平稳性,那么进行的统计推断是没有意义的。

13.31%,明显高于同期银行存款利率。实际上收益水平在两个阶段存在着更大差异,在1992年到1995年上半年之间,股票年平均收益水平为9.42%,而从1995年中到1998年中,收益水平迅速提高到27.11%。这意味着在1995年3月10日购买1万元股票,到1998年6月30日卖出,将得到2万元以上。最让人吃惊的是,这种平均收益的风险水平只有前几年的60%!难怪包括企业、银行机构、个人的大量资金疯拥入市,这些资金中甚至包括用于生产经营的周转金、基础建设的资金、个人用于养老保障的资金、个人和单位的存款等等。高额回报和大量易得的机会(宽尾效应)驱使人们更热衷于股票,而不是生产。

显然,这种市场是不成熟的。从风险的角度看,尽管风险水平在下降,但仍处高位;从收益的角度看,收益水平发生大幅度调整,意味着市场配置机制的不完善;从收益与风险的关系看,收益与风险的反向运动反映市场尽管可能正朝着完善的方向发展,但明显处于调整期。

2. 市场的有效程度。模型结果发现了一些与弱式有效市场一致的特点。市场指数的一阶差分在GARCH条件假定下,可以基本满足白噪声性质,尤其在第二阶段。但仅以此推断市场满足弱式有效则过于主观。

模型的另外一些结果证实弱式有效的结论是不可靠的。模型中的收益行为具有白噪声性质只是说明当前收益与过去信息之间不存在简单线性关系,并没有排除存在其他非线性相关关系;当前收益行为与过去收益波动存在线性相关的结果表明过去信息与当前收益存在某种关系;市场中普遍存在“技术图形分析”的事实表明过去信息对当前价格的影响是明显的;两个阶段中收益与风险的逆向运动也暗示市场机制本身正处于完善的过程;高额回报的简单存在表明股票市场及经济大市场在配置机制上明显存在缺陷;中国股票市场的体制结构也清楚说明市场信息的传导存在制度性不足。这些都不支持弱式有效的结论。

模型结果表明,股票市场尽管存在种种制约市场有效的因素,有效程度却得到显著提高。在阶段二,除收益满足白噪声性质外,市场风险水平的

下降、收益具有有限方差、满足弱平稳过程等结果都反映出市场效率的提高。这归因于股票市场的改革和投资者素质的提高。

3. 市场发展的阶段性问题。新生的股票市场,尤其是具有后发优势的市场,其发展必然是一个快速跃进的过程。模型证明了我国股票市场的这种阶段性变化的存在。

(1)不同阶段收益与风险(方差)的关系反映了市场性质的变化。阶段二相对阶段一的风险水平下降近40%,明显超出随机波动的范围,属于结构性变动。收益水平的提高幅度也体现了后一阶段市场上升发展的趋势与前期的显著差异。

(2)市场收益行为的波动性质也产生实质变化。阶段二中收益波动过程具有有限的方差,偶发事件引发的市场波动总是逐步衰减,直至消失。阶段一中的情况正相反。这说明在第一阶段股票市场的震荡经常导致市场结构的调整,即:因市场结构显著不完善而引发的风险在市场中得不到有效控制;到第二阶段,市场的震荡受到市场结构的制约而逐步被市场消化。市场组织结构的有效性开始体现出来。

(3)从模型估计的结果看,两个阶段的有效参数都存在显著差别。这种差别尽管还不足以作为阶段性区别的充分证据,但这种差别确实存在。

4. 市场收益的影响因素。季节性因素对中国股票市场的影响是存在的。模型结果说明股票市场的周末效应非常显著,尤其在1995年以后,而周一效应和假日效应却不明显。

周末效应对市场收益有显著影响。第二阶段,投资者在周末交易中获得的收益超过在该周其他交易日所得收益之和。这意味着周末效应收益除了补偿停盘期间信息传导的机会收益外,还存在其他收益。什么原因导致周末的高额利润,我们将在以后的工作中做专题研究。

周一效应不显著,可能与周末效应有关。由于投资者的收益预期集中在周末交易中得到实现,所以周一交易就恢复了正常。假日效应不明显,可能与假日时间较长有关。比如春节,停盘时间平均达10天以上,尽管期间信息流依然会源源不断地运动,但由于不确定性因素太多,所以投资者往往



愿意静观其变,不刻意改变现状。

## 四、结论与建议

### (一)结论

本文以 1992 年 1 月 2 日至 1998 年 6 月 30 日期间上海 A 股综合指数为样本,对中国股票市场的日收益时间序列行为进行了分析,得出如下主要结论:

1. 股票市场经过 7 年多的发展,已发生阶段性变化。这种变化的特征可以归结为:市场风险降低的同时,市场平均收益水平提高

风险控制是全球证券市场管理的首要目标。中国股票市场从无到有,从初始混沌到初步成型,其发展并非一帆风顺。众所周知,1995 年是我国证券市场历史上具有转折意义的一年,是金融证券市场走向法制化、国际化和趋于完善的一年。“西藏明珠”的上市标志着股票市场已成为真正的全国性市场;《中国人民银行法》《商业银行法》《保险法》《担保法》《票据法》等一系列金融法律、法规的出台,以及对“327 国债事件”和“四川长虹事件”的坚决处理,象征着证券市场已迈向法制化轨道;中国证监会加入证监会国际组织,与香港证监会签署合作备忘录,以及首家合资投资银行——中金国际金融有限公司的成立,宣告了我国证券市场开始与国际接轨的征程。规范意味着风险的下降。股票市场从 1995 年开始表现出来的风险下降,正是得益于市场结构建设的完善和法治道路的选择。股票市场名义收益水平高的原因主要有三点:市场处于发展初期,需求力量超过市场供给能力,决定其价格的持续上升;从 1995 年开始限制国债交易规模尤其是期货交易,使得投资者只能在有限的投资品种中选择,促进了股票投资资本收益的提高;通货膨胀的影响也提高了投资者对股票收益的预期要求。

2. 股票市场的有效程度已经得到明显提高。市场已经具备某些弱式有效市场特征,但并不是足以表明市场已真正达到弱式有效阶段。

我国股票市场由于承接“后发优势”,从开始就具有许多引致市场有效的因素,这主要体现在

市场结构、组织、制度和管理等方面,如电子交易系统。但股票市场的发展离不开整个经济体制的约束,在我国刚刚进行体制转换和市场经济体制初步确立和成形的今天,在市场机制、法制保障、思想观念等现代社会基础尚未成熟的前提下,与经济生活密切相连的股票市场能够走在前面,已经难能可贵,如果强求其具备西方证券市场用 100 多年时间发展才具备的有效程度,不管是否出于善意,难免有“拔苗助长”之嫌。

股票市场效率方面的进步是显著的。政策管理模式向法律管理模式的转化,制度的完善(如  $T+1$  替代  $T+0$  交易制度)、投资者素质的提高(包括股民中受高等教育的比重增加)等都是促进股票市场效率提高的直接原因。

3. 上海股票市场存在明显的 ARCH 过程。与以前许多研究相同,我们的研究也证实上海股票市场存在 ARCH 现象。在股票市场上,存在 ARCH 现象有这样一些含义:宽尾特征和波动集束等。宽尾特征表明股票投资比其他行为(不具有宽尾特征)对更多的人而言具有同向影响,即市场具有收益时,更多的人会有收益,市场亏损时,更多的人会亏损,暴发户和暴跌户为少数。波动集束表明股票投资是群体性行为,股市上扬和股市下跌都是相对连续的。

4. 周末效应对上海股票市场收益有非常明显而且相当重要的影响。周末效应具有显著的额外收益。周末效应特指在周四收盘时买进,在周五收盘时卖出的行为。本报告中周末收益十分显著,而且收益水平让人相当吃惊。如果一个投资者全年(按 250 天计)投资都能取得周末收益,其年回报率高达 18% 以上<sup>①</sup>,如果投资者只在周末进行交易,即周四收盘买进,周五收盘卖出,他也能得到 24.3% 的年收益。

5. 上海股票市场日收益序列存在序列相关,特别是当期收益与前三天的收益间存在正相关。但就总体而言,这种相关关系比较弱。

### (二)建议

正如在报告中提到的,中国股票市场的完善,

<sup>①</sup> 这主要指在阶段二,即 1995 年 3 月 10 日至 1998 年 6 月 30 日期间的情况,下同。

首先应取决于整个经济结构和体制的完善。在这一前提下,我们认为提高股票市场效率,以合理配置市场风险与收益,应加强以下几方面的工作:

1. 增强股票发行过程的透明性,尤其是发行与上市环节,以明晰风险

2. 通过完善配套制度(如征收股票交易所得税),适度降低股票市场平均收益水平。股票市场目前(1995-1998)的收益水平明显偏高,这种高收益水平与发展中股票市场或我国市场平均收益水平不协调,容易导致市场投机的泛滥

3. 降低平均收益水平的一个重要内容就是削弱周末效应的影响。例如改善信息发布制度,缩短信息披露准备时间,均匀披露信息,尤其避免在周六或周日进行重大披露

4. 在政策上不鼓励或适当约束“技术分析”型的公众投资咨询,相应鼓励价值型投资咨询,以提高投资者的风险意识,培养理性投资观念。

#### 参考文献:

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

陈小锐、姚怡(1995):《上海股市风险与收益定量分析》,《经济科学》1995年第1期。

宋颂兴、金伟根(1995):《上海股市市场有效性实证研究》,《经济学家》1995年第4期。

王安兴、林少宫(1998):《投机价格与非投机价格的发现》,《数量经济与技术经济研究》1998年第12期。

吴其明、季忠贤、杨晓荣(1998):《自回归条件异方差模型及应用》,《预测》1998年第4期。

吴世农(1996):《我国证券市场效率的分析》,《经济研究》1996年第4期。

任彦康、黄杰(1998):《深圳股市风险-收益研究》,《预测》1998年第1期。

吴世农、陈斌(1999):《风险度量方法与金融资产配置模型的理论和实证研究》,《经济研究》1999年第9期。

丁华(1999):《股价指数波动中的ARCH现象》,《数量经济与技术经济研究》1999年第9期。

Bollerslev (1988): “On the Correlation Structure for the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Process”, *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 9, pp. 121-131.

—— (1987): “A Conditional Heteroskedastic Time Series

Model for Speculative Prices and Rates of Return”, *Review of Economics and Statistics* 69, pp. 542-47.

—— (1986): “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics* 31, pp. 307-327.

Bollerslev, Chou, R. Y. and Kroner, K. F. (1992): “ARCH Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence”, *Journal of Econometrics* 96, pp. 116-31.

Diebold, F. X. (1987): “Testing for Serial Correlation in the Presence of ARCH”, *Proceedings from the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, pp. 323-328.

Engel, Robert (1982): “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation”, *Econometrica* 50, pp. 987-1008.

Engel, Lilien, D. M. and Robbins, R. P. (1987): “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model”, *Econometrica* 55, pp. 391-407.

Fama, E. (1965): “The Behavior of Stock Market Prices”, *Journal of Business*, Vol. 38, pp. 34-105.

Fama, E. and Eugene F. (1970): “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance*, XXV, No. 2.

Kendall, Maurice (1953): “The Analysis of Economic Time Series, Part I: Prices”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 96.

Malkiel, B. G. (1985): *A Random Walk Down Wall Street*, W. W. Norton & Company.

Mandelbrot, B. (1963): “The Variation of Certain Speculative Prices”, *Journal of Business* 36, pp. 394-419.

Milhoj, A. (1985): “The Moment Structure of ARCH Process”, *Scandinavian Journal of Statistics*, Vol. 12, pp. 281-292.

Nelson, D. B. (1991): “Conditional Heteroskedasticity in Assets Returns: A New Approach”, *Econometrica*, Vol. 59 No. 2, pp. 347-370.

Nelson, D. B. (1990): “Stationarity and Persistence in the GARCH(1,1) Model”, *Econometric Theory*, Vol. 6, pp. 318-334.

Yu Qiao (1996): “A Conditional Variance Model for Daily Stock Returns in China's Emerging Stock Markets: Empirical Evidence on the Shanghai and Shenzhen Exchanges”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 6 (4), 1996.

(截稿: 2000年1月 责任编辑: 宋志刚)