

中国股市日历效应研究:基于滚动样本检验的方法

张 兵

(南京大学工程管理学院, 江苏南京 210093)

摘 要: 本文运用了滚动样本检验方法研究股票市场的日历效应, 并且充分考虑到收益率的统计特征, 采用了基于广义误差分布的 GARCH 模型。创新性的方法可以准确反映出日历效应的时变特征, 得出稳健性最强的结论。中国股市的星期五效应从 1998 年开始逐渐消失, 星期二效应只是出现在市场的早期, 星期一的波动最大; 总体不具有明显的月份效应, 小公司一月效应较为显著, 但风险最大。某种日历效应一旦被提出, 该效应从此后就不再显著。

关键词: 日历效应; 股市; 滚动样本检验

中图分类号: F830.91 文献标识码: A 文章编号: 1002-7246(2005)07-0033-12

一、文献回顾

Donald Keim(1987)选用 1928—1982 年共 55 年的美国股票市场日收盘数据进行研究, 发现, 星期一的收益最低, 并且这种规律同样适用于按规模分组后的股票组合和场外交易市场。Jaffe 和 Westerfield(1985)在英国和加拿大市场发现了同样的周末效应, 但在澳大利亚和日本, 星期二的收益为负, 并且比星期一低。Anup Agrawal(1994)研究发现了美国、德国、日本等 18 个国家的股市星期五的收益率都最高, 有 12 个国家表现为星期二收益为负值的效应。张仁良和胡斌(1998)实证了亚洲股市的星期效应, 发现在 5 天交易制的股市(如香港、马来西亚), 周日的平均收益率最低, 6 天交易制度的股市(如日本、韩国、台湾), 星期二的收益率最低; 一周最后一天的收益率都是最高的。研究者尝试从不同的角度解释星期效应。Lakonishok 和 Levi(1982)认为周末效应是由于股票的交易与清算之间存在着时间滞后, 也有人认为是交易制度的原因。此外有人还从测量误差、系统交易模式等方面做出了各种解释。在月份效应研究方面, Rozeff 和 Kinney(1976)发现, 1904—1974 年间纽约股票交易所的股价指数一月份的收益率明显高于其它 11 个月的收益率。Mustafa 和 Bulent(1983)检验了 17 个主要股市, 发现了明显的一月份效应, 在英国则是四月效应。Michael Reutter, Weizsäcker 和 Frank Westermann(2000)发现德国股票指数 DAX

收稿日期: 2005-02-16

作者简介: 张 兵(1969.05—), 男, 江苏南京人, 博士, 南京大学工程管理学院副教授, 硕士生导师。

在 1959—1999 年这 40 年间, 9 月份的收益显著最低。Kilman Shin 和陈维政等(2003)发现在亚洲股市不存在一月效应, 但有趣的是在亚洲股市月度收益倾向于在春季上升。随后的大量研究发现在成熟市场和新兴市场, 小公司普遍存在着“规模效应”和“一月份效应”。以上这些发现提出了难题: 这些明显的日历效应究竟意味着拒绝市场有效性理论, 还是这些发现只是数据挖掘(data snooping, 指使用同样的数据来发现和检验某一假设的个人或集体行为)的结果或者选择偏差? 很多学者提出了见解。例如, Lakonishok 和 Smidt (1988)认为, 这些日历效应的发现只不过是取样误差和数据挖掘的结果。Ryan Sullivan 等(2001)指出, 某种特殊的日历效应一旦被提出, 该效应从此后就不再显著。Schwert (2002)系统研究了各种异象, 发现他们中的大部分只要变换样本周期, 异象将不复存在。

中国股市收益率是否存在日历效应? 学者现有的一些研究缺乏共识。代表性的研究如: Rajen Mookerjee 和俞乔(1999)研究了截止到 1993 年底的星期效应, 发现深圳市场和 1992 年放开股价后的上海市场, 星期一有显著的负收益, 同时星期五的收盘价具有很高的信息含量。奉立城(2000)发现 1992 年 6 月至 1998 年 6 月我国股市存在显著为负的星期二效应和显著为正的星期五效应。汪炜(2002)证实, 我国股市小公司股票在 3 月份和 8 月份的相对收益率明显强于市场指数, 内在原因是小公司股票独特的流动性问题。我国学者在日历效应研究中可能存在的问题, 一是研究结论缺乏一致性与稳健性, 例如以某一时间段存在星期效应就认为市场总体存在着这个效应。实际上, 中国股市转轨与新兴的属性, 往往会造成不同的样本有不同的结论。有的研究进行了分组, 但分组的随意性较大, 如以 1996 年底的涨跌幅限制为依据或者以年度为分类依据。不同的分类方法, 结论往往不一致, 而且均未考虑市场有效性演进的可能影响。二是较早的研究使用的样本期较短, 由于是在我国股市成立之初, 所以样本数量有限, 难以比较准确地反映股票市场运动的特点; 加之这一时期股票交易中投资者行为、市场行为和管理行为尚不成熟, 因而可能影响研究结果的可信度。三是研究方法的问题。运用最小二乘法, 简单易懂, 但若不考虑现实股市收益率的时变方差行为, 或者虽然运用了 GARCH 模型, 但未考虑到尖峰厚尾分布, 参数估计的可靠性就值得怀疑。

为了克服以上研究的可能弱点, 本文在现有研究基础上, 做如下扩展研究: 一是在日历效应研究中运用滚动样本检验方法(rolling sample tests), 该方法可以准确反映出日历效应的时变特征, 给出全景式的、稳健性最强的结论, 而国内其他研究均可看成是滚动检验方法上的一点或者几点的结果。作者尚未在国内外的同类研究中发现运用该方法。二是充分考虑到收益率的统计特征, 运用基于广义误差分布(General Error Distribution)的 GARCH 模型。运用 GED 分布拟合收益率的尖峰态, 可提高估计精度, 使得拟合结果最大程度地符合收益率分布的特征。三是本研究综合考虑了收益率水平变动同时伴随着的风险变化状况。论文将运用最全的数据样本(上海股市成立时的 1990 年 12 月 19 日至 2004 年 4 月 30 日), 全面分析了日历效应, 并结合新兴与转轨的中国股市的特点, 提出合理的经济学解释。

二、描述性统计和研究方法

研究选用上海和深圳股票市场的日数据,所选用的数据均为收盘价,上海股票综合指数数据从1991年12月19日正式营运至2004年4月30日,共3328个交易数据。深圳成份指数从1991年4月3日至2004年4月30日共3244个交易数据。由于一月效应与小盘股联系密切,本文讨论月份效应时,还选择了中信小盘股指数,数据从1994年5月4日至2004年4月底,共计2274个观察值^①。数据来源于CSMAR。采用日收盘价的对数收益率进行分析,令 p_t 为 t 时的收盘价,对数收益率定义为: $R_t = \ln(p_t/p_{t-1}) * 100$ 。

由表1可以看出:两种指数收益率的分布都呈现出正偏度和尖峰度的特征。Jarque—Bera检验非常显著拒绝了收益率的无条件正态分布假设。同时,对于全样本指数收益率,上海综合指数全样本的滞后1期和2期、深圳成份指数全样本的滞后1期和4期序列相关系数在5%显著性水平上异于0,根据Ljung—Box的Q统计量,所有收益率序列都表现出某种程度的自相关特征。

表1 指数日收益率的描述性统计

	1991. 12 19—2004. 4 30 上海	1991. 4 3—2004. 4 30 深圳
观察值个数 T	3288	3244
均值	0.0366	0.040
标准差	1.2318	2.4269
偏度	5.94(0.0427)	0.5368(0.0430)
峰度	139.82(0.0854)	18.537(0.0860)
ρ_1	0.144 *	0.055 *
ρ_2	0.058 *	0.041
ρ_3	0.052	0.034
ρ_4	0.030	0.069 *
ρ_5	0.002	0.040
Q(5)	13.96	40.054
显著性水平 p 值	0.016	0.000
Jarque—Bera	2584190	32787.4

注: T 是观察值数目, 偏度、峰度数值后面括号内的数值是其渐近标准差, 分别为 $(6/T)^{1/2}$ 和 $(24/T)^{1/2}$; ρ_k 是滞后 K 阶的序列相关系数, Q(5) 是 Ljung—Box Q 统计量, 检验(1)至(5)联合为零的原假设是否成立, p 值是 Q(5) 统计量的概率水平。 * 号表示在 5% 显著性水平上异于 0。

研究星期效应通常采用虚拟变量法, 进行最小二乘法回归:

$$R_t = \phi_1 D_{1t} + \phi_2 D_{2t} + \phi_3 D_{3t} + \phi_4 D_{4t} + \phi_5 D_{5t}$$

(1)

① 中信系列指数中的大盘、中盘、小盘指数依市值规模来计算, 形成了三个规模风格指数; 样本区间为 1994 年 5 月 4 日至 2004 年 4 月 30 日。

式中, R_t 为第 t 日的股票收益; D_{1t} 、 D_{2t} 、 D_{3t} 、 D_{4t} 、 D_{5t} 为星期一至星期五的虚拟变量, $D_{1t}=1$, 如果第 t 日是星期一; 否则为零, 其余类似。如果实证发现 D_{1t} — D_{5t} 的系数不全为 0, 则存在着星期效应。如果 ϕ_1 显著异于 0, 那么可判断存在着星期效应。例如, 如果 ϕ_5 显著, 可以认为存在星期五效应。在图形上, 可以看到 ϕ_5 的数值大于 1.96 (5% 水平上)。

但正如表 1 显示的那样, 收益率波动呈现出明显的时变和聚类性。忽略异方差影响, 运用式 (1) 回归, 会导致不稳健的参数估计。因此, 我们只是在预先检验时运用式 (1) 回归, 实证研究主要运用 Bollerslev (1986) 发展的 GARCH 模型, 但选择广义误差分布拟合收益率的条件残差:

$$R_t = \phi_1 D_{1t} + \phi_2 D_{2t} + \phi_3 D_{3t} + \phi_4 D_{4t} + \phi_5 D_{5t} + \epsilon_t \tag{2}$$

$$f(\epsilon_t | \Psi_{t-1}) = \frac{v \exp(-0.5 | (r_t) / (\sigma_t \zeta) |^v)}{\zeta_2^{(1+1/v)} \Gamma(1/v)}, \text{ 其中 } \zeta = \left[2^{-\frac{2}{v}} \Gamma(\frac{1}{v}) / \Gamma(\frac{3}{v}) \right]^{0.5} \tag{3}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j h_{t-j} \tag{4}$$

这里, $f(\cdot)$ 为条件密度, 当尾巴厚度参数 $v=2$ 时, GED 为标准正态分布; 当 $v<2$ 时, GED 较正态分布具有尖峰、厚尾巴; 国内现有文献一般假定条件残差服从正态分布, 虽然这可简化估计, 无条件分布的峰度也大于 3, 但结果不足以反映出表 1 显示的指数收益率的尖峰、厚尾属性^①。本文选择广义误差分布最好地拟合了指数收益率的尖峰属性, 这是我们研究的发展。实证中, 本文运用 GARCH(1, 1) 模型, 一般认为 GARCH(1, 1) 模型足以很好地刻画股票市场的条件方差。

本研究综合考虑了收益率变动同时伴随着的波动变化状况。因为如果某个交易日较高(低)的收益率同时也伴随着较高(低)的波动或风险, 那么这种较高(较低)的收益可视为风险溢价的正常调整。这种情况下并没有存在套利机会。根据 Ross (1989) 的结论, 价格波动是同市场获得的信息直接相关的。不仅在交易时间内有影响股价变动的信息(包括政策方面的、经济方面的信息)产生, 非交易日以及收盘后也同样会有新信息产生并为投资者吸收, 这只能体现在节假日后重新交易日时的股价变动上。这样周一的股价变动实际包含了 72 小时的信息量, 从而使得周一的平均波动幅度较大。Halil Kiyimaza 和 Hakan Berument (2003) 发现, 在美国和加拿大, 星期五的波动最大, 而德国和日本星期一的波动最大。本文是将哑变量加入到条件方差方程中来衡量某交易日的波动性是否有显著变动。例如为了考察周 k 的波动是否显著增大, 相对于式 (1), 条件均值方程不变, 而条件方差方程设定形式改变为:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j h_{t-j} + \lambda_k D_k \tag{5}$$

如果 λ_k 显著为正, 则表明星期 k 的波动率显著高于其他交易日。

日历效应的另一个体现是月份效应, 类似于式 (1), 我们用式 (6) 检验月份效应:

$$R_t = \sum_{i=1}^{12} \phi_i M_{it} + \epsilon_t \tag{6}$$

其中, M_{it} 是一年中月份 i 的虚拟变量。如果是一月份的某天的收益率, $M_{1t}=1$, 否则,

① 尖峰态 (Leptokurtosis) 在新兴市场更为严重。
©1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. <http://www.cnki.net>

$M_{1t}=0$; 其余月份的定义类似。如果 ϕ_i 显著异于 0, 那么可判断存在着月份效应。

本文研究的突出特点是运用滚动样本检验方法, 样本的长度可以设置为 500 天(约两年)、1000 天(约四年)、1500 天(约六年)。具体来讲, 对于 500 天的固定窗口, 第一个子样本区间为 1990 年 12 月 19 日至 1992 年 12 月 4 日(第 500 个交易日), 第二个子样本区间为 1990 年 12 月 20 日(第 2 个交易日)至 1991 年 12 月 5 日(第 501 个交易日), 最后一个子样本区间为 2002 年 4 月 9 日(第 2789 个交易日)至 2004 年 4 月 30 日(第 3288 个交易日), 当固定窗口不断向前滚动时, 我们增加了一个新的交易日, 同时剔除了最旧的交易日, 这样不断增添新的信息而舍弃旧的信息, 对于受到制度和结构因素影响非常强烈的中国股市, 这种研究方法显得非常恰当。滚动检验方法会覆盖住每一个样本点, 窗口的变化又可以使我们发现在不同的时期内(如一年还是两年)日历效应的可能变化, 加之我们运用基于 GED 分布的 GARCH(1, 1)模型, 使得我们的结论稳健性很强。

三、日历效应的经验研究

1. 星期效应的实证结果

实证研究将以最具代表性的上证综合指数为例, 结果均以图形的方式给出。如果图形上某一点大于 5% 的显著性水平值 1.96, 那么该点所对应的区间就存在着星期效应。首先我们运用式(1)做简单的最小二乘回归, 进行预先性检验。图 1 是运行式(1)得到的各个交易日星期前的系数的 t 检验值, 这里选择的窗口长度是 1000 天, 图中的一个点代表了一段 1000 天的时间区间。例如, 第一个点代表着 1990 年 12 月 19 日至 1994 年 11 月 22 日(第 1000 个交易日)。从图 1 看到, 市场的早期, 星期效应是普遍存在的, 学者们发现的显著为负的星期一和星期二效应及正的星期五效应均在图 1 中体现出来, 星期五效应尤为明显。但当 1000 天的固定窗口滚动到 1997 年时, 5 条曲线都落入了 1.96 以内, 在 5% 的水平不再显著。只是在尾端, 星期二效应出现, 有意思的是, 这时体现为显著为正的星期二效应。早期的显著为负的星期一效应很快消失, 在 1996 年 2 月 11 日开始的 1000 天短暂出现了显著为正的星期一效应。这说明, 星期一效应和星期二效应与样本空间是显著关联的, 不具有稳健性。星期四系数的 t 检验值在第 362 点大幅度下降, 而这正对应于 1992 年 5 月 21 日上海市场放开股价的重大制度变革。滚动检验方法敏感地捕捉到这一结构变动点, 体现了该方法的优势。星期三效应出现在起点为 1995 年 5 月 22 日至起点为 1997 年初的区间。著名的星期五效应在 1994、1995 和 1996 年开始的样本区间非常显著; 从 1997 年下半年消失(最后一次很短暂出现对应于起点为 1997 年 6 月的区间)。检验一周内星期五收益率与其他交易日收益率有否差异的 F 统计量从 1996 年 12 月 18 日开始的区间在 5% 的水平上不再显著。总体上, 星期二效应和星期五效应在市场的早期(1997 年之前)较显著。因此, 以下将运用基于 GED 分布的 GARCH(1, 1)模型, 专注于研究在不同长度窗口时, 这两个效应存在的稳健性。

图 2 是运行式(2)、(3)和(4)后得到的 500 天窗口长度每个星期二或星期五的系数的

t 值, 由 t 值的显著性可判断出是否显著存在星期二或星期五效应^①。图 2 显示, 从 1998 年开始的样本区间, 星期五效应再也没有出现了。星期二效应在从 1995 年初开始的样本空间内微弱存在着, 但基本上不具有统计显著性。非常有意思的是, 从 1999 年年末开始的区间, 星期二效应非常显著, 但这时表现的是正值。

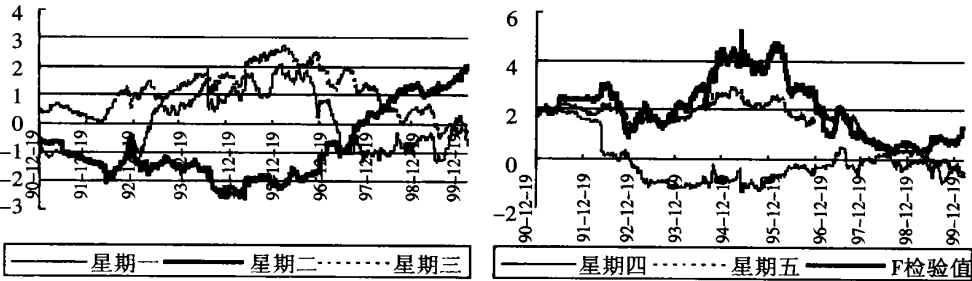


图 1 1000 天的窗口长度的星期效应的 t 值变化图

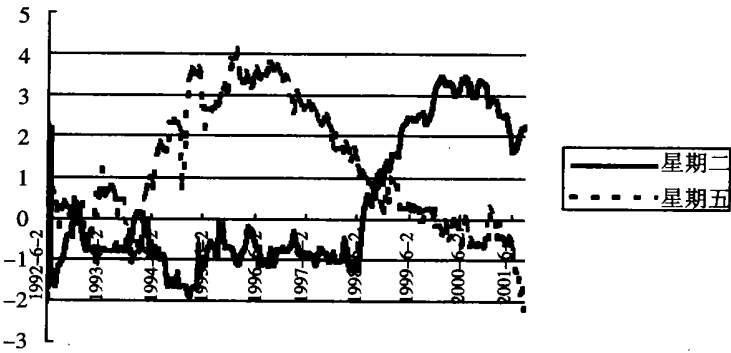


图 2 GARCH-GED(1, 1)模型 500 天的窗口长度的星期效应的 t 值变化图

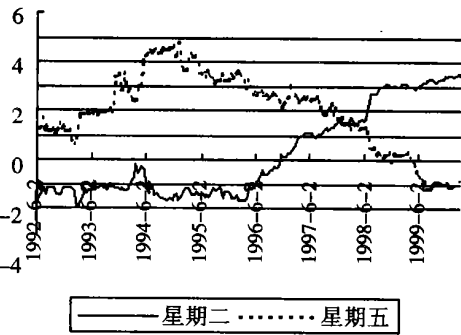


图 3 1000 天窗口的星期效应的 t 值变化图

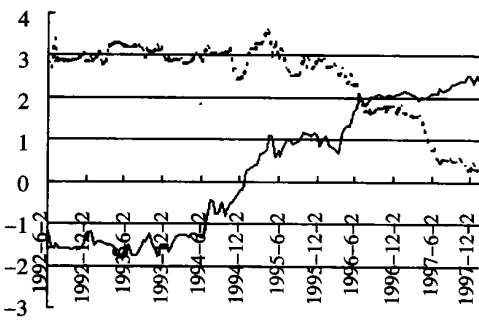


图 4 1500 天窗口的星期效应的 t 值变化图

① 起点选择从 1992 年 5 月底开始(第 370 点), 是由于 2002 年 5 月 22 日放开股价, 上证指数大涨, GARCH-GED (1, 1)模型估计出的 t 值数值很大。

图3是基于GARCH—GED(1,1)模型的1000天窗口长度的式(1)的系数 ϕ_2 和 ϕ_5 的t值变化图,星期五t检验值在整个1995、1996和1997年上半年开始的样本空间都非常显著。但从1997年末不再显著,从1998年再也没有显著过。显著为负的星期二效应(5%水平上)从来没有在上海股市出现过,从1998年7月开始,正值的星期二效应非常显著地呈现出来。与图1显示出起点为1994年9月到起点为1996年8月的500多个区间星期二效应都显著存在相比较,图3却看不到这一结论,可见,GARCH—GED(1,1)模型给出的结论更加严谨。

图4的窗口长度是1500天,t值变化就平缓多了。星期五效应一直持续到从1996年6月开始的区间为止。也就是说,对于1500天的窗口长度,可以检验出的显著的星期五效应最后一次是从1996年6月中旬到2002年9月中旬的样本区间。同时,从1996年6月开始,一直有显著的星期二效应。图3与奉立城(2000)发现星期五效应的结果较为一致,他的样本区间的个数是1518个,只是我们图3中的一点(第369点)。但是,基于GARCH—GED模型,星期二效应是很不显著的,这与奉立城的发现不同。这说明,不同的估计方法对结论是有显著影响的。我们的方法考虑到时变方差和指数收益率的尖峰属性,结论会更严谨。需要说明的是,尾巴厚度参数 v 均小于1.8,在1.3与1.8之间,广义误差分布很好地拟合了指数收益率的尖峰和厚尾巴特征。同时,经由GARCH(1,1)—GED滤波后的残差序列不再具有时变方差现象,说明本文模型选择是恰当的。

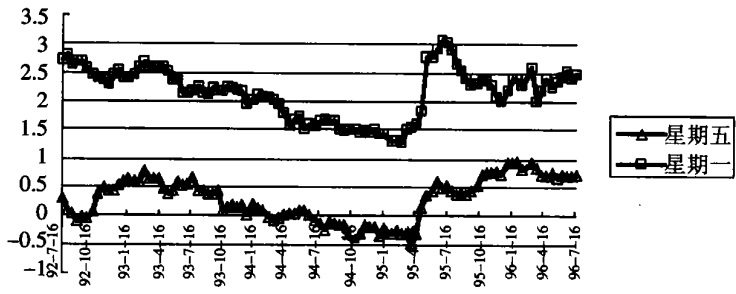


图5 方差模型2000天窗口长度的星期波动效应 γ 系数的t值变化图

综合图2、3和4,我们看到一些有趣的结果:第一,周期越短,星期一和星期五效应的变化就越快,而当周期延长时,星期效应变得较为稳定。第二,星期五效应在1995年和1996年异常强烈。星期二和星期五效应几乎同时在1995年4月最为显著,但星期二效应很快消失。我们尝试将窗口长度延长为2000天,却发现星期五效应始终存在,而这正是由于1995年和1996年两年的强烈影响所致。国内有学者运用到2001年年底为止的样本发现了星期五效应,原因就在于此。而运用的窗口离开这两年后,星期五效应就消失了。第三,末期出现了显著为正的星期二效应,国内学者尚未发现这一奇特现象。换言之,星期二效应不具普遍性。近期出现了不显著的负的星期五收益,星期五效应倾向于逐渐消失。第四,中国股市星期效应的确认与估计与所使用的样本空间关系密切,而不同的估计方法也会产生不同的结果。我们首次提出的基于GARCH—GED模型的星期效应滚动检验法显示了强大的功效,同类研究可以看作我们图形中的一个或者几个点。滚动样本检验法还可以准确发现某些对结果强烈影响的区间究竟在何处。

图 5 显示出,星期一的波动非常显著,只有在 1995 年开始的很小的区间正值不显著。星期五的波动不显著。图 5 对风险状况的考察表明,尽管在某些时段,周一收益率显著较低,但由于周六和周日两个非交易日里的信息,使得周一波动幅度在任何时段都显著高于一周中的其他几个交易日;周五收益率虽然显著为正,但周五的波动程度并不比其他交易日高,也没有显著性,因此这种高的收益率不是来自于该日的风险溢价,而应该确认为异常收益。有意思的是,这两个交易日的波动保持同步变化。

2. 窗口时变的滚动样本检验星期效应

以上我们运用滚动检验法得出了全景式的结论,显示了该方法的较强功效。但是,以上的窗口(如 500 个交易日)都是固定的。下面我们将该方法推广到“三维”,即窗口也是时变的。我们以星期效应检验为例,站在行文时最近的时间点,我们想知道终点是 2004 年 4 月 30 日的不同长度窗口,展现着怎样的星期效应。图 6 基于 GARCH-GED(1, 1)模型,运行式(2)、(3)和(4)后得到每个星期二或星期五系数的 t 值,区间长度是变化的。可以清楚地看到,上海股市近期的星期效应。横坐标表示窗口的始点,而终点是 2004 年 4 月 30 日。从[2000. 3. 23—2004. 4. 30] 区段到[2001. 4. 16—2004. 4. 30] 区段出现正的星期二效应,该效应与好几项利好政策在周末颁布,投资者在周初购买有关。星期五通常收益为负,但不显著。

另外,张兵、李晓明(2003)证实中国股市从 1997 年逐渐收敛于弱式有效。那么,站在 1997 年 1 月 2 日的起点,窗口时变的星期效应是否也消失了?图 7 给出了答案。横坐标表示窗口的终点。横坐标的第一点对应着[1997. 1. 2—2001. 3. 5] 区段,第二点对应着[1997. 1. 2—2001. 3. 6] 区段,最后一点是[1997. 1. 2—2004. 4. 30] 区段。以 1997 年 1 月 2 日为起点,区间窗口长度时变,星期五效应一直持续到 2001 年 9 月 14 日,从此不再出现;星期二效应没有出现。市场趋于弱式有效的结论得到了佐证,只是星期五效应在 5%水平显著持续了更长时间,但在 1%水平上,星期五效应从 1997 年开始就从未出现过。有意思的是,随着窗口的延长,两种效应均越来越不显著。图 7 的最后观察值与图 6 的第一个观察值所对应的样本区间一致,所以图形显示的数值也是完全一样的。

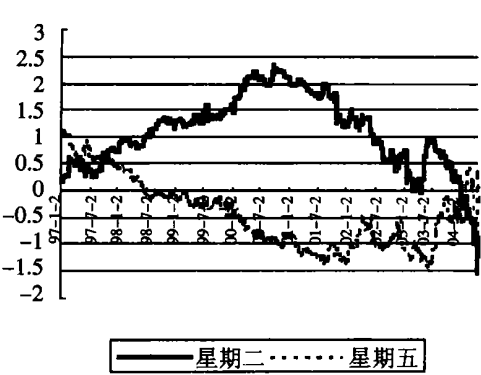


图6 2004年4月30日为终点的变化窗口长度的星期效应的t值变化图

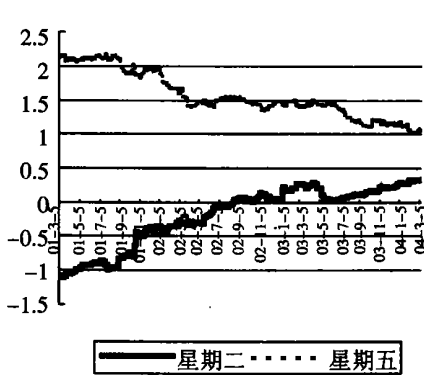


图7 1997年1月2日为起点的星期效应的t值变化图

3. 月份效应的实证结果

本节简单给出我国股市月份效应的检验, 本节以深圳成份指数和中信小盘股指数为例。图8和图9是运行式(6)、(3)和(4)后得到的, 基于 GARCH—GED(1, 1)的窗口 1500 天的深圳成份指数和小盘股指数的一些较为明显的月份效应图。可以看到, 深圳成份指数存在较为显著的十二月份效应, 只是在 1998 年后有所减弱; 四月份和三月份效应交替显著, 1996 年前, 四月效应非常显著, 而之后让位于三月效应。一月份效应非常不明显。

图9 看出, 小盘股的一月份效应远较深圳成指明显, 小盘股一月份效应在 1996 年以前开始的 1500 天的窗口始终存在, 虽然在 1996 和 1997 开始的窗口不显著, 但数值始终为正, 1998 年之后的窗口则至少在 10% 水平上显著。小盘股的三月份效应更加明显, 在整个样本区间始终存在。四月份效应逐渐减弱。1996 年下半年开始, 小盘股九月份的收益显著为负。十二月份效应远较深圳成指微弱, 并不显著。

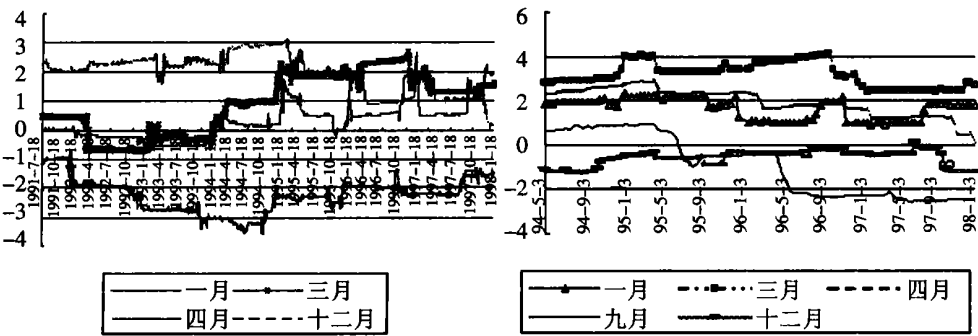


图8 深圳成份指数1500天的月效应的t值变化图 图9 小盘股指数1500天的月效应的t值变化图

总之, 中国股市整体指数的一月份效应并不显著, 但小盘股指数较为显著, 这与国外研究相近; 也证明股市一月份效应与样本的选择有较大关系。三月份和四月份收益为正, 交替显著; 九月份和十二月份收益为负, 较为显著; 中国股市存在显著为负的 12 月份效应, 但是近年来逐步消失, 证实了股市存在“春涨”、“冬藏”等现象。

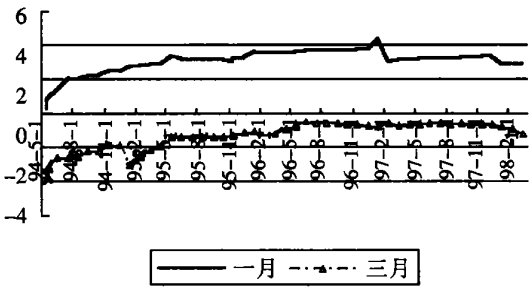


图10 方差模型 1500 天窗口长度的月份波动效应 γ 系数的 t 值变化图

以下我们将运用样本滚动法进一步考察中信小盘股一月和三月的波动变化问题。运行式(2)、(3)和(5), 得到 λ_k , 若其显著为正, 则表明第 k 月的波动率显著高于其他交易日。图 10 显示出, 小公司一月份的波动非常明显地高于年内其他月份, 正值一直显著。

三月份的波动较小, t 值一直为负值, 虽然通常不显著。可以看到, 小公司一月效应与高风险联系在一起, 这可能与一月不确定因素较多, 又面临春节长假有关。三月份的收益最高, 而风险却较小, 波动幅度低于年内其他月份。

四、分析与评论

本文首次运用滚动样本检验方法, 准确反映出日历效应的时变特征, 给出全景式的结论。同时运用基于广义误差分布的 GARCH 模型, 这使得本文结论具有较强的稳健性。本文的主要结论归结为: 1. 中国股市的早期具有明显的星期五效应, 周五的波动程度并不比其他交易日高, 这种高的收益率并不是来自于该日的风险溢价, 应该确认为异常收益, 但从 1998 年开始星期五效应消失。星期二效应也只是出现在市场的早期, 不具有稳健性。在研究中, 对数据的仔细考察非常必要, 例如 1995 和 1996 年星期五效应非常强烈, 在分段检验时, 只要包含了这两年的数据, 肯定会发现星期五效应, 而容易得出误导性的结论。2. 股市月份效应缺乏稳健性, 但是总体上, 小盘股一月份效应微弱存在着, 但是, 一月份风险最大。三月份效应更为明显。3. 对中国股市日历效应的确认, 受到样本区间的起始点和窗口宽度的显著影响, 也受到估计方法的影响, 本文发展的滚动检验方法在这三个重要因素方面都考虑得比较充分。得到的结论应该还是比较全面的。

在 1995 年 1 月 1 日之后, A 股市场改为实施 $T+1$ 清算体系。星期一至星期四都实行 $T+1$ 交收制, 但星期五实际上是 $T+3$ 交收制。这种交收制度的不同造成星期五的资金成本高于一周内的其余交易日, 高资金成本就会要求有较高的收益率, 这是星期五效应产生的可能原因。那么, 星期五效应为何从 1998 年逐渐消失呢? 可能的解释是当投资者发现周末效应的存在后, 将会利用这一现象改变投资策略。这样, 随着套利行为的增加, 周末效应开始逐渐减弱。近期甚至短暂出现了相反的效应。一旦市场发现了星期效应, 投资者就可以通过调整投资策略(在某些特定的时间买入、卖出)获得超常收益。但是投资者的套利行为会改变股票市场的价格变化规律, 这样, 就种下了该效应自我毁灭的种子。以上对星期效应检验的结果印证了这样的变化。股票市场所固有的竞价机制使得市场参与者之间的关系如同基本厂商竞争模型所预见的竞争关系, 这种信息竞争关系使资本市场处于一个稳定的、自我调节的均衡状态, 对信息相互追逐的竞争机制提供了有效性的制约与平衡, 从而使超额利润趋向零。可以说, 有效市场上的竞争早已把任何有利之处(包括研究者提出的星期效应)给消除了。星期效应消失恰恰佐证了中国股市有效性的提高^①。

中国股市的微弱的十二月效应和比较显著的交替出现的三月和四月效应, 可以从中国股市的制度特征给出合理的解释。中国股市上涨动力至今仍然是资金推动的, 而其中的大部分是国有资金或者企业挪用款, 这些国有资金到了十二月, 会面临银行资金的抽回和结帐等的压力和约束, 要抽回资金就必须抛售股票, 十二月因此出现了普遍的下跌。而来年春季, 许多国有企业年初的银行贷款重又流入了股市。机构完成了资产的评估、

^① 我们对深圳股市作了类似的检验, 同样发现深圳股市的星期效应在 1997 年之后非常不显著。

头寸结算和收益分配,制定了新一年的投资计划;中小投资者在春节刚过之后手头有了余钱,又回到市场。在这个意义上,上海股市微弱的月份效应是资金面运动规律的体现。从每年十二月的交易量和换手率基本是全年最低的,以及每年春季交投都很活跃可以佐证这一点。中国股市的另一特征是“政策市”,政策对股市影响巨大。从实际情况看,利好政策往往是在年初第一季度酝酿或流传,到二季度出台,所以在2、3月份利好政策流传时行情开始反转并逐渐达到高潮^①。这种“冬藏夏收”的特征从1995年开始几乎每年出现,为什么普通投资者没有利用这个机会呢?这是因为,投资机构和中小散户的投资博弈中,大机构在资金、信息的来源等方面占据了有利地位,个体投资者存在的“过度自信”、“频繁交易”等心理特征易被大机构利用。中小散户往往在股价较高的五六月份入市追涨,结果深度套牢。因此,如果股市的资金来源发生了变化,或者重大股市政策颁布的时间发生变化,这种月份效应可能就不会存在了^②。

本文的可能扩展,一是研究交易量、换手率的日历效应。二是推广到其他股市,看看这些股市的日历效应是否稳定存在。本文提出的滚动检验方法还可以应用到对其他市场异象,对惯性策略和反转策略是否具有稳定性的研究中。

参 考 文 献

1. 奉立城, 2000,《中国股票市场的周内效应》,《经济研究》第11期。
2. 汪伟, 2002,《中国股市“规模效应”和“时间效应”的实证分析——以上海股票市场为例》,《经济研究》第10期。
3. 张兵、李晓明, 2003,《中国股票市场的渐进有效性研究》,《经济研究》第1期。
4. 张仁良、胡斌,《亚太地区股票市场投资策略》,经济科学出版社1998。
5. 赵留彦、王一鸣, 2004,《中国股市收益率的时变方差与周内效应》,《世界经济》第1期。
6. Agrawal A., Tandon, K., 1994, “Anomalies or illusions evidence of stock markets in 18 countries”, *Journal of International Money and Finance* 13(1), 83—106.
7. Bollerslev T., 1986 “Generalised conditional autoregressive heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics* 31, 307—327.
8. Campbell, J. Y., A. W. Lo and A. C. MacKinlay, 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
9. Jaffe, Jeffrey and Westerfield, 1985, “The Week—End Effect In Common Stock Returns: The International Evidence”, *Journal of Finance* 40(2), 433—454.
10. Keim, D. B. and Stambough, R. F., 1986, “Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns”, *Journal of Finance*, 39, 819—835.
11. Kiyamaz Halil and Berument, Hakan, 2003, “The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence”, *Review of Financial Economics*, 4, 363—380.
12. Kilman Shin, 陈维政等, 2003,《亚洲股市中的一月效应——韩国、东京、雅加达、上海和标准普尔500》,《中国金融学》第一卷第二期。
13. Lakonishok, Josef and Maurice Levi, 1982, “Weekend Effects On Stock Returns: A Note”, *Journal of Finance* 37, 883—889.

① 例如1998年上半年有降息、投资基金、资产重组等利好传闻,行情从1000点涨到1400点,6月份降息消息兑现时,市场也进入了调整阶段。1999年3月份也有一段1000多点的行情,是政策强力推动的波澜壮阔的5.19行情的预演。2000年的利好政策同样是在年初出台,集中而且力度较大,给当年的行情注入前所未有的活力。

② 有趣的是本文初稿完成后的2004年6月,中国股市遭遇到“黑色”的六月。1995年开始显现的红六月效应消失。

14. Michael Reutter, Jakob von Weizsäcker and Frank Westermann, 2000, "Septem Bear A Seasonality Puzzle in the German Stock Index DAX", University of Munich working paper.
15. Mustafa and Bulent, 1983, "Stock Market Seasonality: Internal Evidence", Wharton School working paper
16. Rajen Mookerjee and 俞乔, 1999, "An empirical analysis of the equity markets in China", *Review of Financial Economics*, Volume 8 Issue 1, 41—60.
17. Ross, 1989, "Information and Volatility — The No—Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevance", *Journal of Finance*, 44, 1—17.
18. Rozeff, M. S. and Kinney, W. R., 1976, "Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 3 371—86
19. Schwert, G. William, 2002, "Anomalies and Market Efficiency", NBER Working Paper No. W9277.

Abstract: The paper uses rolling sample tests to investigate calendar effect in China's stock market. We utilize GARCH (1, 1)—GED model and identify the time varying nature of weekday effect. Since 1997, day—of—the—week effect has seemed to disappear in China's market. Monthly effect is not significant, although small January effect exists.

Key words: Day—of—the—week Effect, Stock Market, Rolling Sample Tests

(特约编辑:张怀清)(校对:LN)