

# 中国股市收益率的时变方差与周内效应

赵留彦 王一鸣\*

**内容提要** 对于中国股市收益率是否存在周内效应尚缺乏共识。本文采用交叠 (overlapping) 样本方法与分段取样方法,通过 GARCH模型,检验沪深两市指数收益率的周内效应,得出的结论是:第一,中国股市的早期阶段(大约 1994年前)周一的收益率显著为负,而中间更长时期存在显著的周五正收益,不过这种“周五效应”从 1998年左右开始趋于弱化。第二,无论是周五的高收益还是周一的低收益,都不是源于风险溢价的变化。因为周五的收益波动幅度并没有明显增加,周一的波动幅度反而较高,我们认为后者是由于周六和周日两个非交易日里也有信息为交易者吸收所致。

**关键词** 股市收益率 周内效应 GARCH-t模型 交叠样本方法

## 一 引言

周内效应 (day-of-the-week effect) 是指一周中某个交易日股市的平均收益明显不同于其他交易日的现象。在美国,有大量的证据表明周一平均收益率显著为负而周五显著为正 (French, 1980; Gibbons and Hess, 1981; Keim and Stambaugh, 1984)。因此一般又称为周一效应 (monday effect)或周末效应 (weekend effect),对其他国家的研究表明这种周内效应在世界范围内都广泛存在,尽管不是所有国家收益率异常值都出现在周一或周五,例如 Jaffe 和 Westerfield (1985)发现日本和澳大利亚股市平均收益在周二最低。

周末效应看起来似乎与有效市场假定相背离,因为这种效应的存在意味着股票投资者可能从中获取套利机会。比如,其他条件不变时,投资者可以在周一收盘前买入而在周五收盘前卖出股票,从而获得异常收益。然而换个角度看,收益一

定程度上可预测并不必然意味着市场的无效,因为一旦考虑到现实中存在股票的交易成本,微小的超额收益并不足以造成套利机会;而且,收益率的变化还可能由股市风险变化产生的时变风险溢价所致。

对于周末效应的解释是多角度的,例如观测误差、收益公告的发布时间、个人和机构投资者的交易行为、风险溢价的变动等。不少解释看起来针对某个情况是合适的,然而考虑到世界范围内这种周末效应的广泛存在,还没有哪个解释能得到广泛的认同。

此前也有一些文章考察中国沪深市场中的周内效应 (如奉立城, 2000; 陈超与钱苹, 2002)。然而迄今在中国股市周内效应的存在性方面尚缺乏共识。原因在于如下两个方面:第一,由于中国股市

\* 赵留彦: 北京大学经济学院 100871 电子信箱: zly@ccermail.net 电话: 010-51604410; 王一鸣: 北京大学经济学院和北京大学中国金融研究中心 100871

此文的写作受益于同姚琦伟的讨论,同时,我们还感谢三位匿名审稿人对初稿的评论以及社会科学基金 (02CJL007) 的资助。

设立时间较短,法规和监管不完善,股价波动在很大程度上是受政策和庄家制约,而不完全是市场自发调控。正是因为政策和庄家控制缺乏时间序列的连续性,加之股市正处于快速成长期,所以不同的样本区间可能呈现出截然不同的统计特征,这使得仅取其中较短的一段样本时得出的结论缺乏稳健性(robustness)。第二,统计方法上的区别。以往一些有关中国周内效应的文献中仅通过简单设立哑变量(dummy variables)来区别周一到周五的平均收益率。我们知道,股市日收益率展示出极强的时变方差(ARCH,或称“自回归条件异方差”)行为,不考虑这种异方差行为而简单进行最小二乘估计得出的参数估计值及其显著性可能是不可靠的。

Chen Kwok与 Rui(2001)通过 GARCH(1,1)模型模拟了收益率的这种时变方差现象,然而该文取样仅截至1997年前,正如作者在文中所指出的,中国股市中周末效应的确认不仅取决于估计的方法,还取决于估计所用的样本区间。在中国,股市的快速发展变化,使1994年前后出现了不同的周内效应特征。

事实上,以往的一些文献也注意到了股市结构性特征的快速变化,故往往以重要的政策性事件为依据,将样本分成不同区间来检验周内效应。例如 Chen Kwok与 Rui(2001)以公司法颁布为依据将数据分为1995年前后两个时段,陈超与钱苹(2002)以1996年底的涨跌停板制度为界划分样本,这是在中国股市结构特征多变条件下常用的办法。然而,过去10年股市中发生过很多重大的政策性事件,选取哪些事件来划分样本区间有相当大的随意性;而且,由于中国股市设立时间短,对样本划分太多区间会导致每个区间中观测量过少,减少了参数估计结果的稳定性和可信度。

在样本量有限的情况下,为了尽可能减少股价频繁变动的影响,从而获得相对稳定的统计结果来判断沪深股市是否存在周内效应,本文不采用传统的以政策性事件为依据的划分办法,而是主要采用交叠样本方法,以4年为一段(样本量约为1000),对每个市场都分为6段来考察1993-

2001年间沪深两市的周内效应(如图1)。这种交叠样本方法比单独截取每年样本(样本量约为250)进行检验的优势在于扩大了每个区间的样本容量,从而增加了参数估计结果的可信度。将1993-2001年的整个样本划分为多个子样本区间还划分开了中国股市中发生的几个具有较大影响的政策性事件。然而交叠取样同样存在不足之处,就是每年的观测都处于多个样本时段内,例如1997年同时处于中间的4个时段,如果该年的特征足够强烈,则这4个时段都可能受到影响。故我们下文还辅以非交叠的分段办法来弥补这个缺陷。

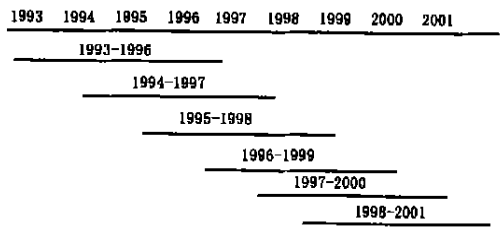


图1 交叠样本方法下的6个子样本区间划分  
(1993年1月至2001年12月)

本文对周内效应研究的第二点扩展在于,我们的模型综合考虑了收益率水平变动同时伴随着的波动变化状况,这可视为是对 Chen Kwok与 Rui(2001)模型的改进。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。这种情况下不应断言存在套利机会。本文分析结果显示,收益率的条件均值和条件波动之间并不存在同向变动关系,因而较高或较低的收益都不是源于风险溢价的调整,而应归为异常收益。

本文以下结构的安排是:第二部分介绍了沪深两市收益率的统计特征,由于收益率序列显示出很强的ARCH效应,因此考虑引入广义自回归条件异方差模型(GARCH);第三部分详细讨论了GARCH模型的经验分析结果;最后总结性给出全文主要结论。

## 二 数据和方法

本文使用沪深两市(上证指数和深证成指) 1993年1月4日至2001年12月31日的日收盘指数,沪市有2213个观测值,深市2201个观测值,数据来自“中国股票市场交易数据库查询系统”。日收益率(百分比)的计算采用对数收盘指数之差,计算方程式为:

$$r_{i,t} = 100 \times \log\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) \quad (1)$$

式中, $r$ 代表收益率, $P$ 代表股市收盘指数,下标 $i$ 指股票市场,文中分别代表沪市和深市。

表1列出了沪深两市日收益率的主要统计特征。

表1 沪深两市日收益率的主要统计特征  
(1993年1月4日至2001年12月31日)

	沪市	深市
均值	0.0318	0.0152
标准差	2.64	2.39
偏度	1.292	0.707
峰度	20.49	14.96
Jarque-Bera	28821[0.00]	13303[0.00]
d(收益率)	-0.010[0.63]	0.024[0.25]
$Q(5)$	0.043[0.04]	0.035[0.09]
$Q(6)$	-0.076[0.00]	-0.052[0.02]
$Q(20)$	59.80[0.00]	31.91[0.04]
d(平方收益率)	0.143[0.00]	0.127[0.00]
$Q^2(20)$	694[0.00]	327[0.00]

说明: $Q(n)$ 为滞后 $n$ 阶股市收益率的Ljung-Box  $Q$ 统计量(服从自由度为 $n$ 的卡方分布), $Q^2(20)$ 为平方收益率滞后20阶的Ljung-Box  $Q$ 统计量(服从自由度为20的卡方分布), $Q(n)$ 和 $Q^2(20)$ 分别用以表明两个序列的高阶自相关性。两个 $d$ 分别指收益率和平方收益率的一阶自相关系数,分别用以表明两个序列的低阶自相关性。中括号中为 $p$ 值,即拒绝原假定所犯错误(第一类错误)的概率——对于 $d$ 和 $Q$ 统计量而言,原假定为不存在序列相关。

表1数据显示,1993—2001年,两个市场的日平均回报率均为正。两个市场日收益率的标准差或者说波动幅度相似,不过这一波动幅度高于

成熟市场,<sup>①</sup>表明中国股市风险较大。收益率的一阶自相关系数不显著,不过 $Q(20)$ 统计量却表明每个市场的收益率序列都存在高阶自相关,进一步检查收益率序列的相关图发现,滞后5阶和滞后6阶的自相关函数最为显著,说明收益率的这种相关性可能是由周内效应引起。

表1中两市收益率正的偏度和过高的峰度显示这两个序列不是正态分布。<sup>②</sup>两市的偏度为正意味着坐标轴右侧的厚尾特征更明显;另外收益率非正态分布的原因还主要是源于过高的峰度所揭示的厚尾(fat-tailed)特征。经验表明,收益率序列的时变方差(ARCH效应)会导致这种特征,而表1中平方收益率序列明显的低阶和高阶自相关性也证实了ARCH效应的存在。

为了检验每周中周一至周五每个交易日的平均回报率是否有显著差异,我们设立如下形式的哑变量回归模型:

$$r_t = \sum_{k=1}^5 \gamma_k D_{k,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

这里, $r_t$ 为 $t$ 日的市场收益率, $D_{k,t}$ 为每周第 $k$ ( $k=1$ 至周5)交易日的哑变量,即仅在周 $k$ 时取1,其他时间取0。通过检验式(2)中的哑变量系数 $\gamma_k$ 是否显著从而判断中国股市是否存在周内效应。

由表1我们已经认识到收益率的波动展现出很强的时变性和聚类性。回归中忽略这种异方差效应可能会导致式(2)中无效的参数估计,因此在估计式(2)时采用利用Bollerslev(1986)提出的自回归条件异方差(GARCH)模型。有关GARCH模型的文献中一般假定条件残差服从正态分布,尽管这时残差的无条件分布峰度会高于3,但这往往不足以模拟金融收益率中的高峰厚尾特点,根据Bollerslev(1987),可用 $t$ 分布来拟合式(2)的条件残差以提高估计效率。综合式(2)和残差的

① 对比Chen Firth与Rui(2001)对9个成熟市场的统计结果。

② 在高斯分布假定下,收益率偏度均值为0,标准差为 $\sqrt{6/T}$ ,峰度均值为3,标准差为 $\sqrt{24/T}$ 。 $T$ 为样本总量,其中沪市 $T=2213$ ,深市 $T=2201$ 。

ARCH效应,设立如下形式 GARCH-t(1,1)模型<sup>①</sup>:

$$r_t = \sum_{k=1}^5 \alpha_k D_{k,t} + \varepsilon_t$$

$$f(\varepsilon_t | I_{t-1}) = \frac{\Gamma[(\nu+1)/2]}{c^{1/2} \Gamma(\nu/2)} (\nu-2)^{-1/2} h_t^{-1/2} \times$$

$$\left[ 1 + \frac{\varepsilon_t^2}{h_t(\nu-2)} \right]^{-\frac{(\nu+1)}{2}} \quad (3)$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (\alpha_1 + \beta_1 = 1)$$

这里,  $f(\cdot)$  为条件密度,  $I_{t-1}$  代表  $t-1$  期的信息集合;  $\Gamma[\cdot]$  为 gamma 函数。  $\nu$  是  $t$  分布的自由度,  $\nu$  趋于无穷大时,  $t$  分布便是正态分布(一般认为,自由度大于 20 时就相当接近正态分布了),为了保证  $t$  分布二阶矩的存在,必须有  $\nu > 2$  以往对中国股市日收益率所建立的 GARCH 模型一般认为  $\alpha_1 + \beta_1$  接近于 1(赵留彦和王一鸣, 2003),因此这里我们直接采用 IGARCH(integrated GARCH)模型<sup>②</sup>。设样本量为  $T$ , 模型(3)的对数似然函数为:

$$l(\theta) = T \log \left\{ \frac{\Gamma[(\nu+1)/2]}{c^{1/2} \Gamma(\nu/2)} (\nu-2)^{-1/2} \right\}$$

$$- \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log h_t - \frac{\nu+1}{2} \sum_{t=1}^T \log \left( 1 + \frac{\varepsilon_t^2}{h_t(\nu-2)} \right)$$

式(3)均值方程中,即使估计出某个哑变量的系数  $\alpha_k (k=1, \dots, 5)$  显著大于 0,也未必说明周  $k$  就存在异常收益,因为金融理论表明预期风险高的资产应该获得更高的预期收益,例如根据 Merton 的跨期 CAPM 模型,市场组合的预期超额收益与其条件方差线性相关。如果某一交易日收益高的同时风险也高,这种高收益仍可能是合理的。Engle 等(1987)的 GARCH 均值(GARCH-M)模型被认为综合考虑了风险与收益的关系,相对于式(3),该 GARCH-M 模型的基本思想是在其均值方程中加入条件方差项( $h_t$ )或者条件标准差项( $\sqrt{h_t}$ ),例如为了考察在考虑到时变风险后周  $k$  是否还具有显著的高收益,可以设立均值方程,如式(4)或(4'):

$$r_t = \sum_{k=1}^5 \alpha_k D_{k,t} + \sqrt{h_t} \varepsilon_t \quad (4)$$

$$r_t = \sum_{k=1}^5 \alpha_k D_{k,t} + \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}} \quad (4')$$

如果  $V$  和  $V'$  为正而这时  $\alpha_k$  不再显著,这表明周  $k$  的高收益主要来自该交易日的风险溢价。由于该模型综合了金融风险与收益的关系,有一定的金融理论基础,因而直观上很具吸引力,然而大量的经验分析结果并不支持  $V > 0$  (Glosten 等, 1993)。更重要的是,本文中当我们分别对均值方程具有式(4)和式(4')形式的两个模型进行最大似然估计时,对于同样的样本和符号往往并不一致,说明 GARCH-M 模型缺乏稳定性,该模型的其他诸多经验结果也得出了类似的结论。因此这里我们不采取这种均值设定形式,而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(3),条件均值方程不变,而条件方差方程设定形式改变为:

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \lambda_k D_k$$

$$\alpha_1 + \beta_1 = 1$$

这里如果  $\lambda_k$  显著为正,则表明  $k$  周的波动率显著高于其他交易日。

### 三 经验分析结果

表 2 列出了对于 1993—2001 年整个样本区间,式(2)参数的最小二乘估计结果。沪深两市结论相似,均仅有周五的收益率显著为正,而其他交易日的收益不显著。表中最后一行是检验周五的收益率是否与各日平均收益率相等的 F 统计量(wald 检验),表明每个市场中周五的收益率都显著高于平均收益率。D.W. 统计量接近于 2,因而不存在一阶序列相关。还值得注意的是,两个

① 关于 GARCH 族类模型滞后阶数的选取尚缺乏为大家共同接受的标准,不过以往的研究一般认为 GARCH 项和 ARCH 项滞后阶数都取为 1 便足以描述金融市场的波动状况。例如, Lamoureux 与 Lastrapes (1993) 认为 GARCH(1,1) 或者 EGARCH(1,1) 形式能够很好地评估条件方差,其他支持 GARCH(1,1) 形式的证据可见 Hamilton (1994)。下文残差检验的结果表明, GARCH(1,1) 对于拟合中国股市收益率的波动情况也是合适的。

② IGARCH 模型的无条件方差不存在,方差过程也不是弱平稳的,然而有趣的是,可以证明其是严平稳的 (Nelson, 1990)。

OLS回归的拟合优度仅为 0.004,说明市场收益率的波动相当大程度上是随机的,能够用周内效应来进行解释的比例相当小,因而即使存在套利机会,这种机会也必定十分有限。

如前所述,表 2 中的这种简单的 OLS 回归没有考虑到收益率序列的时变方差情形,因而得出的参数估计结果并不严格,而仅能给出我们关于中国股市中周内效应的初步认识。为了精确地考察中国股市中是否存在周内效应,我们进一步采用上节介绍的 GARCH-t 模型进行参数的最大似然估计。

正如 Chen Kwok 与 Rui (2001) 文中所言,中国股市中周末效应的确认不仅取决于估计的方法,还取决于估计所用的样本区间。为了尽可能减少股价行为频繁变动的影响,从而获得相对稳定的统计结果来判断沪深两个市场是否存在周内效应,我们首先采用交叠样本方法,以 4 年为一段对每个市场都分为 6 段考察了 1993—2001 年沪深两市的周内效应。这种交叠样本方法扩大每个区间的样本容量同时还划分开了股市中发生的几个具有较大影响的政策性事件,如 1994 年底公司法颁布实施 (Chen Kwok 与 Rui (2001) 划分样本区间的依据)、1996 年底开始实施的涨跌停板制度 (陈超与钱苹 (2002) 划分样本区间的依据)、2000 年底的深市停发新股政策等。

表 2 参数最小二乘估计结果

(样本: 1993 年 1 月 4 日至 2001 年 12 月 31 日)

变量或参数	$r_t = \sum_{k=1}^5 \alpha_k D_{k,t} + \bar{X}$	
	沪市	深市
周一	- 0.0778 (- 0.61)	- 0.0584 (- 0.51)
周二	- 0.1639 (- 1.28)	- 0.1546 (- 1.36)
周三	0.2017 (1.59)	0.1150 (1.01)
周四	- 0.0615 (- 0.48)	- 0.0831 (- 0.73)
周五	0.2604 (2.04)*	0.2504 (2.19)*
R <sup>2</sup>	0.004	0.004
D.W.	2.014	1.945
F	3.20 [0.07]	4.22 [0.04]

说明: 小括号中为相应参数的  $t$  统计量; 中括号中为  $p$  值; \* 表示在 10% 水平上显著, \*\* 表示在 5% 水平上显著, \*\*\* 表示在 1% 水平上显著。下表同。

表 3 中列出了 1993 年初至 2001 年底采用交叠样本方法对沪深两市周内效应的估计结果。对比表 3(A) 和表 3(B) 可以看出, 中国股市设立的早期阶段 (例如 1994 年以前), 与美国市场一致, 沪深两市都存在显著的“周一效应”, 周一每个市场的收益率都显著为负, 而这段时间内除周一外的其他几个交易日收益率都不存在异常现象。

然而从表 3(A) 中的沪市情况来看, 这种“周一效应”约在 1994 年以后就不复存在了, 代之以显著为正的“周五效应”, 与美国市场的有关研究结果一致。周五的所有值都不显著, 表明该日股价波动并没有显著增大, 周五的这种高收益不能用风险溢价予以解释。值得注意的是约在 1996—1997 年沪市除存在周五效应外, 周三还存在较为明显的正收益, 但持续时间较短, 缺乏稳定性。

表 3(B) 表明: 1994 年以后深市与沪市类似, 也存在收益率显著为正的“周五效应”, 而且周五的波动率并没有明显增大。与沪市不同之处在于, 在任何时段我们都没有发现深市存在较高的周三收益率现象, 而在某些时段 (大约 1995 年以前和 1998 年以后) 周一的收益率显著为负, 表明深市中可能还存在一定程度的“周一效应”。

表 3(A) 和表 3(B) 中沪深两市各个区间的残差检验结果表明, 在类似式 (3) 均值方程中周一至周五哑变量设定形式下, 标准化残差基本不再存有序列相关现象。回顾表 1 中有关收益率序列存在高阶自相关的结论, 可以认为这种自相关性主要是源于收益率的周内效应。另外,  $Q^2(20)$  统计量均不显著, 这意味着经由 GARCH(1, 1) 模型滤波后的残差序列也不再存有时变方差现象。对比表 1 中两市收益率序列存在 ARCH 效应的有关结论, 说明 GARCH(1, 1) 模型充分拟合了中国股市收益率波动特征。

对于两个市场,  $t$  分布的自由度都远小于 20, 表明残差的厚尾特征很明显, 因此模型中的条件残差服从  $t$  分布的假定应该比常用的正态分布假定更为合适。在某些样本区间中不存在四阶矩, 而以往针对美国市场的相关研究结果大多能保证四阶矩的存在。这说明相对于成熟市场, 中国股市波动更大, 从而收益率体现出更强的厚尾特点。

表 3( A) 沪市参数最大似然估计结果 (样本: 1993 年 1 月 4 日至 2001 年 12 月 31 日 )

变量或参数	1993- 1996	1994- 1997	1995- 1998	1996- 1999	1997- 2000	1998- 2001
均值方程						
周一	- 0. 4904 (- 2. 99)* **	- 0. 1232 (- 0. 99)	0. 0822 (0. 84)	0. 0752 (0. 85)	0. 0705 (0. 89)	- 0. 0082 (- 0. 12)
周二	- 0. 1753 (- 1. 05)	- 0. 1288 (- 0. 91)	- 0. 0894 (- 0. 79)	- 0. 0985 (- 0. 97)	0. 0253 (0. 29)	0. 1212 (1. 55)
周三	- 0. 1164 (- 0. 85)	0. 0974 (0. 79)	0. 1662 (1. 64)	0. 1915 (2. 04)* *	0. 1905 (2. 42)* *	0. 0890 (1. 23)
周四	- 0. 1742 (- 1. 31)	- 0. 1336 (- 1. 03)	- 0. 1052 (- 1. 05)	- 0. 0565 (- 0. 61)	- 0. 0037 (- 0. 04)	- 0. 0690 (- 0. 90)
周五	0. 1435 (1. 13)	0. 3312 (2. 41)* *	0. 3360 (3. 10)* **	0. 3302 (3. 25)* **	0. 2217 (2. 41)* *	0. 1389 (1. 90)*
方差方程						
$T_0$	0. 7907 (2. 09)* *	0. 8266 (2. 48)* *	0. 8307 (2. 65)* **	0. 4636 (1. 99)* *	0. 0711 (0. 62)	0. 1266 (2. 50)* *
$T_1$	0. 4281 (7. 34)* **	0. 3699 (6. 39)* **	0. 3843 (6. 07)* **	0. 4073 (7. 16)* **	0. 2350 (5. 89)* **	0. 2159 (5. 41)* **
$v$	3. 237 (13. 16)* **	3. 337 (12. 35)* **	2. 964 (13. 79)* **	3. 628 (9. 45)* **	4. 279 (8. 54)* **	4. 175 (8. 35)* **
$\lambda$						
$\lambda_1$	4. 2914 (2. 81)* **					
$\lambda_2$						
$\lambda_3$				0. 1165 (0. 21)	- 0. 0245 (- 0. 07)	
$\lambda_4$						
$\lambda_5$		0. 6940 (0. 66)	0. 1873 (0. 23)	0. 1161 (0. 21)	0. 3376 (1. 30)	- 0. 1303 (- 0. 60)
对数似然值	- 2414. 56	- 2263. 86	- 2004. 65	- 1897. 47	- 1710. 09	- 1578. 08
残差检验						
$Q(20)$	19. 13[0. 51]	12. 89[0. 88]	10. 73[0. 95]	26. 97[0. 14]	14. 26[0. 81]	27. 42[0. 12]
$Q^2(20)$	3. 06[1. 00]	1. 86[1. 00]	1. 67[1. 00]	12. 03[0. 91]	10. 73 [0. 95]	18. 04[0. 58]

说明: 1.表中的参数值经过以下两步最大似然估计而得: 第一步,估计 IGARCH- $t(1, 1)$ 模型,  $\alpha_k > 0(k = 1, \cdots, 5)$  表明第  $k$  日收益率较高,  $\alpha_k < 0$ 则表明第  $k$  日收益率低于平均值  $r_t = \sum_{k=1}^5 \alpha_k D_{k,t} + \beta_0, \beta_1 |I_{t-1}| \sim t_v, h_t = \beta_0 + \beta_1 \alpha_{t-1} + \beta_2 |h_{t-1}|, \beta_1 + \beta_2 = 1$  第二步,根据第一步中均值方程的参数  $\alpha_k$  的显著性,在方差方程中加入相应的哑变量用以衡量该日的波动程度是否有明显变化 若  $\alpha_k$  显著则模型修正为:  $r_t = \sum_{k=1}^5 \alpha_k D_{k,t} + \beta_0, \beta_1 |I_{t-1}| \sim t_v, h_t = \beta_0 + \beta_1 \alpha_{t-1} + \beta_2 |h_{t-1}| + \beta_3 D_{k,t}, \beta_1 + \beta_2 = 1$  结果表明,第一步和第二步均值方程中参数的估计值及其显著性没有明显变化。表中列出的参数估计值是经过第二步而得的最终结果。

2.为了保证验证参数估计的稳定性,表中采用交叠样本 (overlapping)方法,第一列样本区间为 1993年初至 1996年底,第二列为 1994年初至 1997年底,以后类推,样本区间依次向后滑动一年。

3.表中最下列一栏为残差检验结果,  $Q(20)$ 表示标准化残差 (残差除于条件标准差)滞后 20 阶的 Ljung-Box  $Q$  统计量;  $Q^2(20)$ 表示标准化平方残差 (平方残差除于条件方差)滞后 20 阶的 Ljung-Box  $Q$  统计量,两个统计量均服从自由度为 20 的卡方分布 (这里列出的结果没有对自由度进行参数个数的调整,事实上,减去某个参数之后关键性结论一般没有变化)。下表同。

表 3(B) 深市参数最大似然估计结果(样本: 1993年 1月 4日至 2001年 12月 31日)

变量或参数	1993- 1996	1994- 1997	1995- 1998	1996- 1999	1997- 2000	1998- 2001
均值方程						
周一	- 0. 4960 (- 3. 94) <sup>***</sup>	- 0. 2620 (- 1. 99) <sup>*</sup>	- 0. 0214 (- 0. 22)	0. 0119 (0. 12)	- 0. 1512 (- 1. 71) <sup>*</sup>	- 0. 2448 (- 2. 80) <sup>***</sup>
周二	- 0. 1867 (- 1. 28)	- 0. 1097 (- 0. 78)	- 0. 1559 (- 1. 39)	- 0. 1909 (- 1. 66) <sup>*</sup>	- 0. 0997 (- 1. 03)	- 0. 0113 (- 0. 12)
周三	- 0. 1866 (- 1. 56)	- 0. 0496 (- 0. 43)	0. 0089 (0. 09)	0. 0634 (0. 55)	0. 0951 (0. 99)	0. 0169 (0. 21)
周四	- 0. 1824 (- 1. 51)	- 0. 1788 (- 1. 58)	- 0. 1863 (- 1. 82) <sup>*</sup>	- 0. 1182 (- 1. 13)	- 0. 0303 (- 0. 34)	- 0. 1466 (- 1. 95) <sup>*</sup>
周五	0. 1519 (1. 34)	0. 2320 (2. 00) <sup>**</sup>	0. 3476 (3. 19) <sup>***</sup>	0. 3086 (2. 74) <sup>***</sup>	0. 1721 (1. 89) <sup>*</sup>	0. 1278 (1. 71) <sup>*</sup>
方差方程						
$\tau_0$	0. 3126 (2. 16) <sup>**</sup>	0. 1414 (0. 69)	0. 3420 (2. 41) <sup>**</sup>	0. 2599 (2. 56) <sup>**</sup>	0. 2012 (2. 49) <sup>**</sup>	- 0. 0252 (- 0. 28)
$\tau_1$	0. 3491 (7. 35) <sup>***</sup>	0. 3303 (7. 14) <sup>***</sup>	0. 2993 (6. 71) <sup>**</sup>	0. 292 (6. 92) <sup>***</sup>	0. 2366 (6. 33) <sup>***</sup>	0. 1645 (5. 52) <sup>***</sup>
$\nu$	4. 215 (10. 92) <sup>***</sup>	3. 928 (11. 83) <sup>***</sup>	3. 635 (11. 90) <sup>*</sup>	4. 691 (7. 78) <sup>***</sup>	4. 103 (8. 86) <sup>***</sup>	4. 636 (6. 79) <sup>***</sup>
$\lambda$						
$\lambda_1$	1. 1294 (1. 69) <sup>*</sup>	1. 6263 (2. 20) <sup>**</sup>				0. 5591 (2. 30) <sup>**</sup>
$\lambda_2$						
$\lambda_3$						
$\lambda_4$						
$\lambda_5$	0. 2702 (0. 48)	0. 1448 (0. 26)	0. 1372 (0. 30)	- 0. 0960 (- 0. 28)	- 0. 0457 (- 0. 17)	
对数似然值	- 2231. 36	- 2206. 24	- 2001. 25	- 2010. 04	- 1820. 94	- 1675. 51
残差检验						
Q( 20)	27. 58[0. 12]	22. 55[0. 31]	19. 08[0. 52]	31. 21[0. 06]	23. 15[0. 28]	21. 12[0. 39]
Q <sup>2</sup> ( 20)	2. 03[1. 00]	1. 86[1. 00]	1. 66[1. 00]	8. 48[0. 98]	9. 18[0. 98]	14. 68[0. 79]

综合表 3(A)和表 3(B)的有关结论,周一的异常低收益和周三的异常高收益分别仅发生在沪深单个市场中,而且缺乏足够长时间的持续性和稳定性,因而将其当作中国股市的周内效应尚显证据不足。而两个表格结果一致之处是,周五的收益均明显高于平均收益,并且 1994 年以后这种显著为正的“周五效应”在两个市场中一直存在。这同表 2 的 OLS 估计结果有一致之处。

以上交叠取样方法明显的优势在于扩大了每个区间的观测量,在设立时间较短的中国证券市场上,为了得出稳健的结论,这种方法是有用的。

然而它也存在一个不足:交叉重叠数据使得即使是某个较短时间上的统计特征也可能影响到前后相连的几个样本区间。具体对于沪深两个市场都有 1995- 1998 年和 1996- 1999 年两个期间周五收益最大,  $t$  值也最显著,两端则显著性减弱,这有可能是中间几年(例如 1995- 1996- 1997 年)的周五效应特别强,而其他时间区间(例如 1998- 2001 年)或许并没有明显的周五效应,只是受交叠取样方法的影响。<sup>①</sup> 为了克服交叠样本的这个

① 感谢一位审稿人向作者指出这一点。

缺陷,我们再重新划分 4个样本区间 (1993– 1994 年、1995– 1997 年、1998– 1999 年、2000– 2001 年),使数据不再重叠。通过类似表 3的两步程序估计 GARCH模型,模型的部分参数估计结果见表 4。由表 3已知异常收益最可能出现在周一、周三或周五,为简洁起见表 4不再列出方差方程,而仅给出均值方程中这三个交易日的参数估计结果。

表 4(A) 沪市非交叠样本的参数最大似然估计结果  
(样本: 1993年 1月 4日至 2001年 12月 31日)

变量或参数	1993 –1994	1995 –1997	1998 –1999	2000 –2001
周一	– 1. 2364 (– 4. 68)***	0. 2038 (1. 56)	– 0. 1127 (– 1. 46)	0. 1584 (1. 86)*
周三	– 0. 4145 (– 1. 84)*	0. 2249 (1. 71)*	0. 0535 (0. 45)	0. 1423 (1. 75)*
周五	– 0. 0040 (– 0. 02)	0. 3896 (2. 74)***	0. 1887 (1. 65)*	0. 0936 (1. 05)

表 4(B) 深市非交叠样本的参数最大似然估计结果  
(样本: 1993年 1月 4日至 2001年 12月 31日)

变量或参数	1993 –1994	1995 –1997	1998 –1999	2000 –2001
周一	– 1. 2304 (– 5. 86)***	0. 1248 (0. 95)	– 0. 2687 (– 2. 18)**	– 0. 2157 (– 2. 32)**
周三	– 0. 2983 (– 1. 63)	0. 0506 (0. 40)	– 0. 0255 (– 0. 19)	0. 0522 (0. 50)
周五	– 0. 2406 (– 1. 38)	0. 3556 (2. 58)***	0. 2511 (1. 87)*	0. 0532 (0. 51)

表 4的结果与表 3相似。在任何时段都没有出现异常显著的周三正收益,仅对于沪市 1995– 1997 年、2000– 2001 年在 10% 水平上显著。在 1995 年初以前,沪深两个市场都有明显的周一负收益,而周五收益没有呈现出异常现象。正的周五收益集中出现在 1995– 1997 年,此后周五效应便有减弱趋向,2000 年以后就相当不明显了(这时尽管周五的系数仍大于 0,不过即使在 10% 水平上也不再显著)。深市 1998 年之后又重现了负的周一效应,不过这种效应在程度上远弱于 1994 年以前阶段,而且同时期并没有在沪市出现(例如

2000– 2001 年沪市周一收益甚至为正,尽管统计上不十分显著)。

在表 2 的 OLS 估计结果中,我们初步发现一周中仅有周五的收益显著,为了充分论证这种正的周五效应的稳定性,我们合并样本区间,取 1993– 2001 年的全部样本,分别对两个市场估计如下形式的 GARCH-t(1, 1)模型:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + \lambda_5 D_{5,t} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t | I_{t-1} &\sim t \\ h_t &= \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \lambda_5 D_{5,t} \\ \omega + \beta &= 1 \end{aligned} \tag{6}$$

该式与表 3 中估计模型的区别仅在于这里只取周五为哑变量, $\mu$  表示平均收益率。对于沪深两市,式 (6) 参数估计结果见表 5。

表 5 仅考虑周五效应时的参数最大似然估计结果  
(样本: 1993年 1月 4日至 2001年 12月 31日)

参数	沪市	深市
$\mu$	– 0. 0057 (– 0. 18)	– 0. 1196 (– 3. 55)***
$\lambda_5$	0. 1919 (2. 56)**	0. 2934 (3. 81)***
$\omega$	0. 1787 (2. 77)***	0. 1965 (2. 88)***
$\alpha$	0. 2419 (11. 18)***	0. 2620 (10. 45)***
$\beta$	3. 817 (16. 06)***	4. 259 (14. 61)***
$\lambda_5$	0. 1395 (0. 49)	0. 1368 (0. 48)
对数似然值	– 4530. 81	– 4459. 73
F	4. 49[0. 03]	18. 53[0. 00]

说明: F 值为假定周五的收益率与平均收益率相等的 wald 检验结果 ( $H_0: \lambda_5 = 0$ )。

尽管 1994 年以前周五收益并没有异常,而且周五效应从 1998 年起就趋于变弱,然而表 5 显示,从 1993– 2001 年的样本总体来看中国股市仍存在显著为正的周五效应。对于沪深两个市场,均值方程中  $D_{5,t}$  的系数  $\lambda_5$  均显著大于 0,由最后一



行的  $F$  统计量可知,周五的收益也明显高于其他交易日的平均收益;而方差方程中  $D_{5,t}$  的系数  $\lambda_5$  尽管为正却不显著,再次说明中国股市中周五的高收益不应该通过该交易日高的风险溢价来解释,这一高收益应该确认为异常值。

结算制度的变化可能是影响 1994 年以后产生高的周五收益的重要因素。不同的结算制度影响股票的投资成本,从而影响一周中各交易日的收益率。从 1995 上半年开始,沪深两个市场均实行  $T+1$  交易制度,即在股票成交的第二个交易日进行资金结算,这样周一至周四卖出的股票第二日即可收回现金,资金的平均时间成本是 24 小时,而周五卖出的股票只有到下一周一才能收回现金,资金的平均时间成本是 72 小时。多出的这两天时间成本必然要从周五的较高收益中得到补偿。体现在我们的统计结果上,即是 1994 年之后出现显著的周五高收益率,而此前这种“周五效应”并不存在。

表 3 结果中另外一个引人注意之处在于,就列出的沪深两市存在显著负周一效应的几个子样本区间而言,所有的  $\lambda_1$  都显著大于 0,<sup>①</sup> 这促使我们进一步考察周一的波动率变化问题。事实上,周一波动率会有所增大的现象不是中国股市特有的,Fama(1965)很早便注意到交易日和非交易日都会影响股市的波动。而根据 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这样的消息产生并为投资者吸收,这种消息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,而每周中其他交易日的股价波动仅包含 24 小时的信息量,从而使得周一的平均波动幅度较大。同样道理,所有节假日之后重新开盘的第一个交易日里波动率也会普遍较高。为了验证这种假说并较为详细地考察这种股市波动的周末效应,我们首先假定交易者所获得的信息量同时间

成正比,并设立如下形式条件方差方程(均值方程不变):

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \alpha_3 W_t \quad (7)$$

这里,  $N_t$  表示交易日与前一个交易日  $t-1$  之间非交易日的个数,对于连续交易的日期  $N=0$ ,对于周一  $N=2$ ,对于一些重要的节假日,如春节、五一、十一后的交易日,  $N$  可能更大<sup>②</sup>。如果系数  $W$  显著大于 0,可以认为非交易日(节假日和周末)里不断到达的新信息的确促使股市更大的波动。由于非交易日一般是周末,因此也可以认为周一的波动率会更大。

当然,非交易天数越多,期间到达的信息也会越多,重新开盘时股市的波动也会越大,但非交易的天数未必与波动程度严格成正比的,直观的解释是连续多个非交易日中出现的部分利好消息和利空消息可能相互抵消。所以式(7)的设定方式有可能过于严格,如果仅为了考察节假日过后第一天(主要是周一)的波动状况是否有明显增大,我们还可以将条件方差方程设为如下形式:

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \alpha_3 D_t \quad (8)$$

这里,  $D_t$  为哑变量,周一和节假日后的第一个交易日其值取 1,其他交易日其值取 0,  $\alpha_3 > 0$  表明非交易日里的新信息使股市波动更大。

表 6 列出了每个子样本区间中,沪深两市关于式(7)和式(8)的参数估计结果。由于两个模型中,其他参数的显著性相对于表 3 中的结果均没有变化,表 6 仅给出了式(7)中和式(8)中  $W$  的最大似然估计结果及其显著性<sup>③</sup>。同预期结果一致,对于所有的子样本区间,  $W$  和  $D$  均显著大于 0,表明非交易日里的信息确实对股市波动产生影响,

① 在表 4 非重叠样本方法下,每个区间同样都有  $\lambda_1$  显著为正而  $\lambda_5$  不显著,即是说周一的波动显著较高,而周五的波动没有明显变化。

② 根据一位审稿人的建议,我们还尝试用  $N_t$  取代式(7)中的  $N_t$ ,这时该变量的系数同样是显著的,关键性结论没有变化。

③ 感兴趣的读者可向作者索要详细结果。

相对于其他交易日,周一的波动有明显增大。而且,对于每个市场总是略大于  $W$  的 2 倍,说明式 (7) 的有关波动增幅同此前停盘的天数成正比的假定基本上是成立的,因为除去春节、“五一”和“十一”等几个较长假期外,停盘一般只发生在周六和周日两天。关于表 6,另外一点值得说明的是,无论是  $W$  还是  $W$  都呈下降趋势,这是因为相对

于前期阶段,后来阶段股价的总体变动都较为平稳,所以周一波动的绝对增幅也有所下降,这并不意味着这种波动的周一效应趋于消失,因为  $W$  和  $W$  在统计上的显著性并没有持续降低,而且相对  $T_0$  (在一定程度上可看做是无条件波动率的度量指标) 的比例并没有明显下降。

表 6 股市波动率变化的周一效应

参数	1993- 1996	1994- 1997	1995- 1998	1996- 1999	1997- 2000	1998- 2001
沪市						
$W$	1. 8602 (2. 68)***	1. 2673 (2. 76)***	0. 8053 (2. 29)**	0. 4365 (2. 24)**	0. 3108 (2. 87)***	0. 2178 (2. 63)***
$W$	4. 4034 (2. 84)***	2. 8019 (2. 53)**	1. 7406 (1. 97)**	1. 0142 (1. 91)*	0. 5616 (1. 85)*	0. 5466 (2. 39)**
深市						
$W$	0. 5429 (2. 19)**	0. 8379 (3. 03)***	0. 5044 (2. 59)***	0. 4845 (3. 10)***	0. 4147 (3. 29)***	0. 2155 (2. 64)***
$W$	1. 3307 (2. 05)**	2. 0069 (2. 72)***	1. 3946 (2. 57)**	1. 2975 (2. 80)***	1. 0639 (3. 05)***	0. 6504 (2. 66)***

说明: 表中对于每个子样本区间,均值方程均为  $r_t = \sum_{k=1}^3 -k D_{k,t} + \sum_{i=1}^3 X_i X_i I_{t-1} \sim t_v$ , 沪市和深市每栏中的第一行是条件方差方程设为式 (7) 时,  $N_t$  的系数  $W$  估计值,第二行是条件方差方程设为式 (8) 时,  $D_t$  系数  $W$  的估计值。

四 结论

自 Cross(1973)发现美国股市周一收益率为负、周五为正这种现象始,大量的文献开始针对包括周末效应在内的这种股市季节效应进行考察和解释。美国股市中周一收益率显著较低似乎已是共识,对其他发达国家的研究表明这种周内效应是广泛存在的,只不过有的国家收益率异常值不是出现在周一(Jaffe and Westerfield, 1985)。以往已有一些文献考察中国股市是否同成熟市场一样也存有周内效应,然而结论并不一致,在中国股市是否存有周内效应上还极具争议<sup>①</sup>。结论的不同源于样本区间选取和统计方法的不同,因此本文选取尽可能长的样本区间,通过 GARCH 模型力图对中国股市周内效应的发生时间给出一个较为稳健的结论。

结果表明,大约在 1994 年前沪深两市周一的收益率均显著为负,这一阶段可能存在负收益率的“周一效应”;而此后两个市场周五的收益率均

① 例如奉立城(2000)考察 1992- 1998 年沪市日收益率发现有显著正的“星期五效应”及显著为负的“星期二效应”。陈超、钱苹(2002)以 1996 年底两市场采取 10% 的涨跌停板制度为界进行分段检验,发现沪市 A 股在 1992- 1996 年存在有负的“星期二效应”及正的“星期五效应”。本文中大多数样本区间周二的收益为负,但统计上并不显著。出现这种不同的统计结果,原因如 Chen Kwok 与 Rui(2001)所言,中国股市中周末效应的确认不仅取决于估计的方法,还取决于估计所用的样本区间。首先看样本区间的选取,以上两文均认为较早的时期存在负周二收益,由本文表 3(A)可知,对于较近的样本(例如 1997 年后),沪市的周二哑变量系数为正(尽管也不显著)。其次考虑统计方法,本文的模型考虑到了收益率的时变方差,这与以上两文方法不同,同样考虑时变方差的 Chen Kwok 与 Rui(2001)模型中,1995 年以前周二收益率并不显著为负。故本文总体上认为,周二负收益缺乏持久稳定性。

显著高于其他交易日,可以认为中国股市同美国市场一样存有“周五效应”,不过这种“周五效应”约从 1998 年开始趋于弱化。1995 上半年开始实施的 T+1 交易制度可能是造成这种正的周五效应的重要原因,而到样本后期周五效应的弱化可能表明市场效率的改进。我们还发现,在 1994 年以后,中国证券市场上除了最为稳定的“周五效应”外,沪市在某些时段上周三的收益率较高,而深市在某些时段上周一的收益率较低,不过这种周一或周三现象仅出现在单个市场上,而且持续时间较短,不足以代表中国股市总体的周内效应特征。

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,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。

#### 参考文献:

陈超、钱苹 (2002):《中国股票市场“周内效应”再检验》,《经济科学》第 1 期。

奉立城 (2000):《中国股票市场的“周内效应”》,《经济研究》第 11 期。

赵留彦、王一鸣 (2003):《沪深股市交易量与收益率及其波动的相关性:来自实证分析的证据》,《经济科学》第 2 期。

Bollerslev, T. “A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return.” *Review of Economics and Statistics*, August 1987, 69, pp. 542–547.

——. “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.” *Journal of Econometrics*, April 1986, 31, pp. 307–327.

Chen, G.; Firth, M. and Rui, O. “The Dynamic Relation between Stock Returns, Trading Volume, and Volatility.” *The Financial Review*, January 2001, 36, pp. 153–174.

Chen, G.; Kwok, C. Y. and Rui, O. “The Day-of-the-

Week Regularity in the Stock Markets of China.” *Journal of Multinational Financial Management*, April 2001, 11, pp. 139–163.

Cross, F. “The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays.” *Financial Analysts Journal*, November/December 1973, pp. 67–69.

Engle, Robert F.; Lilien, David M. and Robins, Russell “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH–M Model.” *Econometrica*, March 1987, 55, pp. 391–407.

Fama, E. F. “The Behavior of Stock Market Prices.” *Journal of Business*, January 1965, 38, pp. 34–105.

French, K. “Stock Returns and the Weekend Effect.” *Journal of Financial Economics*, March 1980, 8, pp. 55–69.

Gibbons, M. and Hess, R. “Day of the Week Effects and Asset Returns.” *Journal of Business*, October 1981, 54, pp. 579–596.

Glosten, L. R.; Jagannathan, R. and Runkle, D. “On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks.” *Journal of Finance*, December 1993, 48, pp. 1779–1801.

Hamilton, James D. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, 1994.

Jaffe, J. and Westerfield, R. “The Weekend Effect in Common Stock Returns: The International Evidence.” *Journal of Finance*, June 1985, 40, pp. 433–454.

Keim, D. B. and Stambaugh, R. F. “A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns.” *Journal of Finance*, July 1984, 39, pp. 819–835.

Lamoureux, Christopher G. and Lastrapes, William D. “Forecasting Stock Return Variance: Toward an Understanding of Stochastic Implied Volatilities.” *Review of Financial Studies*, 1993, 5, pp. 293–326.

Nelson, D. B. “ARCH Models as Diffusion Approximations.” *Journal of Econometrics*, July/August 1990, 45, pp. 7–38.

Ross, S. A. “Information and Volatility: The No-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevance.” *Journal of Finance*, March 1989, 44, pp. 1–17.

(截稿: 2003 年 9 月 责任编辑: 宋志刚)