

上海股市周内效应的逐日累计检验

胡一朗

(莆田学院 管理学院, 福建 莆田 351100)

摘要:运用广义误差分布的 GARCH(1,1)模型,逐日累计检验上海股市周内效应。主要结论有:(1)沪市在历史演进中,周内效应呈现出复杂多变的阶段性特征:1994年11月3日至2000年10月27日,主要存在为负的周一效应和为正的周五效应;2000年10月30日至2004年7月16日,周内效应频繁改变;2004年7月19日至2008年10月28日,主要存在为负的周一效应和周四效应,以及为正的周二效应。(2)多次出现周内效应消失且消失后又重现的现象。(3)实行T+1交易后对周内效应没有影响;实行10%涨跌幅限制后对周内效应产生短暂的影响。

关键词:股市;周内效应;GARCH模型;逐日检验

中图分类号:F222.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2010)12-0095-06

周内效应是指股市一周内各交易日的收益率存在差异。Cross、French、Donald Keim 在美国股票市场的研究中,发现星期五的平均收益最高,而星期一最低^[1-3]。此后,研究者又用除美国以外的其他国家的数据对这一异象进行了验证。

国内已有不少学者对股市周内效应进行研究,最早始于20世纪90年代。俞乔研究发现,上海和深圳股市自开业至1994年4月17日间股票收益率存在周内效应^[4]。严太华、孟卫东根据我国沪市1992年至1999年的数据实证分析,证实在这期间,沪市显著地存在周内效应:周二收益率为一周最低,且为负;周五收益率为一周最高,且为正^[5]。这些研究采用的是早期中国股市的数据。

近年来,国内研究周内效应所使用的数据区间不断扩大,进行研究的方法也不断更新。石柱鲜、吴泰岳利用异方差ARCH模型,通过采用虚拟变量,实证分析发现,沪市存在显著为正的星期五效应,深市存在显著为负的星期一效应与显著为正的星期五效应^[6]。张兵基于广义误差分布(General Error Distribution)的GARCH模型,运用滚动样本检验方法研究发现,中国股市的早期具有明显的星期五效应,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^[7]。陈雄兵等通过GARCH模型,检验沪深两市2001年1月4日到2006年7月31日指数收益率的周内效应,得出的结

论是:存在负的周四效应^[8]。

综观国内学者对中国股市周内效应的研究,其结论不尽相同。产生这种现象的原因可能是多方面的,包括不同的统计方法,不同的估计样本区间等,张兵等对此作了较全面的评述。尽管已有不少学者研究了股市的周内效应,但基于下述理由,股市周内效应仍然值得进一步研究。第一,国内尚未有学者通过逐日累计检验系统地分析我国股市的周内效应。从现有的文献看,无论是通过分组还是利用单个样本研究,都是属于分段式研究,不同分段的研究会得出不同的结论(详见下文)。张兵的滚动样本检验方法,覆盖面广,但本质上仍属于分段式研究。第二,从现有的文献看出,不但研究结论不尽相同,而且对相同结论的解释也存在差异。

综上所述,本文拟从以下二个方面实证研究股市周内效应,这是本文在分析方法上的创新。首先,为了避免上海股市因放开股价而股价大起大落对研究周内效应的影响,本文从1992年11月17日起,以500个数据即1992年11月17日至1994年11月3日开始逐日累计检验。其次,利用GARCH(1,1)—GED模型研究股市周内效应。中国股市日收益率序列具有时变方差和尖峰厚尾分布特征,基于广义误差分布(General Error Distribution)的GARCH类模型,使得拟合结果最大程度地符合该特征。

本文的结构安排如下:第一部分是数据说明和描

收稿日期:2010-10-11

基金项目:福建省教育厅社会科学研究项目(JBS07104)

作者简介:胡一朗(1955-),男,福建莆田人,福建省莆田学院管理学院副教授,研究方向:证券市场问题量化。

述性统计。第二部分介绍研究方法,第三部分进行实证分析,得出实证结果,最后是结论与周内效应的解释。

1 数据说明和描述性统计

本文实证研究将以具有代表性的上证综指为例,使用 1992 年 11 月 17 日至 2008 年 10 月 28 日的日收盘指数,总共有 3 893 个观察值,数据来源于“钱龙系统”。为了行文简洁,把 1992 年 11 月 17 日至 1994 年 1 1 月 3 日称为样本 1,把 1992 年 11 月 17 日至 1994 年 1 1 月 4 日称为样本 2,其余依次类推。

本文采用日收盘指数的对数收益率进行分析,

计算公式为 $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$, R_t 代表 t 时的收益率, P_t 代表 t 时的收盘指数, P_{t-1} 代表 t-1 时的收盘指数。统计软件本文采用 EViews5.0。为了节省篇幅,表 1 只列出样本 1 和全样本沪市日收益率的主要统计特征,统计特征显示出已被普遍证实的日收益率特征:对于日收益率序列,偏度值不等于 0,峰度值大于 3,J-B 统计量统计显著(未列出的样本具有同样的统计特征)。这表明日收益率序列具有“尖峰厚尾”和非正态分布的特征。这一特征支持本文对 GARCH 类模型的选择。

表 1 沪市日收益率的主要统计特征

		周一	周二	周三	周四	周五	全部数据
样本 1	均值	-0.000 669	0.000 191	0.000 395	0.000 644	0.000 483	0.001 169
	标准差	0.025 186	0.016 998	0.022 835	0.017 861	0.016 968	0.045 776
	偏度	2.947 778	0.066 939	4.737 979	0.941 418	5.230 113	1.355 627
	峰度	44.950 21	23.060 25	58.905 71	22.229 99	55.746 82	9.719 769
	Jarque—Ber 值	37 461.81	8 400.761	67 118.19	7 793.419	60 363.05	1 096.067
	观察值数目	101	100	101	100	99	501
全样本	均值	3.79e-05	-0.000 157	0.000 353	-0.000 152	0.000 316	0.000 383
	标准差	0.012 776	0.009 812	0.011 107	0.010 823	0.009 423	0.024 411
	偏度	2.886 889	-2.533 760	5.923 826	3.916 306	4.637 058	1.393 697
	峰度	95.674 17	71.738 09	143.113 8	130.868 2	92.516 58	22.387 73
	Jarque—Ber 值	1 398 534	770 587.7	3 207 222	2 662 102	1 313 762	62 231.83
	观察值数目	780	779	779	778	777	3 893

2 研究方法

2.1 单位根检验

单位根检验是研究经济和金融时间序列平稳性的一种基本方法,最常用方法是单位根 ADF 检验。它是对时间序列 y_t 的一阶差分进行如下回归:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \alpha + \delta t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \mu_t$$

假设检验 $H_0: \gamma = 0$, 检验统计量服从 ADF 分布。如果接受 H_0 , 意味着时间序列 y_t 包含着单位根,即 y_t 是非平稳的;拒绝 H_0 , 意味着 y_t 是平稳的。

2.2 GARCH 模型

Engle 提出了自回归条件异方差模型,简称 ARCH 模型^[9]。Bollerslev 引入广义 ARCH 模型(即 GARCH 模型)^[10]。GARCH 类模型在捕捉收益波动的持续性和集聚现象方面是最为成功的。中国股市日收益率序列具有时变方差和尖峰厚尾分布特征,本文选择基于广义误差分布的 GARCH 模型(GARCH—GED 模型),使得拟合结果最大程度地符合该特征。实证中运用 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。以下是 GARCH(1,1)—GED 模型:

$$R_t = \theta_1 D_{1t} + \theta_2 D_{2t} + \theta_3 D_{3t} + \theta_4 D_{4t} + \theta_5 D_{5t} + \sum_{i=1}^p \omega_i R_{t-i} + \epsilon_t \tag{1}$$

$$\epsilon_t \mid I_{t-1} \sim GED(0, h_t, \nu)$$

$$h_t = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta I_{t-1} \tag{2}$$

式(1)是条件均值方程。式(1)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, 则存在着周内效应。如果 θ_i ($i = 1, 2, 3, 4, 5$) 显著异于 0, 且其值最大或最小, 那么可判断存在着周 i 效应。引入 p 阶滞后项 R_{t-i} ($i = 1, 2, \dots, p$) 是为了消除收益率序列中的自相关性。建模时, 对滞后项 R_{t-i} ($i = 1, 2, \dots, p$) 经过从低阶到高阶的测试, 以使均值方程能通过设定合理性检验。

式(2)是条件方差方程, 其中 GED 分布的密度函数为

$$f(\epsilon_t) = \frac{\nu \cdot \exp[-(1/2)|\epsilon_t/h^{1/2}\lambda|^\nu]}{\lambda 2^{[(\nu+1)/\nu]} \Gamma(1/\nu)}, \lambda =$$

$$\left[\frac{2^{(-2/\nu)} \Gamma(1/\nu)}{\Gamma(3/\nu)} \right]^{1/2}$$

式中, $\Gamma(\cdot)$ 代表噶玛函数, 参数 ν 是尾巴厚度的度量, 当尾巴厚度参数 $\nu = 2$ 时, GED 为标准正态分布; 当 $\nu < 2$ 时, GED 较正态分布具有尖峰、厚尾巴。

以上所述的均值方程、条件方差方程都要进行设定合理性检验。GARCH 模型设定合理性检验包括: 检验均值方程的残差是否存在序列自相关从而检验均值方程形式的设定是否合理。如果设定合理, 则标准化残差序列各阶的自相关和偏自相关系数都接近于 0, 且 Q 统计量不显著; 类似地, 检验标准化残差序列平方是否存在序列自相关从而检验条件方差方程

表 2 各主要阶段的首个样本沪市日收益率的 ADF 检验

样本序号	检验类型(c, t, p)	ADF 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	结论
样本 1	(c, 0, 0)	-22.74	-3.44	-2.87	-2.57	平稳
样本 376	(c, 0, 0)	-29.58	-3.44	-2.86	-2.57	平稳
样本 533	(c, 0, 0)	-31.88	-3.44	-2.86	-2.57	平稳
样本 565	(c, 0, 0)	-32.56	-3.44	-2.86	-2.57	平稳
样本 1 478	(c, 0, 0)	-44.44	-3.43	-2.86	-2.57	平稳
样本 2 354	(c, 0, 0)	-53.32	-3.43	-2.86	-2.57	平稳
样本 2 779	(c, 0, 0)	-57.14	-3.43	-2.86	-2.57	平稳

注: 检验类型(c, t, p), 其中 c 表示截距项, t 表示趋势项, p 表示滞后阶数, 由 EVIEWS 软件根据 AIC 自动选取滞后阶数。

3.2 实证结果

笔者在实证分析中发现, 均值方程中引入不同阶数滞后项, 有些样本实证结果会存在差异。本文按以下方法确定均值方程: 对滞后项 $R_{t-i} (i = 1, 2, \dots, p)$, 从滞后 1 阶开始测试直至滞后 n 阶, 以通过模型设定合理性检验为止; 同样, 从滞后 2 阶、滞后 3 阶开始测试直至滞后 n 阶, 以通过模型设定合理性检验为止; 在 3 个测试系列中, 若是同阶数都满足条件, 以 AIC 准则确定, 否则取阶数较小系列。若存在均值方程中不需要引入滞后项就能通过模型设定合理性检验的样本, 则不引入滞后项。经反复测试, 本文采用从滞后 3 阶开始测试系列, 即简记为 $r(-3to-n)$ 。同样, GARCH(1, 1)—GED 模型设定合理性检验时, 采用不同滞后阶数, 实证结果也会存在差异。本文按以下方法确定: 用 $Q(\cdot)$ 表示标准化残差滞后阶数的 Ljung—Box Q 统计量, 用 $Q^2(\cdot)$ 表示标准化残差平方滞后阶数的 Ljung—Box Q 统计量, 则 $Q(\cdot)$ 、 $Q^2(\cdot)$ 滞后 1 至 30 阶的 P 值均不小于 0.10, ARCH LM 滞后 1 至 30 阶的 P 值均不小于 0.10。经过反复测试, 各主要阶段首末样本的 GARCH—GED(1, 1) 估计结果列于表 3 (限于篇幅其余结果未列出, 备索)。表 3 中只给出 $Q(20)$ 、 $Q^2(20)$ 和 LM(3) 的值。

从表 3 的估计结果可见, 周内效应呈现出复杂多

形式的设定是否合理; ARCH LM 检验残差序列不再呈现 ARCH 效应。

3 实证结果

3.1 单位根检验(ADF 检验)

所有样本的日收益率序列三种检验形式下 (即在检验方程中包含截距项和趋势项, 包含截距项但不包含趋势项, 不包含截距项和趋势项) 均可以在 1% 水平上拒绝存在单位根的原假设, 因此可以认为所有样本的日收益率是平稳的。为了节省篇幅, 表 2 只把各主要阶段的首个样本 (详见下文) 给出一种检验形式的结果。

变的阶段性特征:

①2000 年 10 月 27 日之前, 主要存在为负的周一效应和为正的周五效应。需要说明的是, 本文把出现周 i 效应的首末时间段称为该阶段存在周 i 效应。例如, 从 1994 年 11 月 3 日起至 1996 年 5 月 9 日 (即样本 1 至样本 375) 为止, 检验结果都是负的周一效应, 我们称该阶段存在负的周一效应。从 1996 年 5 月 10 日 (即样本 376) 起, 检验结果是正的周五效应和负的周一效应, 我们称 1996 年 5 月 10 日起存在正的周五效应和负的周一效应, 这与已有的文献在表述上不同, 已有文献的表述是从 1992 年 11 月 17 日起至 1996 年 5 月 10 日为止存在正的周五效应和负的周一效应; ②2000 年 10 月 30 日至 2004 年 7 月 16 日, 周内效应频繁改变; ③2004 年 7 月 19 日至 2006 年 4 月 18 日, 存在为负的周一效应和为正的周二效应; ④2006 年 4 月 19 日至 2008 年 10 月 28 日, 主要存在为负的周四效应和为正的周二效应。

从表 3 的估计结果看, 从 1996 年 5 月 10 日至 1996 年 12 月 19 日, 存在显著为正的周五效应和为负的周一效应。而从 1996 年 12 月 20 日至 1997 年 2 月 18 日, 存在为负的周一效应, 周五效应消失。随后, 从 1997 年 2 月 19 日至 2000 年 10 月 27 日, 又重现周五效应; 这种周内效应消失后又重现, 从 2000 年

10月27日后仍多次出现。周内效应消失是已有的研究结论(如张兵,2005),而周内效应消失后又重现,这是本文的新发现。

从表3的估计结果看,1995年1月3日(即样本43)起实行的T+1交易后对周内效应没有影响;即样本1至样本375为止都是存在负的周一效应。1996年12月16日(即样本529)实行10%涨跌幅限制后对周内效应也只产生短暂的影响;样本530至样本532仍存在正的周五效应和负的周一效应,之后,样本533起至样本564存在负的周一效应。从样本564起至样本1477为止又主要是存在正的周五效应和负的周一效应。1992年5月21日沪市放开股价后对周内效应产生显著影响,这是我们从粗略的分析中得出的判断^①。

GARCH(1,1)—GED模型设定合理性的检验中,表3中各样本标准化残差滞后20阶的Ljung—Box Q统计量均对应较大的p值,其余滞后1至30阶的P值均不小于0.10,从而均值方程设定合理;各样本标准化残差平方滞后20阶的Ljung—Box Q统计量也均对应较大的p值,其余滞后1至30阶的P值也均不小于0.10,从而条件方差方程设定合理;滞后3阶的残差ARCH LM统计量也均对应较大的p值,其余ARCH LM滞后1至30阶的P值也均不小于0.10,表明残差序列不再存有时变方差现象。GARCH(1,1)—GED模型充分拟合了收益率的波动特征。

4 结论与周内效应的解释

经过实证分析,我们得出如下结论:

1)在沪市历史演进中的周内效应呈现出复杂多变的阶段性特征:1994年11月3日至2000年10月27日,主要存在为负的周一效应和为正的周五效应;2000年10月30日至2004年7月16日,周内效应频繁改变;2004年7月19日至2006年4月18日,存在为负的周一效应和为正的周二效应;2006年4月19日至2008年10月28日,主要存在为负的周四效应和为正的周二效应。

2)多次出现周内效应消失,周内效应消失后又重现的现象。周内效应消失是已有的发现(如张兵,

2005),而周内效应消失后又重现,这是本文的新发现。

3)实行T+1交易后对周内效应没有影响;实行10%涨跌幅限制后对周内效应产生短暂的影响。

对于上述结论,我们作出如下的解释:

我国股市周内效应存在的原因除了可能与成熟股市所具有的共性原因外,还有作为新兴证券市场的特殊原因,主要表现为投机性强和典型的“政策市”。

1)关于周内效应的解释。关于周一效应,已有有代表性的解释是:信息因素、情绪因素可以部分解释周一效应。持该观点的学者认为,我国股市坏消息在周末到周一出现的频率较高,而好消息均匀分布在一周之内;周一上班而心情压抑,周一的情绪比较差,这就造成周一的低收益率。关于周五效应,已有有代表性的解释是:结算制度、情绪因素可以部分解释周五效应。持该观点的学者认为,周五的高收益率的原因之一是补偿两天的资金成本;周末休假而心情放松,周五的情绪比较好,造成周五的高收益率。我们赞同上述的部分解释,部分解释值得商榷:从统计学角度看,一定时期内,好、坏消息出现的概率应该基本相等,即好、坏消息会均匀分布在一周之内。从信息发布者来讲,也不会偏向于把坏消息集中在某时段发布;行为金融学认为,投资者情绪影响投资者决策。但这里投资者情绪应是未来股市走势相关,进而表现出乐观或悲观情绪。而不应是由周末休假而心情放松,周一上班而心情压抑所致。对于周一效应、周五效应我们给出一个新的解释:对我国股市而言,出现周一效应、周五效应的原因可能是,我国股市投机气氛浓厚和多年形成的“政策依赖症”,博消息短线炒作的投资者居多,在周末增加了博利好消息的买盘,从而推高周五的股价,造成周五的高收益率。而在下周一,无论是猜中利好消息而获利,还是出现利空而亏损或消息真空,这些短线投资者都会抛出股票,从而造成周一的低收益率。

关于周二效应,已有的研究结论主要是负的周二效应,对此有代表性的解释是:由于时差原因,外围股市尤其是美国股市对我国股市的影响;由于信息传递的速度较慢或投资者对信息反应滞后所致。本文结

注:①笔者分别从上海股市开市即1990年12月19日起,从上海股市放开股价即1992年5月21日起,以及从因放开股价而股价大起大落后即1992年11月17日起,同样运用广义误差分布的GARCH(1,1)模型,以500个数据进行累计检验,直至2008年10月28日。以1990年12月19日起累计检验结果与以1992年5月21日起及以1992年11月17日起累计检验结果差异很大,而以1992年5月21日起及以1992年11月17日起累计检验结果基本一致,以此粗略判断放开股价对周内效应产生较大的影响。这可能是制度变化改变了投资者行为,进而对周内效应产生影响。但更有可能是,在放开股价的前一日即1992年5月20日的收盘价仅为616.99点,而5月21日的收盘价狂涨到1266.49点,如此巨大的涨幅直接影响后续统计结果。

表 3 各主要阶段首末样本的 GARCH-GED(1,1)估计

序号	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	Q(20)	Q ² (20)	ARCH LM(3)
样本 1	-0.008 12 (-3.59***)	0.001 07 (0.46)	-0.003 82 (-1.63)	0.002 70 (1.19)	0.000 92 (0.41)	17.00 [0.653]	12.44 [0.900]	2.80 [0.423]
样本 375	-0.004 81 (-3.66***)	-0.001 45 (-1.12)	-0.001 90 (-1.45)	-0.001 80 (-1.42)	0.001 89 (-1.47)	19.80 [0.471]	2.66 [1.000]	0.15 [0.985]
样本 376	-0.005 24 (-3.96***)	-0.001 45 (-1.12)	-0.001 78 (-1.36)	-0.001 82 (-1.42)	0.002 20 (1.74*)	20.08 [0.453]	2.68 [1.000]	0.15 [0.985]
样本 532	-0.003 98 (-3.17***)	-0.001 56 (-1.25)	-0.000 84 (-0.67)	-0.001 46 (-1.18)	-0.002 21 (-1.79*)	22.86 [0.296]	2.90 [1.000]	0.14 [0.987]
样本 533	-0.004 00 (-3.27***)	-0.000 98 (-0.79)	-0.001 35 (-1.11)	-0.001 25 (-1.04)	0.00162 (1.35)	18.97 [0.524]	2.45 [1.000]	0.16 [0.984]
样本 564	-0.003 62 (-3.07***)	-0.002 11 (-1.77*)	0.000 92 (-0.77)	-0.001 21 (-1.04)	0.001 78 (1.52)	19.15 [0.512]	2.52 [1.000]	0.15 [0.985]
样本 565	-0.003 49 (-2.86***)	-0.002 31 (-1.89*)	-0.000 64 (-0.52)	-0.001 27 (-1.05)	0.002 27 (1.90*)	23.28 [0.275]	3.01 [1.000]	0.13 [0.988]
样本 1477	-0.001 29 (-1.95*)	-0.000 54 (-0.80)	0.000 70 (1.04)	-0.000 94 (-1.40)	-0.000 94 (2.99***)	14.56 [0.801]	1.60 [1.000]	0.07 [0.995]
样本 1478	-0.001 01 (-1.54)	-0.000 54 (-0.80)	0.000 71 (1.06)	-0.000 94 (-1.40)	0.001 98 (2.97***)	14.69 [0.794]	1.59 [1.000]	0.07 [0.995]
样本 1547	-0.000 94 (-1.51)	1.34e-05 (0.02)	0.000 23 (0.37)	-0.001 11 (-1.74*)	0.001 89 (3.01***)	13.53 [0.854]	1.53 [1.000]	0.07 [0.995]
样本 1548	-0.000 96 (-1.54)	-2.31e-05 (-0.04)	0.000 25 (0.38)	-0.001 05 (-1.64)	0.001 90 (3.00***)	13.38 [0.860]	1.54 [1.000]	0.07 [0.995]
样本 1670	-0.000 42 (-0.73)	0.000 54 (0.922)	0.000 34 (0.58)	-0.000 95 (-1.64)	0.001 73 (3.00***)	14.52 [0.803]	1.53 [1.000]	0.06 [0.996]
样本 1671	-0.000 38 (-0.67)	0.000 44 (0.76)	0.000 32 (0.54)	-0.000 99 (-1.70*)	0.001 67 (2.90***)	14.23 [0.819]	1.53 [1.000]	0.06 [0.996]
样本 1808	-0.000 30 (-0.54)	0.000 56 (0.98)	0.000 53 (0.93)	-0.000 92 (-1.60)	0.001 20 (2.12**)	13.23 [0.867]	1.77 [1.000]	0.07 [0.995]
样本 1809	-0.000 84 (-1.51)	0.000 55 (0.97)	0.000 45 (0.81)	-0.000 79 (-1.41)	0.000 83 (1.49)	14.41 [0.809]	1.74 [1.000]	0.07 [0.995]
样本 1897	-0.001 02 (-1.94**)	0.000 49 (0.91)	0.000 39 (0.73)	-0.000 72 (-1.35)	0.000 89 (1.68*)	14.00 [0.831]	1.73 [1.000]	0.07 [0.995]
样本 1898	-0.001 07 (-2.04**)	0.000 54 (1.00)	0.000 37 (0.70)	-0.000 72 (-1.35)	0.000 81 (1.53)	14.32 [0.814]	1.73 [1.000]	0.07 [0.995]
样本 1939	-0.001 09 (-2.13**)	0.000 63 (1.21)	0.000 33 (0.64)	-0.000 94 (-1.80*)	0.000 54 (1.04)	14.58 [0.800]	1.72 [1.000]	0.06 [0.996]
样本 1940	-0.001 01 (-1.96**)	0.000 63 (1.20)	0.000 47 (0.90)	-0.001 11 (-2.14**)	0.000 53 (1.04)	16.62 [0.677]	1.82 [1.000]	0.07 [0.996]
样本 1976	-0.001 02 (-2.01**)	0.000 71 (1.38)	0.000 29 (0.56)	-0.001 10 (-2.15**)	0.000 77 (1.53)	16.27 [0.700]	1.77 [1.000]	0.07 [0.996]
样本 1977	-0.000 99 (-1.96*)	0.000 70 (1.36)	0.000 31 (0.61)	-0.001 10 (-2.16**)	0.000 88 (1.74*)	15.85 [0.726]	1.76 [1.000]	0.06 [0.996]
样本 2123	-0.001 04 (-2.15**)	0.000 80 (1.62)	0.000 35 (0.71)	-0.001 06 (-2.16**)	0.000 50 (1.03)	18.01 [0.587]	1.84 [1.000]	0.06 [0.996]
样本 2124	-0.001 05 (-2.16**)	0.000 80 (1.64)	0.000 35 (0.72)	-0.001 04 (-2.11**)	0.000 49 (1.01)	17.68 [0.608]	1.84 [1.000]	0.06 [0.996]
样本 2147	-0.001 00 (-2.10**)	0.000 96 (2.00**)	0.000 27 (0.57)	-0.001 02 (-2.11**)	0.000 39 (0.81)	18.38 [0.563]	1.84 [1.000]	0.06 [0.997]
样本 2148	-0.001 06 (-2.22**)	0.000 92 (1.91*)	0.000 26 (0.54)	-0.001 04 (-2.17**)	0.000 39 (0.82)	17.99 [0.588]	1.83 [1.000]	0.06 [0.997]
样本 2251	-0.000 96 (-2.07**)	0.001 05 (2.21**)	0.000 37 (0.78)	-0.000 96 (-2.02**)	0.000 28 (0.61)	18.31 [0.567]	1.87 [1.000]	0.05 [0.997]
样本 2252	-0.000 96 (-2.05**)	0.001 05 (2.22**)	0.000 33 (0.70)	-0.000 99 (-2.10**)	0.000 29 (0.62)	18.07 [0.583]	1.88 [1.000]	0.05 [0.997]
样本 2353	-0.001 04 (-2.28**)	0.001 09 (2.34**)	0.000 27 (0.57)	-0.001 05 (-2.25**)	0.000 18 (0.39)	16.64 [0.676]	1.95 [1.000]	0.04 [0.998]
样本 2354	-0.001 10 (-2.40**)	0.001 09 (2.34**)	0.000 26 (0.55)	-0.001 02 (-2.20**)	0.000 16 (0.35)	16.59 [0.679]	1.96 [1.000]	0.04 [0.998]
样本 2778	-0.001 22 (-2.86***)	0.001 11 (2.54**)	0.000 43 (0.99)	-0.001 12 (-2.57**)	0.000 22 (0.51)	12.75 [0.888]	2.12 [1.000]	0.06 [0.996]
样本 2779	-0.001 03 (-2.42**)	0.001 07 (2.45**)	0.000 45 (1.04)	-0.001 18 (-2.72***)	0.000 19 (0.44)	13.48 [0.856]	2.00 [1.000]	0.06 [0.996]
样本 3393	-0.000 32 (-0.78)	0.001 19 (2.78***)	0.000 84 (2.02*)	-0.000 74 (-1.75*)	0.000 18 (0.42)	12.41 [0.901]	3.15 [1.000]	0.17 [0.982]

注:小括号内为参数z统计量;中括号内数据为拒绝原假设所犯错误(即第一类错误)的概率;*、**、***分别表示显著性水平P<0.10、P<0.05、P<0.01,其余为统计上不显著的项;限于篇幅,表中没有给出残差检验中的D-W统计量、拟合优度R²。(备案)

论为正的周二效应,我们赞同外围股市尤其是美国股市对我国股市影响的解释。因为无论从我国同世界各国经济联系越来越密切的角度看,还是从本文实证结果中出现为正的周二效应的时间角度看都有这种可能性。不过我们给出一个新的解释:这与前述关于负的周一效应解释是一致的,是由于短线投资者在周一卖出股票后在周二补仓,这就造成周二的高收益率。

关于周四效应,只有陈雄兵等得出负的周四效应结论,他们没有对该结论作出具体的解释。对此我们的解释是:这与前述利用结算制度解释正的周五效应是一致的,就是由于 $T+1$ 交易制度下,投资者在周四卖出股票后周五就收回资金,比周五卖出股票后下周一才收回资金提前两天,因而原本在周五的卖盘,在权衡资金成本后,可能改为在周四卖出,使周四卖盘增大而造成周四的低收益率。

2)关于出现周内效应消失,消失后又重现的现象。周内效应消失这种现象国内学者的解释是:当投资者发现周内效应的存在,会产生套利行为,进而减弱周末效应^[13]。如果说周内效应是因套利行为而消失,那么,周内效应消失后又重现的现象就可以认为是,因无利可套后套利行为消失而重现该周内效应。

3)关于周内效应的阶段性特征。如果说周内效应更多地取决于投资者的心理状态、思维方式和行为习惯^[7],那么,周内效应复杂多变的阶段性特征就是因为在不同阶段股市所处不同的内外部环境,造成投资者在投资思维和行为上的差异。我国股市一直处

在复杂多变的环境中:制度的不完善,股市扩容尤其是国有股减持问题,投机现象严重股市波动大等一直困扰着投资者,造成投资者在投资思维和投资行为上的复杂多变。

参考文献

- [1]CROSS F. The Behavior of Stock Price on Mondays and Fridays[J]. Financial Analysis Journal,1973(11):67-69.
- [2]FRENCH K. Stock Returns and Weekend Effect[J]. Journal of Financial Economics,1980(8):55-69.
- [3]KEIM D B, STAMBAUGH R F. A Further Investigation of the weekend Effect in Stock Returns [J]. The Journal of Finance,1986(13):819-835.
- [4]俞乔. 市场有效、周期异常与股价波动[J]. 经济研究,1994(9):42-43.
- [5]严太华,孟卫东,扬杰. 上海股市1992-1999周内效应的实证研究[J]. 经济科学,2000(2):77-85.
- [6]石柱鲜,吴泰岳. 中国股票市场周内效应的再研究[J]. 数理统计与管理,2005,24(3):93-99.
- [7]张兵. 中国股市日历效应研究:基于滚动样本检验的方法[J]. 金融研究,2005(7):33-44.
- [8]陈雄兵,张宗成. 基于修正 GARCH 模型的中国股市收益率与波动周内效应实证研究[J]. 中国管理科学,2008,16(4):44-48.
- [9]ENGLE R F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation[J]. Econometrica,1982(50):987-1008.
- [10]BOLLERSLEV T. Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedasticity[J]. Journal of Econometrica,1986(31):307-327.

A Day by Day Accumulates Examination of Weekday Effect in Shanghai Stock Market

HU Yi-lang

(School of Management, Putian University, Putian Fujian 351100, China)

Abstract: Using generalized error distributed GARCH (1,1) the model, accumulates day after day examines in the Shanghai Stock market weekday effect. The main conclusion includes: (1) in the stock market evolution, the weekday effect presents the complicated and diversified gradual characteristic: from November 3rd, 1994 to October 27, 2000, main existence for negative Monday effect and for the Friday effect; from October 30th, 2000 to July 16, 2004, the weekday effect changed frequently; from July 19th, 2004 to October 28, 2008, main existence for negative Monday effect and Thursday effect, as well as for the Tuesday effect. (2) the phenomenon which many times presents in the week the effect vanishes and vanishes, reappears. (3) After implementing the $T+1$ transaction, the effect has not affected to the weekday; After implementing 10% rise and decline limit, the effect has the short influence to the weekday.

Key words: stock market; weekday effect; GARCH model; daily test