

doi:10.3969/j.issn.1672-4348.2015.04.019

# 我国股票市场日历效应再检验

——来自于上证综指的经验证据

许伟河

(中国人民银行福州中心支行, 福建 福州 350003)

**摘要:** 基于 GARCH(1,1) - GED 模型, 运用滚动样本的方法, 研究我国股票市场自 2004 年 5 月份以来以及股指期货推出以来的日历效应, 并提出星期效应的样本参与率概念。研究结果具有较强的稳健性和直观性, 尤其是运用星期效应的样本参与率方法能够直观给出影响星期效应的期间, 具有较强的实证意义。上证指数单边上涨, 存在显著为正的星期一效应, 在股指期货推出后至 2014 年年底, 不管滚动窗口长度如何, 星期一、二、三效应均不显著, 星期四效应为负且持续存在, 尾端存在持续为正的星期五效应。此外月份效应持续时间较短, 且除了在尾部存在显著为正 9 月份效应外, 其余的 11 个月份在后期不存在月份效应。

**关键词:** 日历效应; 滚动样本; 星期效应; 样本参与率

中图分类号: F830.91

文献标志码: A

文章编号: 1672-4348(2015)04-0400-09

## Reexamination of the calendar effects of China Stock Market:

The empirical data from Shanghai stock composite index

Xu Weihe

(Fuzhou Central Branch, The People's Bank of China, Fuzhou 350003, China)

**Abstract:** Rolling sample tests were employed to investigate the calendar effects of China stock market starting from May 2004 and the introduction of stock index futures (SIFs) based on GARCH (1, 1) - GED model. The concept of sample participation rate was utilized to intuitively show the period which affected the calendar effects. The Shanghai Stock Market had obvious positive Monday effect when the index rose unilaterally. Within the period from the introduction of SIFs to the end of December, 2014, the Monday, Tuesday and Wednesday had no significant effects in spite of the length of rolling window, while Tuesday had a negative and persisted week effect and Friday had a positive and persistent effect at the end of December, 2014. The results indicate that the month effect persisted shortly. Despite that September had a significantly positive month effect at the end of the period, the other 11 months had no month effects during the later periods.

**Keywords:** calendar effect; rolling sample; week effect; sample participation rate

股票收益率和时间有关,在不同的时间,投资收益率存在系统性的差异,这就是所谓的日历效应(calendar effect, CE),日历效应是与日期相关的非正常收益,许多学者对其进行了深入的研究。

国外的早期研究如 Fama、French 和 Keim 都证实了美国股市存在周内效应<sup>[1-2]</sup>。国内学者在 2000 年前后开展了大量的日历效应研究。早期的研究如俞乔<sup>[3]</sup>、戴国强和陆蓉<sup>[4]</sup>、奉立城<sup>[5]</sup>,

收稿日期: 2015-06-26

作者简介: 许伟河(1978-),男,福建惠安人,经济师,博士,研究方向:区域货币信贷政策、证券市场。

均发现中国证券市场存在周内效应。近年来对我国日历效应的研究主要包括张兵<sup>[6]</sup>、严太华和齐颂超<sup>[7]</sup>、陈文俊和胡婷<sup>[8]</sup>、韩国文和刘安坤<sup>[9]</sup>、沈冰<sup>[10]</sup>等等。我国学者在日历效应研究中存在着一些弱点:如运用不同方法或者对不同时期的研究往往得出不一致的结论;研究的样本期间比较短,可能影响研究结果的可信性。

本文在现有研究的基础上,对张兵的方法进行了扩展,检验我国上海股票交易所的日历效应。本文区别于国内其他学者研究的特点在于:一是利用滚动样本的方法,分别给出了上证综指的星期效应和月份效应的实证结果,结论具有较强的稳健性,国内其他研究可以看成是滚动检验方法上的一点或者几点的结果。二是采用基于GED分布的GARCH模型,既考虑了上证指数收益率的时变方差特征,也考虑到分布的尖峰后尾性,结论具有稳健性。三是本文区别于张兵的特点之一在于创新地提出了星期效应的样本参与率,其最大优势是直观给出星期效应存在和消失的起止日期,具有强烈的实证分析意义。四是本文所考察的样本数据较新,张兵考察股市开市以来至2004-04-30前的数据,本文考察的样本期间从2004-05-01至2014-12-31的数据。

## 1 研究方法

### 1.1 单个窗口的日历效应检验模型

研究日历效应通常采用虚拟变量法。以星期效应为例,可建立模型如下:

$$R_t = \rho_1 D_{2t} + \rho_2 D_{2t} + \rho_3 D_{3t} + \rho_4 D_{4t} + \rho_5 D_{5t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中:  $R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100$ ,  $\rho_t$  为第  $t$  日的股票指数;

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{该日为星期 } i \\ 0 & \text{该日不为星期 } i \end{cases} \quad (i = 1, 2, 3, 4, 5)$$

如果  $\varepsilon_t$  服从经典的OLS假设,则公式(1)为经典的OLS回归。

考虑到指数收益率序列的时变和聚类性,我们采用GARCH模型,且选择GED分布拟合收益率的条件残差,即:

$$f(\varepsilon_t | \Psi_{t-1}) = \frac{v \exp(-0.5 |r_t / \sigma_t \xi|^v)}{\xi 2^{1+\frac{1}{v}} \Gamma(1/v)} \quad (2)$$

$$\xi = \left[ 2^{-\frac{2}{v}} \Gamma(1/v) / \Gamma(3/v) \right]^{0.5}$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3)$$

通常情况下,选取  $\rho = 1$  且  $Q = 1$  足以刻画收益率序列的异方差性,因此本文选取GARCH(1, 1)模型。

给定估计窗口,在5%的显著性水平下(本文以5%的显著性水平作为分析基准,下同)如果系数  $\rho_i$  显著不为0,即其  $t$  检验值的绝对值不小于1.96,则可认为在该估计窗口内存在星期  $i$  效应。与星期效应类似,我们可建立模型检验月份效应:

$$R_t = \rho_1 M_{1t} + \dots + \rho_{12} M_{12t} + \varepsilon_t,$$

$$\text{其中 } M_{it} = \begin{cases} 1 & \text{该日为月份 } i \\ 0 & \text{该日不为月份 } i \end{cases} \quad (i = 1, \dots, 12) \quad (4)$$

其中,残差序列的估计方程设定类似于上面的星期效应。

### 1.2 基于滚动窗口的日历效应检验模型

在给定单个窗口的日历效应检验的基础上,本文建立滚动窗口的股票市场日历检验模型,<sup>①</sup>对于大盘指数序列  $\{X_n\}$ ,计算可得对数收益率序列  $\{R_t\}$ ,序列长度  $t = 1, 2, \dots, T$ 。如无特别指出,本文所选取研究样本为上证指数自2004-05-01以来至2014-12-31的收益率序列  $\{R_t\}$ 。

#### 1.2.1 窗口长度 $W$ 固定不变

Step1.1 令窗口开始滚动,即令  $k = 1, T - W + 1$ ,对于每一个取值  $k$  :<sup>②</sup>

(1) 取收益率序列  $\{R_t\}$  的子序列  $\{R_t\}_{k,W}$ , ( $t = k, k+1, \dots, k+W-1$ ) 作为取值  $k$  对应日历效应检验窗口,该子序列长度为  $W$ 。如给定窗口长度200,则  $\{R_t\}$  的子序列  $\{R_t\}_{1,200}$  为第1个窗口,第1个窗口起点和终点分别为:2004-05-10和2005-03-02;第2个  $\{R_t\}_{2,200}$  则为2004-05-11至2005-03-03,最后一个  $\{R_t\}_{2393,200}$  则为2014-03-13至2014-12-31。

(2) 对每个子序列  $\{R_t\}_{k,W}$ ,利用方程(1) - (3) 估计,得到估计系数  $\{\rho_i\}_{k,W}$  ( $i = 1, 2, 3, 4$ ,

① 本文建立的模型及算法主要以星期效应为例。

② 即每一个取值  $k$ , 对应一个长度为  $w$  的窗口。

5), 及对应的检验值  $\{z_i\}_{k,w} (i = 1, 2, 3, 4, 5)$ 。给定  $W, k$  和某个  $i$ , 使得  $|z_{ik,w}| \geq 1.96$ , 则称该估计窗口存在星期效应。

如, 给定  $W = 200, k = 1$ , 对序列  $\{R_t\}_{1,200}$ , 窗口起点和终点分别为 2004-05-10 和 2005-03-02, 利用公式(1)-(3)进行实证检验可得到估计方程:

$$R_t = - \frac{.61D_{1t}}{(-3.16)} + \frac{.18D_{2t}}{(.92)} - \frac{.05D_{3t}}{(-.23)} - \frac{.5\rho_4 D_{4t}}{(2.64)} - \frac{.18\rho_5 D_{5t}}{(-.9)} \quad (5)$$

$$h_t = \frac{.25}{(.79)} + \frac{.07\varepsilon_{t-1}^2}{(1.12)} + \frac{.79h_{t-1}}{(3.79)}$$

从(5)可以看出  $\{R_t\}_{1,200}$  估计窗口存在星期效应, 即星期一效应和星期四效应。对收益率序列  $\{R_t\}$  运用 Step1.1 的方法滚动, 得到时间序列  $\{\rho_i\}_{k,w} (i = 1:5, k = 1:T-W+1)$ , 及对应检验值  $\{z_i\}_{k,w} (i = 1:5, k = 1:T-W+1)$ 。

Step1.2 定义星期  $i$  效应的样本参与数为该样本点参与估计的窗口中使得星期  $i$  效应出现的个数, 定义星期  $i$  效应的样本参与率为样本参与数与窗口长度的比值乘以 100, 具体计算步骤如下:

(1) 初始化收益率序列  $\{R_t\}$  的星期效应的样本参与数  $\{\rho_{t,i}\}$  为 0, 则该序列全为 0 且为  $T$  行 5 列矩阵;

(2) 若  $|z_{ik,w}| \geq 1.96$ , 则子序列  $\{R_t\}_{k,w}$  对应星期效应的样本参与数子序列  $\{\rho_{t,i}\}_{k,w}$  的值均加上 1。

以  $W = 200$  为例,  $k = 1$  时,  $|\rho_{1,200}| = 3.16 \geq 1.96$ , 则样本参与数  $\{\rho_{t,1}\}$  中, 除了起止日期为 2004-05-10 至 2005-03-02 的样本参与数子序列  $\{\rho_{t,1}\}_{1,200}$  为 1, 其余为 0;  $|z_{4,200}| = 2.64 \geq 1.96$ , 则起止日期为 2004-05-10 至 2005-03-02 的样本参与数子序列  $\{\rho_{t,4}\}_{1,200}$  为 1, 其余为 0;

当  $k = 2$  时,  $|z_{1,200}| = 2.88 \geq 1.96$ , 2004-05-10 对应的星期一效应样本参与数为 1, 而 2004-05-11 至 2005-03-02 对应的星期一效

应样本参与数为 2, 2005-03-11 对应的样本参与数为 1; 当滚动到 500 时, 2004-10-08 的星期一效应样本参与数为 95, 星期四效应参与数为 105, 而该交易日对应的星期二、星期三和星期五的参与数则为 0; 反之 2005-07-29 的星期三效应参与数为 59, 而该日的其余星期效应几乎为 0。

(3) 定义星期效应的样本参与率为:<sup>①</sup>

$$(I) \text{ 当 } t \in [1, \frac{W}{5} - 1] \cup [T - \frac{4W}{5} + 1, T]$$

时, 取值为 0;

$$(II) \text{ 当 } t \in [\frac{W}{5}, W] \cup [T - W, T - 4 \times \frac{W}{5}]$$

时, 取值为星期  $i$  的样本参与数  $\{\rho_{t,i}\}$  除以该样本点实际参与估计的窗口个数;

(III) 其余情况时, 星期的样本参与数  $\{\rho_{t,i}\}$  除以窗口长度  $W$ 。

在给定窗口长度的情况下, 星期  $i$  效应的样本参与率可以看出星期  $i$  效应存在和消失的起止日期, 具有强烈的实证分析意义。星期效应的样本参与率可以直观地分析出某个乃至某段交易日期在星期效应的作用。这也是本文区别于张兵的优势所在。

1.2.2 给定滚动窗口起始长度  $nW$  及起始日期  $T_0$

给定窗口起始长度  $nW$  及滚动窗口的起始日期  $T_0$ , 所研究收益率序列记为  $\{R_t\}_{n,w,T_0}, (t = T_0, T_0 + 1, \dots, T)$  对于窗口的每一次滚动, 窗口起始日期仍为  $T_0$ , 窗口的结束日期推后一个交易日, 窗口长度增加 1, 直至窗口滚动到序列的最后一个交易日。

Step2.1 令窗口开始滚动,  $k = 0 : T - T_0 - nW + 1$ , 对于每一个  $k$ :

(1) 取收益率序列  $\{R_t\}$  的子序列  $\{R_t\}_{k,mw,T_0}, (t = T_0, T_0 + 1, \dots, T_0 + mW + k - 1)$  作为取值  $k$  对应的日历效应检验窗口。如, 给定窗口起始长度  $mW = 200$  及窗口起始日期  $T_0$  为 2010-04-16, 则  $k = 0$  所对应的估计窗口: 2010-04-16 至 2011-02-15,  $k = 1$  对应窗口

① 考虑收益率序列  $\{R_t\}$  两端的情况, 即  $t \in [1, \frac{W}{5} - 1] \cup [T - \frac{4W}{5} + 1, T]$  时, 时刻  $t$  的样本点参与估计的窗口个数不足, 该期间的样本点参与率默认为 0。当  $t \in [\frac{W}{5}, W] \cup [T - W, T - 4 \times \frac{W}{5} + 1]$ , 时刻  $t$  的样本点参与估计的窗口个数介于  $\frac{W}{5}$  至  $W$  之间, 定义数据参与率取值为样本点参与数除以该样本点实际参与估计的窗口个数。

为2010-04-16至2011-02-16,  $k=944$  对应的估计窗口(窗口长度为1145)则为2010-04-16至2014-12-31。

(2) 对每个子序列  $\{R_t\}_{k,mw,T_0}$ , 利用方程(1)-(3)估计得到估计系数  $\{\rho_i\}_{k,mw,T_0}$  ( $i=1,2,3,4,5$ ), 及对应检验值  $\{z_i\}_{k,mw,T_0}$  ( $i=1,2,3,4,5$ )。对给定的  $nW, k$  和  $T_0$  和某个  $i$ ,  $|z_{i,k,mw,T_0}| \geq 1.96$ , 则称该窗口存在星期  $i$  效应。

如给定  $nW=200$ , 令  $k=0, T_0=2010-04-16$ , 则估计窗口起止日期为2010-04-16至2011-02-15, 该方程用方程(1)-(3)估计出的结果为:

$$R_t = -\frac{.49D_{1t}}{(2.50)} - \frac{.33D_{2t}}{(1.53)} - \frac{.02D_{3t}}{(.06)} - \frac{.09\rho_4 D_{4t}}{(-.41)} + \frac{.12\rho_5 D_{5t}}{(.50)} + h_t$$

$$h_t = \frac{2.15}{(34.43)} + \frac{.01\varepsilon_{t-1}^2}{(0)} + \frac{.03h_{t-1}}{(0.01)} \quad (6)$$

从方程(6)可以看出, 从2010-04-16至2011-03-02这期间, 存在星期一效应。同样的, 令  $k=944$  即估计窗口起止日期为2010-04-

16至2014-12-31,  $|z_{4,944,200,2010-04-16}| = 3.46 \geq 1.96$ ,  $|z_{5,944,200,2010-04-16}| = 2.16 \geq 1.96$ , 说明当  $k=944$  时, 存在星期四效应和星期五效应。

3. 给定窗口起始长度  $mW$  及窗口截止日期  $T_1$ , 则我们要分析的序列为  $\{R_t\}_{T_1, mW}$ , ( $t=1, 2, \dots, TR_1$ ), 其算法和上面的算法类同, 在此不做赘述。

## 2 实证结果及结论分析

实证研究选择具代表性的上证综合指数作为研究对象, 所选择的样本期间为2004年5月至2014年12月底之间的所有交易日, 采用对数收益率方法得到上证综指日收益率数据  $\{R_t\}$ , 共计2592个样本点。本文所进行的程序分析及计算均在SAS9.3的环境下进行, 所使用的模块包括BASE、IML和ETS等。

### 2.1 固定窗口长度的星期效应实证结果

选取固定窗口长度分别为  $W=200, 500$ , 窗口起始日期均为2004-05-10,<sup>①</sup>利用Step1.1和Step1.2的步骤计算, 分别得出估计窗口的  $t$  值。<sup>②</sup>

图1是长度分别为200、500、1000和1500

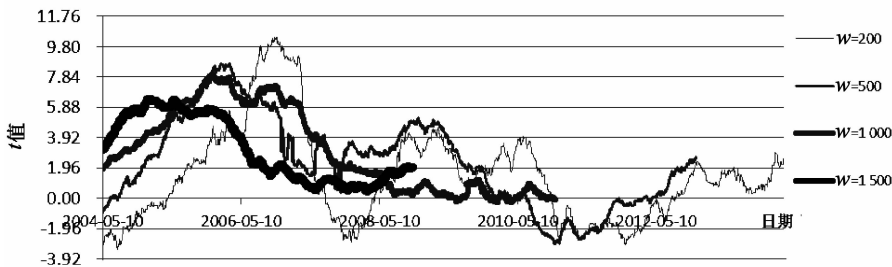


图1 固定窗口长度的星期一效应  $t$  值走势图

Fig. 1  $t$  value tendency of Monday effect with fixed window length

的滚动窗口的星期一效应  $t$  值走势图。曲线中的每一点对应着滚动窗口的起始日期(横轴)以及滚动窗口估计得出的  $t$  值(纵轴)。如, 图中2004-05-10对应的星期一效应的  $t$  值为-3.16 ( $W=200$ , 窗口结束日期2005-03-02)、-0.83 ( $W=500$ , 窗口结束日期2006-05-30)、1.93

( $W=1000$ , 窗口结束日期2008-06-16)、3.17 ( $W=1500$ , 窗口结束日期2010-07-02)。图2是星期一效应的样本参与率图, 窗口长度分别为  $W=200, 500, 1000$  和1500, 曲线中的每一点对应着上证指数的交易日(横轴)以及该交易日的星期一效应样本参与率。如, 2010-04-16这个交

① 张兵采用的数据截止到2004-04-30。为了对我国股票市场的日历效应有更进一步的分析, 本文选取的样本期间为2004年5月份之后的上证综指交易日, 即2004-05-10之后的数据。

② 为了对不同曲线有明确的区分, 我们设置曲线的宽度随着图示顺序逐条递增, 本文下面所设值得图形类同。

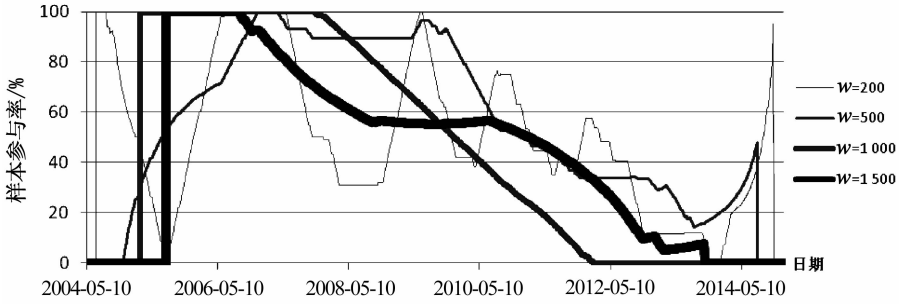


图 2 星期一效应的样本参与率走势图

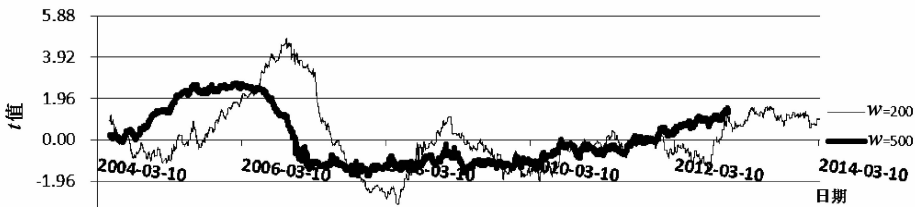
Fig. 2  $t$  value tendency of sample participation rate of Monday effect

易日对应的星期一效应的样本参与率分别为 38.5% ( $W = 200$ )、71.4% ( $W = 500$ )、42.3% ( $W = 1000$ )和 41.3% ( $W = 1500$ )。

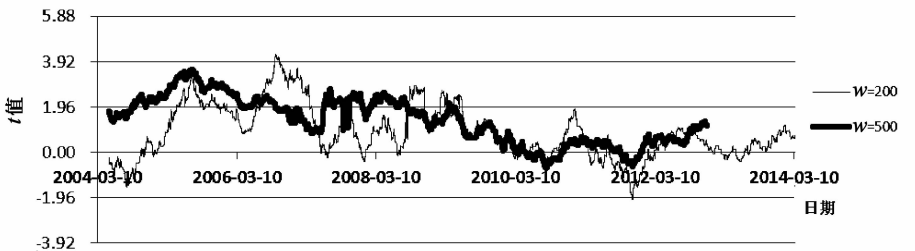
从图 1、2 我们可以看出：一是随着窗口长度的拉长， $t$  值走势图和样本参与率图的走势更加平缓。二是在 2005 年至 2007 年底期间，上证指数单边上涨，上海证券市场存在星期一效应，且随着窗口长度的增加，星期一效应的持续时间更长。这正对应于 2005-04-29 中国证监会宣布启动股权分置改革试点，监管层小心呵护市场，周末利好消息不断，上证综指持续走高等因素有关系。三是随着时间的推移至以 2007-11-21 起点的

滚动窗口 ( $W = 1000$ )，上证指数持续下跌，星期一效应消失，但该日的星期一效应的样本参与率仍高达 98.3% ( $W = 1000$ )，但之后呈直线下降至 0，说明了包含 2007-11-21 这一交易日的窗口，几乎全部存在星期一效应，但离开 2007-11-21，星期一效应持续不显著。这可能与 2007-10-17 上海股市登上 6000 的高点后，股市持续在 1700 至 3000 的箱体震荡，周末利好消息较少有关系。

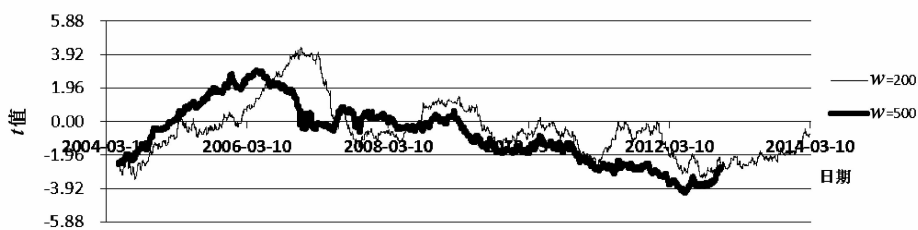
图 3 和图 4 分别是星期二至星期五效应的  $t$  值走势图和样本参与率走势图。为了图形美观和简洁，本文以下部分仅给出  $W = 200$  和  $W = 500$  的情形，不给出  $W = 1000$  和  $W = 1500$  的情形。



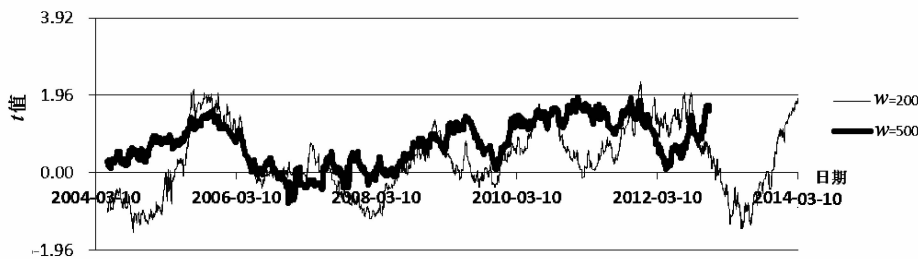
(a) 周二效应  $t$  值图



(b) 周三效应  $t$  值图



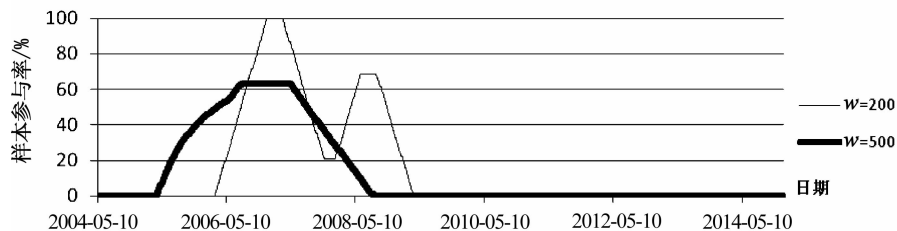
(c) 周四效应  $t$  值图



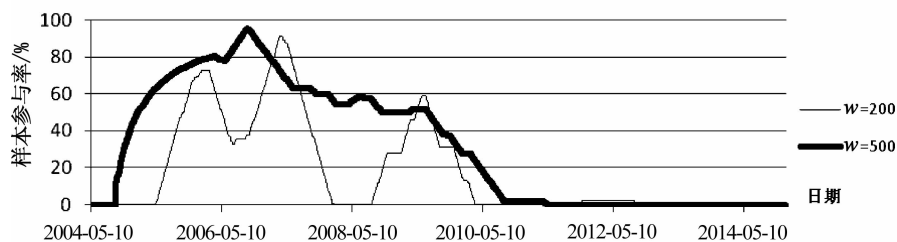
(d) 周五效应  $t$  值图

图 3 星期二至星期五效应  $t$  值走势 (窗口长度固定)

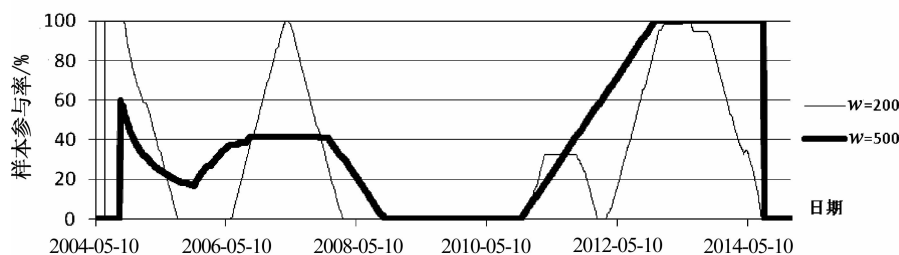
Fig. 3  $t$  value tendency of Tuesday to Friday effects (with fixed window length)



(a) 周二效应的样本参与率



(b) 周三效应的样本参与率



(c) 周四效应的样本参与率



图 4 星期二至星期五效应样本参与率图(窗口长度固定)

Fig. 4  $t$  value tendency of sample participation rate of Tuesday to Friday effects (with fixed window length)

从图 3 和图 4 中可以看出:一是自 2007 年开始,除了星期五曲线的尾端外,星期二、三、五效应的  $t$  值走势图落入了  $[-1.96, 1.96]$  的区间内,即不存在星期二、星期三和星期五效应。可以对该结论进行佐证的是图 4,星期二效应的样本参与率特点为“两头为 0,中间突起”;星期三则为“前期高位运行,后期逐渐趋向于 0”;星期五效应为“几乎为 0,尾端逐渐走高”。二是星期四效应在前期不显著,后期逐渐出现为负显著的星期四效应,即分别从 2010 年 12 月 ( $W=500$ )、2009 年 4 月 ( $W=1000$ ) 及 2007 年 4 月 ( $W=1500$ ) 开始,星期四效应持续显著到 2014-12-31,这也可从图 4 的星期四效应样本参与率走势图为“两头高位,中间为 0”的特点中可以看出。

综合图形 1~4,我们可以看到一些有趣的结果:第一,周期越短,星期效应的变化就越快;周期延长时,星期效应的走势较为稳定。第二,在 2005 年至 2007 年底期间,星期一、星期三效应最为显著,进入 2009 年后,星期一、二、三、五均不显著。第三,星期四效应在 2012 年以后持续存在,国内学者尚未发现这一奇特现象,换言之,星期二效应不具有普遍性。第四,末期出现了显著为正的星期五效应。第五,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,不同的估计方法会产生不同的结果。第六,股票市场的单边上涨阶段往往伴随着星期一效应的出现。第六,星期效应的样本参与率图具有强烈的、直观的功效,可以帮我们准确发现哪些点或者哪些区间对星期效应影响较大。从图中可以清楚看到,星期一、三效应主要集中在 2005 年至 2007 年;星期二效应主要集中在 2006 年至 2007 年;星期四效应主要集中在 2013 年以后;星期五效应主要集中在

在 2014 年 12 月份以后。这也是我们的结论更具稳健性和更优于张兵的特点所在。

## 2.2 窗口可变的滚动样本检验实证结果

以上我们运用固定窗口长度的滚动样本方法检验星期效应。我们考虑窗口长度也是可变的,即给定窗口起始日期(结束日期),令滚动窗口的结束日期(起始日期)不断后(前)延伸,利用方程估计得到一系列的滚动窗口的检验值。我们想知道 2010-04-16 股指期货推出以后,星期效应会产生如何的变化。

我们分别固定滚动窗口的起始日期和结束日期:(1)固定窗口的起始日期,让滚动窗口的长度从 200 开始,每滚动一次,滚动窗口的结束日期延后一个交易日,窗口长度增加 1,直至窗口滚动到 2014-12-31。(2)固定窗口的结束日期,让滚动窗口的长度也从 200 开始,每滚动一次,滚动窗口的开始日期向前延伸一个交易日,窗口长度增加 1,直至 2010-04-16。

图 5 以 2010-04-16 为起点的星期效应  $t$  值走势图。从图中可以看出,自 2010-04-16 股指期货推出后,星期一、二、三、五效应消失,但在尾端(终点为 2014-12-08 至 2014-12-31 这一期间)星期五效应才开始出现,而 2014-12-08 至 2014-12-31 这段时间对应着股市在 22 个交易日内上涨 20% 的“猪也在飞”的行情。星期四效应自 2012-11-15(窗口长度为 629)开始显著为负,并一直持续到 2014 年底。

图 6 是以 2014-12-31 为终点的星期效应  $t$  值走势图。从图中可以看出,随着滚动窗口起始日期的向前延伸,星期一、二、三效应持续不显著。然而,滚动窗口起始日期自 2013-06-05 向前延伸至 2010-04-16 止,星期四效应为负,且持续

显现;滚动窗口起始日期自 2011-04-01 向前延 伸至 2010-04-16 止,星期五效应持续存在。

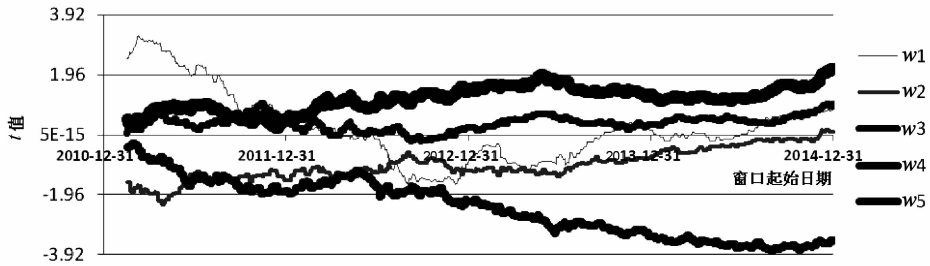


图5 起始日期为 2010-04-16 滚动窗口  $t$  值走势 ( $T_0 = 2010-04-16, nW = 200$ )

Fig. 5  $t$  value tendency of rolling window starting from April 16, 2004 ( $T_0 = 2010-04-16, nW = 200$ )

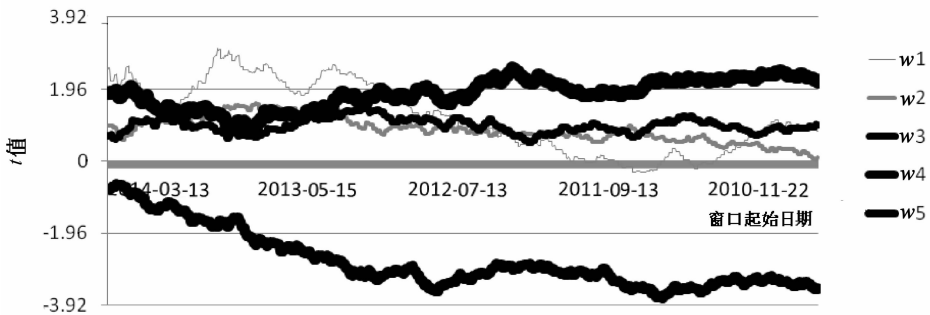


图6 结束日期为 2014-12-31 滚动窗口  $t$  值走势 ( $T_1 = 2014-12-31, nW = 200$ )

Fig. 6  $t$  value tendency of rolling window ending at Dec. 31, 2014 ( $T_1 = 2014-12-31, nW = 200$ )

从图 5、图 6 我们可以得到以下的结论:第一,在股指期货推出后至 2014 年年底,不管滚动窗口长度如何,星期一、二、三效应均不显著。第二,以 2010-04-16 为起点,且以 2012-11-15 至 2014-12-31 底为终点的滚动窗口,以及以 2014-12-31 为终点,且以 2010-04-16 至 2013-06-05 为起点的滚动窗口,星期四效应为负且持续存在。第三,以 2010-04-16 为起点,且以 2014-12-08 至 2014-12-31 为终点的滚动窗口,存在持续为正的星期五效应;以 2010-04-16 至 2011-04-01 为起点,2014-12-31 底为终点的滚动窗口,存在持续为正的星期五效应。

### 2.3 月份效应的实证检验结果

由于篇幅关系,本部分简单给出上海股市月份效应的检验,运用 GARCH(1,1) 的月份效应检验的  $t$  值走势图,从生成的结果我们可以得出:第一、月份效应持续时间较短,在 2005 年 1 月至

2006 年 9 月期间,1、4、5、12 月存在显著为正的月份效应,在 2007 年 11 月至 2009 年 5 月之间以及 2008 年 12 月至 2009 年 10 月之间分别存在显著为正的 9 月和 10 月效应。第二,除了在尾部存在显著为正的 9 月份效应外,其余的 11 个月份的月份效应最终落入了  $[-1.96, 1.96]$  的区间内,即不存在月份效应。这与部分文献中提到的中国股市存在显著为负的 12 月份效应(张兵)相矛盾。

## 3 结论

本文运用基于广义误差分布的 GARCH 模型的滚动样本检验方法,准确反映出日历效应的时变特征,给出全景式的结论,本文的结论具有较强的稳定性。同时,提出了星期效应的样本参与率,使得我们能准确给出强烈影响星期效应的日历期间。主要结论归结为:(1)周期越短,星期效应的变化就越快;周期延长时,星期效应的走势较为稳定。(2)上证指数单边上涨,上海证券市场存在

星期一效应,且随着窗口长度的增加,星期一效应的持续时间更长。上证指数持续下跌,星期一效应消失。(3)在2005年至2008年期间,星期一、星期三效应最为显著,进入2009年后,星期一、二、三、五均不显著。星期四效应在2012年以后为负且持续存在,国内学者尚未发现这一奇特现象。(4)末期出现了显著为正的星期五效应。

(5)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,不同的估计方法会产生不同的结果。(6)星期效应的样本参与率图具有强烈的、直观的功效,可以帮我们准确发现哪些点或者哪些区间对星期效应影响较大。(7)在股指期货推出后至2014年年底,不管滚动窗口长度如何,星期一、二、三效应均不显著。

## 参考文献:

- [1] Fama E F. The behaviour of stock prices[J]. *Journal of the Business*, 1965, 38(1): 34 - 105.
- [2] Keim D B, Stambough R F. Further investigation of the weekend in stock return[J]. *Journal of Finance*, 1987, 39(3): 819 - 840.
- [3] 俞乔. 市场有效、周期异常与股价波动——对上海、深圳股票市场的实证分析[J]. *经济研究*, 1994(9): 43 - 50.
- [4] 戴国强, 陆蓉. 中国股票市场的周末效应检验[J]. *金融研究*, 1999(4): 48 - 54.
- [5] 奉立城. 中国股票市场的周内效应[J]. *经济研究*, 2000(11): 50 - 57.
- [6] 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.
- [7] 严太华, 齐颖超. 股市的节日效应探源: 基于上证综指和深证成指收益率[J]. *改革*, 2011(2): 124 - 128.
- [8] 陈文俊, 胡婷. 沪市农业板块规模效应和月份效应的实证研究[J]. *中央财经大学学报*, 2012(10): 43 - 48.
- [9] 韩国文, 刘安坤. 沪深股市周内效应再检验[J]. *重庆大学学报*, 2014, 20(3): 33 - 41.
- [10] 沈冰, 廖杰, 余函. 中国股票市场月份效应的实证研究[J]. *财经问题研究*, 2014(6): 57 - 62.

(责任编辑: 肖锡湘)

(上接第391页)

- [5] 梁小春, 陈梅香, 杨忠鹏, 等. 矩阵的秩和非零特征值个数关系的进一步讨论[J]. *闽南师范大学学报: 自然科学版*, 2014, 27(2): 1 - 6.
- [6] 吕洪斌, 杨忠鹏, 冯晓霞. 矩阵的秩和非零特征值个数差的确定[J]. *吉林大学学报: 理学版*, 2014, 52(6): 1210 - 1214.
- [7] Chen Mei-Xiang, Lü Hong-Bin, Feng Xiao-Xia, et al. The essential  $(m, l)$ -idempotent matrix and its minimal polynomial [J]. *International Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 2013, 41(11): 31 - 41.
- [8] Horn R A, Johnson C R. *Matrix Analysis* [M]. New York: Cambridge University Press, 1985.
- [9] Wu Yan, Linder D F. On the eigenstructures of functional  $K$ -potent matrices and their integral forms [J]. *WSEAS Trans Math*, 2010, 9(4): 244 - 253.
- [10] 胡付高, 杨娇. 幂零矩阵的一个性质[J]. *高等数学研究*, 2011, 14(3): 52 - 54.
- [11] Zhang Fuzhen. *Matrix Theory: Basic Results and Techniques* [M]. 2nd ed. Berlin: Springer, 2011.
- [12] 廖小莲, 伍征斌, 陈国华.  $k$ -幂零矩阵的一个新性质[J]. *湖南人文科技学院学报*, 2011(2): 71 - 73.

(责任编辑: 陈雯)