

中国股票市场上的“隔夜效应”和 “午间效应”研究

刘红忠 何文忠

(复旦大学经济学院,上海 200433)

摘 要:我国目前关于非交易时期信息对股市影响的研究多集中在“周末效应”和“节日效应”上,而缺少对其他非交易时期的研究。针对这一现状,本文在定义了“午间效应”和“隔夜效应”之后,使用交叠样本法和 ARMA - GARCH 模型对深沪两市上的午间休市和晚间休市对股票收益率的影响进行了实证分析。研究发现:深沪两市均存在持续稳定的“隔夜效应”;同时,在某些年份,两市存在显著的“午间效应”,但这种效应不具有持续稳定的特性,而是随着样本期选择的不同而变化的特征。使用 5 分钟数据进行的抽样频率稳健性检验与上述结论基本一致,证明了本文结论具有较好的稳定性。

关键词:隔夜效应;午间效应;交叠样本

JEL 分类号:G11; G14; G19 **文献标识码:**A **文章编号:**1002 - 7246(2012)02 - 0155 - 13

一、引 言

近年来,金融市场上的非交易时期信息引起了学界的广泛关注。普遍的研究认为,由于非交易时期存在大量的公开信息或私人信息的累计^①,非交易时期之前和之后的股票

收稿日期:2011 - 01 - 11

作者简介:刘红忠,复旦大学经济学院教授,E-mail:hzzliu@fudan.edu.cn.

何文忠,复旦大学经济学院博士研究生,E-mail:herbal.ling@gmail.com.

* 本文研究得到了国家自然科学基金(70671027)、教育部人文社会科学规划项目(09YJC790044)以及复旦大学重点学科优秀博士生科研资助计划资助;感谢匿名审稿人的建设性修改意见,当然文责自负。本文曾入选第七届中国金融学年会,复旦大学刘庆富副教授、山东大学胡金焱教授、台湾大学沈中华教授等提出诸多修改意见,在此一并表示感谢。

① Del Corral *et al.* (2003)检验了 2000 年 1 月在纽约证券交易所(NYSE)、美国商品交易所(AMEX)和纳斯达克(NASDAQ)挂牌的所有公司的盈余公告,发现 93%的公告是在非交易时间发布的,其中 41%是在刚闭市不久发布的,52%是在临近开市时发布的。

收益率存在显著的异常现象,著名的“周末效应”、“节日效应”和“隔夜效应”即是例证。前两种效应自从国外学者发现以后,我国部分学者即对 A 股市场进行了大量的实证研究,并取得了多项显著成果,但“隔夜效应”(Overnight Effect)却被大多数学者忽略。French 和 Roll(1986)较早对此类现象进行了研究,他们测算了非交易时期的小时收益率波动性和交易时期的小时收益率波动性,发现后者要比前者高出很多,他们认为这种现象主要是由于私人信息在非交易期间不断累计,导致交易者产生认知偏差,从而在交易期内积极交易等原因造成的。Foster 和 Viswanathan(1993)也持有这种观点,他们认为,投资者在休市期间会积极搜集私人信息,一旦他们认为这些信息在交易时段会公开,在股市开盘时就倾向于过度交易,导致收益率异常。Greene 和 Watts(1996)选择纽约交易所和纳斯达克交易所各 100 只股票对这种现象进行了实证分析,研究认为不仅私人信息如此,公开信息同样会导致投资者积极交易,从而导致隔夜开盘时的收益率波动性比平时要大。Brock 和 Kleidon(1992)、Gerety 和 Mulherin(1992)从投资组合角度研究这一现象,他们认为,由于大量新信息在非交易期间的累计,收盘前最优的投资组合在开盘后变得不再最优,故而组合投资者会重新调整投资结构,导致市场产生显著波动。可见,“隔夜效应”在国外研究较为充分,而我国目前对这一现象研究较为缺乏,这显然不利于更好地理解我国股票市场的运行效率及进一步完善市场交易机制,因此本文将这一现象作为研究对象。

此外,除了夜间休市,与很多国家不同,在正常的交易日内,我国股票市场还存在午间休市这一独特制度,即 11:30-13:00 时段股票停止交易。而该期间同样存在信息的累计过程,因而也同样存在类似节日或周末对股票收益率影响的作用机制对这一问题的研究国内仍然处于空白状态。

因此,本文拟在借鉴国外学者研究前述“日历效应”所用方法的基础上,具体探讨深沪交易所午间休市和晚间休市两种休市制度对股票市场的影响。对这两个问题定义如下:

定义 1 午间效应,如果单个交易日午间休市对上午闭市前或下午开盘后平均收益率有着显著的影响,则称这种异常现象为“午间效应”。

定义 2^① 隔夜效应,如果单个交易日晚间休市对当晚休市前或第二日开盘后平均收益率有着显著的影响,则称这种异常现象为“隔夜效应”。

由定义可知,两种效应主要包括两个方面:一是“午间(隔夜)休市前效应”,即午间(晚间)休市对上午休市前(晚间休市前)的平均收益率有着显著的影响。二是“午间(隔夜)休市后效应”,即午间(晚间)休市对下午开盘后(第二日开盘后)的平均收益率有着显著的影响。这里借鉴 Wood 等(1985)、Chan 等(2000)的研究,选择 30 分钟收益率作为

① 感谢匿名审稿人对本定义的厘清和辨析。

检验对象。^①

二、数据和模型说明

(一)数据选取和描述性分析

1. 数据选取。由于我国股市正处于快速成长阶段,相关政策、法规和监管措施不断推出,不同的样本区间的统计特征可能差异较大,因此,为了避免样本选取带来的系统性误差,选取较长的样本区间来检验这一效应,整体样本选择区间为2002年1月4日—2009年12月31日。

此外,根据有关学者对“周末效应”研究,深沪两市常常表现出不同的“周末效应”特征(奉立诚,2000)。因此,在分析“午间效应”和“隔夜效应”时,选取深圳成指和上证综合指数两个指数进行检验。30分钟收益率采取对数收益率,即: $R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100$,^②式中, R 代表对数收益率, P 代表每间隔30分钟时的交易价格。所用数据全部来源于深沪交易所数据库。

2. 描述性统计分析。通过观察深圳成指2002年1月4日—2009年12月31日30分钟收益率描述性统计结果可以发现,各个时段收益率分布的峰度都大于3,说明深圳成指30分钟收益率具有“尖峰厚尾”特征;11:00—11:30、14:00—14:30和14:30—15:00收益率偏度为负,其他时段收益率均为正,说明30分钟收益率分布不对称,大多时候正收益发生的概率比负收益发生的概率要大。检验正态分布的JB统计量均在1%的显著性水平下拒绝“收益率服从正态分布的假设”,因此,在对股票收益率计量建模时若仍假定收益率服从正态分布是不科学的。 $Q(10)$ 、 $Q(20)$ 和 $Q^2(20)$ 统计量显著,表明深圳成指收益率和其平方序列均存在一定程度的高阶自相关性。滞后5期的ARCH-LM检验均在1%水平下拒绝了“收益率残差序列不存在条件异方差性”的原假设,表明收益率序列方差具有“波动聚集”的时变特征。分析上证综指30分钟收益率描述性统计结果可得类似结论,限于篇幅,这里从略。

(二)模型设计

为检验每个交易日各时段平均收益率是否有显著差异,建立如下虚拟变量回归模型:

$$R_t = \sum_{i=1}^8 \eta_i D_{i,t} + \varepsilon_t, i = 1, \dots, 8 \quad (1)$$

^① Wood, McNish 和 Keith (1985) 使用 1971 年 9 月—1972 年 2 月纽约证券交易所 6 个月逐笔成交数据从微观层面上考察了股票收益率的特征和交易行为。他们首先计算每分钟收益率,然后对每分钟收益率逐项滞后进行收益率分布和自相关性检验,以考察不同时长的数据相关性情况,研究发现,开盘前 30 分钟、收盘后 30 分钟股价序列相关性最好,且收益率分布与一天其他时段的收益率分布显著不同。参见: Wood A., H. McNish and J. Keith., 1985, "An Investigation of Transactions Data for NYSE Stocks," *Journal of Finance*, Vol. 40, pp. 723—739.

^② 这种形式实际上只考虑了股票收益率中的资本利得部分,而忽略了其中的股息和红利,准确的表达形式应是 $R_t = [\ln(P_t + D_t) - \ln P_{t-1}] \times 100$ 。所幸 Fama 和 French (1988) 研究认为,股息对于收益率分布整体影响不大,在统计上完全可以忽略。

式中, R_t 为 t 时的股票收益率, $D_{i,t}$ 为单个交易日第 i 个 30 分钟股票收益率的虚拟变量, 即当 $t = 1$ 时, $D_{1,t} = 1$, 否则为零, 依此类推。如果实证检验发现所设虚拟变量 D_1 、 D_3 不显著为零, 则表示晚间休市对休市后或休市前 30 分钟股票收益率有着显著的影响, 市场上存在显著的“隔夜休市后效应”或“隔夜休市前效应”。若 D_4 、 D_5 不显著为零, 则表示午间休市对休市前或休市后 30 分钟股票收益率有着显著的影响, 市场上存在显著的“午间休市前效应”或“午间休市后效应”。

表 1 列出了(1)式的最小二乘法估计结果。由表可知, 两市 14:30 - 15:00 的系数均显著不为零, 且影响方向为正。这表明, 晚间休市对收盘前半个小时的收益率有正的影响, 即两市存在较为显著的“隔夜休市前效应”; 但是, 11:00 - 11:30、13:00 - 13:30 的系数均不显著, 说明尽管午间存在信息的累计, 但其对开盘后和收盘前 30 分钟股票收益率的影响微乎其微, 几乎可以忽略不计。

表 1 “午间效应”和“晚间效应”简单最小二乘估计结果
(样本: 2002. 1. 4—2009. 12. 31)

$$R_t = \sum_{i=1}^8 \eta_i D_{i,t} + \varepsilon_t$$

时段或统计量	系数值(沪市)	系数值(深市)
9:30 - 10:00	-0.0528(-3.9086)***	-0.0073(-0.5014)
10:00 - 10:30	0.0057(0.4243)	0.0208(-1.4228)
10:30 - 11:00	-0.0219(-1.6224)	-0.0119(-0.81157)
11:00 - 11:30	-0.0073(-0.5398)	-0.0078(-0.53)
13:00 - 13:30	0.0053(0.3934)	0.009(-0.6205)
13:30 - 14:00	0.0438(3.2435)***	0.0448(3.0584)***
14:00 - 14:30	-0.0059(-0.436124)	-0.0142(-0.9708)
14:30 - 15:00	0.0686(5.0793)***	0.0396(2.7093)***
R^2	0.00349	0.00117
D. W.	1.9606	1.919

注: 括号中的系数为 t 统计量, ***为 1% 显著性水平下显著, **为 5% 显著性水平下显著, *为 10% 显著性水平下显著。

但是, 正如前述, 上证综合指数与深圳成份指数 30 分钟收益率均存在“尖峰厚尾、自相关性和波动聚集”的特征, 利用 OLS 模型进行统计推断得到的系数值固然是无偏的, 但得到的方差估计却不是有效的, 故系数显著性检验通常不是很可靠。因此, 本文借鉴 Javier and Beatriz(2009)的研究结论, 使用 ARMA(m, n) - GARCH(q, p)模型来刻画股票收益率序列的这种特性。通过该模型, 一方面可以通过设置不同阶数的 ARMA(m, n)来处理序列的短暂记忆性, 另一方面, 又可通过设置 GARCH(q, p)模型来处理序列的时变方差问题。模型建立如下:

$$R_t = \sum_{m=1}^M \beta_m R_{t-m} + \sum_{n=1}^N \gamma_n \varepsilon_{t-n} + \sum_{i=1}^8 \eta_i D_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \sum_{q=1}^Q \phi_q \sigma_{t-q}^2 + \sum_{p=1}^P \varphi_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (3)$$

(2)式为均值方程,(3)式为方差方程。 σ_t^2 为条件方差, ε_t 为误差项, β 、 γ 、 η 、 ω 、 ϕ 、 φ 为方程系数,式中若 η_1 显著不为零,则说明存在显著的“隔夜休市后效应”, η_8 显著不为零,则说明存在显著的“隔夜休市前效应”。若 η_4 显著不为零,则说明存在显著的“午间休市前效应”, η_5 显著不为零,则说明存在显著的“午间休市后效应”。

此外,之前很多学者在估计 GARCH 模型时,为了估计上的简便,通常假定误差项服从正态分布或广义误差项分布(GED)。前者不能准确刻画股票收益率序列的“尖峰厚尾”特性,常常导致极端事件被低估;后者虽然在刻画尾部数据时可以通过调整形状参数灵活地处理不同程度的“尖峰厚尾”特性,但所得的极大似然值和 AIC 值却不是最优的。有鉴于此,本文根据黄德龙和杨晓光(2008)、姚远(2009)对中国股市的研究结论,^①假定误差项服从学生 t 分布形式。其概率密度函数为:

$$f(x | I_{t-1}) = \frac{\Gamma(\frac{v+1}{2})}{\Gamma(\frac{v}{2}) \sqrt{\pi(v-2)} \delta^2} \left[1 + \frac{(x-\mu)^2}{(v-2)\sigma^2} \right]^{-\frac{v+1}{2}}, \quad (-\infty \leq \mu \leq +\infty) \quad (4)$$

式中, $f(\cdot)$ 为条件密度函数, I_{t-1} 表示 t-1 期的信息集, $\Gamma(\cdot)$ 为 gamma 函数, μ 是位置参数, σ^2 是离散化参数, v 是自由度,当 v 趋于无穷大时,t 分布便演变为正态分布, $E(x | I_{t-1}) = \mu$, $Var(x | I_{t-1}) = \sigma^2$ 。设样本容量为 T,此时 GARCH 模型的对数似然函数的形式为:

$$\ln L(\theta) = -\frac{T}{2} \ln \left\{ \frac{\pi(v-2)\Gamma(v/2)}{\Gamma[(v+1)/2]^2} \right\} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \ln \sigma_i^2 - \frac{v+1}{2} \sum_{i=1}^T \ln \left(1 + \frac{(y_i - x_i \gamma)^2}{\sigma_i^2 (v-2)} \right) \quad (5)$$

这样,参数的估计就变成了在自由度 $v > 2$ 的约束下使对数似然函数最大化的问题。

最后,为了得到较为准确的 ARMA(m, n) - GARCH(q, p)模型,本文首先建立了一个长阶的 ARMA(m, n) - GARCH(q, p)模型,然后以 AIC、SC 和 Hannan - Quinn 值为检验标准,通过分步回归,逐步剔除变量的方式,最终得到 ARMA(1, 1) - GARCH(1, 2)为最优拟合评价模型。限于篇幅,这里省略了分步回归结果。

三、实证分析

(一)整体样本估计结果

表 2 是 2002. 1. 4 - 2009. 12. 31 沪深两市 30 分钟收益率 ARMA(1, 1) - GARCH(1,

^① 黄德龙和杨晓光(2008)使用学生 t 分布、Logit 分布、指数分布以及混合正态分布结合 ARCH - M 模型和 GARCH - M 模型对股指收益率数据分别进行了拟合比较,研究认为学生 t 分布和历史数据的分布最为接近。姚远(2009)比较了沪深两市 GARCH、EGARCH 和 TARCH 模型在正态分布、学生 t 分布、广义误差项分布假设下的极大似然值和 AIC 值,认为学生 t 分布在这两个指标下要明显优于正态分布和广义误差项分布。

2)模型的估计结果。如表所示,滞后 5 期的 ARCH - LM 检验的相伴概率均超过了 10%,说明 ARMA(1,1) - GARCH (1,2)模型有效消除了残差序列的条件异方差性,D. W. 统计量接近于 2,说明模型的低阶自相关性也基本得到消除,因而模型的设定是合理的。但是,两个模型的 R^2 都非常低,说明决定市场收益率的因素很多,能够用“午间效应”和“隔夜效应”解释的成份很小。

从表 2 中可发现,两市 D_8 的系数均为正,且都通过了 1% 的显著性水平检验,这意味着晚间休市对每日最后 30 分钟的收益率有着显著的影响。这与有关研究结论也较为一致。根据 Greene 和 Hodges(2002)研究,很多投资者都偏爱在临近交易结束时进行交易,因为此时全天的不确定性已经降到最低。一些大的机构投资者,如基金公司为了争取较好的净值排名,也喜欢在最后几分钟买入已经持有的股票,以提升组合的价值(David 等, 2011)。另外一些机构投资者,从提升投资者信心的角度,也常在尾盘操纵股价,以制造市场后续将会向上或向下的迹象,从而导致休市前收益率显著异常(Felixson and Pelli, 1999; Hillion and Suominen, 1998)。

表 2 整体样本期 ARMA(1,1) - GARCH (1,2)模型估计结果
(样本期:2002. 1. 4 - 2009. 12. 31)

均值方程: $R_t = \sum_{m=1}^M \beta_m R_{t-m} + \sum_{n=1}^N \gamma_n \varepsilon_{t-n} + \sum_{i=1}^8 \eta_i D_{i,t} + \varepsilon_t$							
变量系数	η_1	η_2	η_3	η_4	η_5	η_7	
沪:02-09	-0.0154 (-1.96)**	-0.0242 (-2.63)***	-0.0335 (-3.61)***	0.0147 (1.55)	-0.0136 (-1.37)	0.0304 (3.16)***	-0.0024 (-0.27)
	$R^2 = 0.00218; \bar{R}^2 = 0.00161; D. W. = 1.9613; ARCH - LM = 4.29(0.5184)$						
深:02-09	0.0174 (2.11)**	-0.0257 (-2.58)**	-0.0322 (-3.27)***	0.0152 (1.48)	-0.0121 (-1.13)	0.0219 (2.11)**	-0.0104 (-1.03)
	$R^2 = 0.00321; \bar{R}^2 = 0.00263; D. W. = 1.9875; ARCH - LM = 5.38(0.3708)$						
方差方程: $\sigma_t^2 = \omega_0 + \sum_{q=1}^Q \phi_q \sigma_{t-q}^2 + \sum_{p=1}^P \varphi_p \varepsilon_{t-p}^2$							
	η_8	β_1	γ_1	ω_0	φ_1	φ_1	φ_2
沪:02-09	0.0747 (8.29)***	-0.2817 (-0.96)	0.2814 (0.96)	0.0011 (5.9)***	0.9540 (311.16)***	0.1113 (8.73)***	-0.0684 (-5.26)***
深:02-09	0.0471 (4.61)***	0.8200 (17.22)***	-0.7886 (-15.31)***	0.0012 (5.63)***	0.9548 (317.19)***	0.1132 (8.74)***	-0.0704 (-5.36)***

注:***为 1% 显著性水平下显著,**为 5% 显著性水平下显著,*为 10% 显著性水平下显著,下同。

两市 D_1 的系数均通过了 5% 的显著性水平检验,表明晚间休市对开盘后的收益率也有着显著的影响,这与陆磊和刘思峰(2008)研究的“节后效应”的结论几乎一致。但这种现象是否具有持续稳定的特征,还要通过后面的稳健性检验来进一步验证。

反映两市“午间休市前效应”和“午间休市后效应”的 D_4 、 D_5 的系数均不显著,这意味着午间休市对休市前 30 分钟和开盘后 30 分钟的收益率几乎没有影响,这与前面的 OLS 的估计结果一致。原因在于首先,午间休市的时间较为短暂,累计的信息较少,不足以对股票市场产生较大的冲击。其次,政府机构及各上市公司多倾向于在晚间休市期间宣布各种实质性利多或利空信息,因而,在整个午间休市期间,信息流多以对市场影响偏弱的信息为主,股价不会发生较大的起伏波动。但这个结论仅仅是针对 2002 - 2009 年八年的样本期间而言的,如此长的时间跨度有可能导致某些年份存在的“午间效应”被稀释,因此,有必要研究在更短的时期内是否存在不同的结论,后文通过滚动样本法对此进行了检验。

两市 10:00 - 10:30、10:30 - 11:00 时段的系数也显著不为零,说明晚间休市不仅对开盘前 30 分钟有正的影响,对开盘后一个半小时的收益率同样存在显著影响。这显然与“有效市场假设”不符。根据“有效市场假设”,市场信息反映到价格当中应当是迅速且有效的,隔夜累计的信息应当在开盘后即融入到股价中,不会影响到后续时段的收益率,因而理论上该时段的系数应当不显著。实证结论与此不符,这也从一个侧面反映出我国证券市场效率还不够,信息融入股价是一个较为缓慢的过程,而不是一蹴而就的。

(二) 抽样区间稳健性分析

上述分析仅就单个样本而言,虽然检验的样本期较长,但不利于考察“午间效应”和“隔夜效应”的短期动态变化,也不利于考察两种效应在不同的样本区间是否具有持续稳定性。因此,在对整体样本区间检验之后,为了判断“午间效应”和“隔夜效应”的短期特征以及是否稳定存在,我们采用交叠样本方法,以 4 年为一组,将整个样本分为五组进行滚动检验。这一方面扩大了每个样本区间的容量,使得参数估计结果更加可信;另一方面又可以考察两种效应在整个样本区间的动态特征。表 3 是划分的样本区间。

表 3 滚动样本区间划分(2002.1.4 - 2009.12.31)

整体样本	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
样本 1	2002	2003	2004	2005				
样本 2		2003	2004	2005	2006			
样本 3			2004	2005	2006	2007		
样本 4				2005	2006	2007	2008	
样本 5					2006	2007	2008	2009

表 4、表 5 给出了沪深两市交叠样本的滚动检验结果。从表中可以发现,晚间休市前 30 分钟系数的 t 统计量非常稳定,无论是沪市还是深市,所划分的五组样本系数均显著,且为正值,这意味着“隔夜休市前效应”已经成为一种持续稳定的特征。观察其中的系数,可以发现,各样本区间 D_8 的系数均在 0.04 以上,且有随时间推移不断增大的趋势,这说明“隔夜休市前效应”在中国证券市场上有着增大的趋向。

在“隔夜休市后效应”上,两市则呈现出较大的差异。在沪市上,“隔夜休市后效应”仅见于 2002 - 2005 年和 2006 - 2009 年两个时段,而且影响方向也不一致,中间三个样本期的影响系数甚至连 10% 的显著性水平都没有通过,说明“隔夜休市后效应”在沪市上不具有持续稳定的特征。但在深市上,“隔夜休市后效应”则呈现出较为稳定持续的特征,五个样本区间均通过了 5% 的显著性水平检验。这说明尽管两市运行环境相同,但在信息的反映上仍然存在一定的差异,深市在面对非交易时段累计信息的冲击上比沪市更加敏感。

对于“午间效应”的估计系数,两市检验结果基本一致。2002 - 2005 年、2006 - 2009 年两个样本区间,沪市和深市 D_3 的系数均显著不为零,表明两市存在显著的“午间休市后效应”。2003 - 2006 年、2005 - 2008 年,沪市 D_4 的系数显著不为 0,2003 - 2006 年、2004 - 2007 年,深市 D_4 的系数显著不为 0,意味着这些时段,两市存在显著的“午间休市前效应”。而在其他时段,“午间效应”均不明显。由此可见,“午间效应”在一些年份是客观存在的,但具有较强的时变特征,受样本期的选择影响较大。

(三) 抽样频率稳健性分析^①

处理高频数据的一个重要的问题就是抽样频率的确定,抽样频率是否对“隔夜效应”和“午间效应”存在较大的影响尚不得而知。因此,有必要从抽样频率角度对两种效应进行稳健性分析。考虑到股票价格变动的敏感性以及市场对信息反映的迅速性,这里选取 5 分钟数据进行实证,样本期间为 2002 - 2009 年。限于篇幅,这里仅报告深圳成指检验结果。

图 1 给出了深圳成指以 5 分钟数据计量的“隔夜效应”和“午间效应”的 t 统计量,虚线以外为 5% 显著性水平拒绝域。可以发现,在所有时间段,衡量“隔夜休市前效应”和“隔夜休市后效应”系数的 t 统计量均落在拒绝域以内,即以 5 分钟数据计量的“隔夜休市前效应”和“隔夜休市后效应”在深市上是长期持续存在的,这一点与以 30 分钟数据计量的“隔夜休市前效应”和“隔夜休市后效应”的研究结论是一致的。

在“午间休市前效应”和“午间休市后效应”上,以 5 分钟数据计量的结果和以 30 分钟数据计量的结果同样存在相似性。观察图 1 可以发现,以 5 分钟数据计量的“午间休市前效应”仅显著存在于区间 2002 - 2005 年、2003 - 2006 年,“午间休市后效应”则显著存在于区间 2003 - 2006 年、2004 - 2007 年,其他区间则均不显著存在。这表明,和以 30 分钟数据计量的结果一样,以 5 分钟数据计量的“午间休市前效应”和“午间休市后效应”也仅在某些年份是客观存在的,而不具有持续稳定性。

^① 本部分实证得益于匿名审稿人的提议,在此表示感谢。

表4 上证指数滚动样本 ARMA(1,1) - GARCH(1,2)模型估计结果

变量系数	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7	γ_8	β_1	γ_1	ω_0	ϕ_1	ϕ_1	ϕ_2
沪:02-05	-0.0550 (-5.93)***	-0.0527 (-4.73)***	-0.0510 (-4.58)***	0.0114 (-1)	-0.0441 (-3.54)***	0.0192 (1.67)*	-0.0173 (-1.6)	0.0602 (5.55)***	-0.3340 (-1.44)	0.3038 (-1.3)	0.0014 (4.43)***	0.9451 (162.1)***	0.1113 (6.32)***	-0.0637 (-3.5)***
沪:03-06	-0.0121 (-1.25)	-0.0386 (-3.4)***	-0.0447 (-3.86)***	0.0352 (2.92)***	-0.0245 (-1.94)*	0.0176 (-1.47)	0.0034 (-0.29)	0.0910 (7.91)***	-0.4916 (-2.38)**	0.4743 (2.26)**	0.0017 (4.36)***	0.9461 (154.97)***	0.0963 (5.72)***	-0.0514 (-2.96)***
沪:04-07	0.0049 (-1.05)	-0.0149 (-2.11)**	-0.0286 (-2.72)***	0.0400 (-0.78)	-0.0044 (-1.5)	0.0283 (-0.11)	0.0129 (-0.62)	0.1043 (4.12)***	-0.9479 (2.12)***	0.9394 (-3.82)***	0.0020 (4.78)***	0.9482 (186.74)***	0.1437 (7.78)***	-0.0996 (-5.33)***
沪:05-08	0.0052 (-0.42)	-0.0038 (-0.26)	-0.0183 (-1.21)	0.0350 (2.25)**	0.0029 (0.19)	0.0412 (2.68)***	0.0218 (1.47)	0.1039 (6.97)***	-0.0455 (-0.11)	0.0547 (0.14)	0.0015 (4.43)***	0.9549 (231.46)***	0.1215 (6.28)***	-0.0795 (-4.08)**
沪:06-09	0.0734 (5.37)***	0.0379 (2.32)**	0.0048 (-0.29)	0.0221 (-1.36)	0.0538 (3.22)***	0.0635 (3.17)***	0.0306 (1.92)*	0.1089 (6.83)***	-0.4284 (-1.22)	0.4512 (-1.3)	0.0018 (4.13)***	0.9550 (226.61)***	0.1211 (6.37)***	-0.0789 (-4.11)***

表5 深成指数滚动样本 ARMA(1,1) - GARCH(1,2)模型估计结果

变量系数	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7	γ_8	β_1	γ_1	ω_0	ϕ_1	ϕ_1	ϕ_2
深:02-05	-0.0203 (-2.12)**	-0.0517 (-4.46)***	-0.0484 (-4.21)***	0.0179 (-1.5)	-0.0400 (-3.08)***	0.0096 (-0.79)	-0.0208 (-1.8)*	0.0428 (3.64)***	-0.1717 (-0.84)	0.1612 (-0.78)	0.0017 (4.63)***	0.9420 (157.76)***	0.1059 (6.03)***	-0.0561 (-3.1)***
深:03-06	0.0205 (2.02)**	-0.0343 (-2.82)***	-0.0401 (-3.31)***	0.0347 (2.71)***	-0.0204 (-1.53)	0.0095 (0.75)	-0.0077 (-0.61)	0.0638 (5.0)***	-0.0462 (-0.24)	0.0561 (0.29)	0.0016 (4.19)***	0.9509 (168.13)***	0.1025 (5.92)***	-0.0608 (-3.41)***
深:04-07	0.0303 (2.61)***	-0.0184 (-1.29)	-0.0270 (-1.93)*	0.0325 (2.19)**	-0.0022 (-0.15)	0.0154 (-1.06)	0.0014 (-0.09)	0.0705 (4.73)***	0.7906 (12.4)***	-0.7542 (-10.9)***	0.0018 (4.42)***	0.9510 (190.9)***	0.1343 (7.1)***	-0.0903 (-4.71)***
深:05-08	0.0330 (2.47)**	-0.0064 (-0.4)	-0.0195 (-1.22)	0.0317 (1.89)*	0.0073 (-0.45)	0.0245 (-1.47)	0.0134 (-0.8)	0.0698 (4.14)***	0.7911 (11.8)***	-0.7542 (-10.42)***	0.0013 (4.02)***	0.9623 (261.64)***	0.1249 (6.48)***	-0.0891 (-4.59)***
深:06-09	0.0267 (7.95)***	0.0495 (2.64)**	0.0139 (-0.75)	0.0123 (0.65)	0.0656 (3.48)***	0.0574 (2.96)***	0.0225 (1.18)	0.0645 (3.39)***	-0.2815 (-1.4)	0.3273 (1.65)*	0.0027 (4.15)***	0.9550 (216.3)***	0.1121 (6.06)***	-0.0707 (-3.8)***

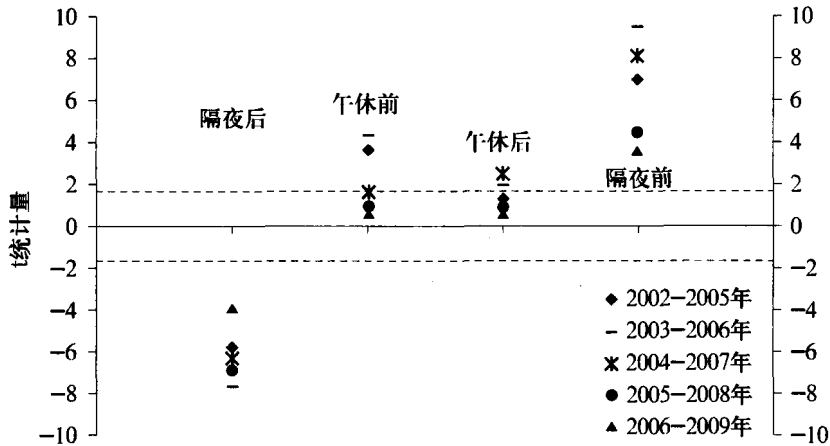


图 1 深圳成指各效应显著性检验

但是,具体到样本区间上,以 5 分钟数据计量的结果和以 30 分钟数据计量的结果却存在部分差异。从图中可看出,以 5 分钟数据计量的“午间休市前效应”和“午间休市后效应”分别存在于 2002 - 2005 年、2003 - 2006 年以及 2003 - 2006 年、2004 - 2007 年区间上,而以 30 分钟数据计量的“午间休市前效应”和“午间休市后效应”分别存在于 2003 - 2006 年、2004 - 2007 年以及 2002 - 2005 年、2006 - 2009 年区间上。

表 6 不同抽样频率下各效应(绝对值)大小

检验对象	频率	2002 - 2005 年	2003 - 2006 年	2004 - 2007 年	2005 - 2008 年	2006 - 2009 年
隔夜休市后效应	30 分钟	0.0203	0.0205	0.0303	0.0330	0.0267
	5 分钟	0.0325	0.0432	0.0582	0.0849	0.0509
午间休市前效应	30 分钟	不显著	0.0347	0.0325	不显著	不显著
	5 分钟	0.0208	0.0243	不显著	不显著	不显著
午间休市后效应	30 分钟	0.0400	不显著	不显著	不显著	0.0656
	5 分钟	不显著	0.0114	0.0223	不显著	不显著
隔夜休市前效应	30 分钟	0.0428	0.0638	0.0705	0.0698	0.0645
	5 分钟	0.0890	0.0879	0.0756	0.0550	0.0477

注: t 统计量未超过 5% 显著性水平临界值的视为不显著。

表 6 列出了 5 分钟和 30 分钟抽样频率下的“隔夜效应”和“午间效应”系数。通过比较可以发现,以 5 分钟数据计量的“隔夜休市后效应”普遍大于以 30 分钟数据计量的“隔夜休市后效应”,表明晚间休市对较短时间内的股票收益率影响更大。这种现象可以从

股票价格存在“过度反应”的角度理解。如图2所示,在股价不存在“过度反应”的情况下,隔夜开盘后有关资产价值的信息慢慢融入股票价格中,若是利好信息,则股价逐渐上升到 h_0 ,到 t_1 时刻,市场对新信息全部消化,最后股价稳定在 h_0 水平。但若存在“过度反应”,则股价一开始会快速攀升至 h_1 ,偏离资产的内在价值,然后再逐渐回复至 h_0 的价格水平上(Bondt and Thaler,1985)。由于 $h_1 > h_0$,因而隔夜信息对5分钟收益的影响要大于30分钟收益的影响。

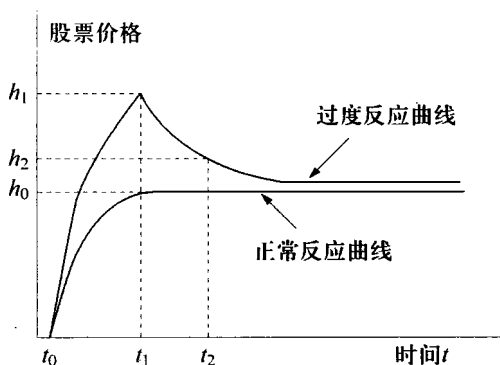


图2 股价对信息过度反应

以5分钟数据计量的“隔夜休市前效应”在2007年以前大于以30分钟数据计量的“隔夜休市前效应”,这种现象则可能与股价的操纵难易程度有关。一般而言,距离收盘时点越近,股价越容易被操纵,特别是在以当日最后一笔交易价格作为收盘价的情况下,瞬时操纵股价更加容易(费方域,2003),故而收盘对5分钟收益率影响幅度要大于对30分钟的影响幅度。2006年7月以后,深圳交易所开始实施以晚间收盘前三分钟集合竞价的价格作为收盘价决定机制,瞬时操纵股价的难度加大,因而以后的样本这种情况有所改变。

四、结 论

本文选择上证综指和深圳成指两个指数,对中国股市上的“午间效应”和“隔夜效应”进行了研究。得出如下结论:

(1)深沪两市存在显著的“隔夜效应”。具体来说,两市9:30-10:00、14:30-15:00的平均收益率要显著异于其他时段。并且,抽样区间稳健性检验表明,这种影响并非随机的,而是一种持续稳定的现象,具有不随样本区间改变而改变的特征。

(2)抽样频率稳健性检验表明,以5分钟数据计量的“隔夜效应”和“午间效应”与以30分钟数据计量的研究结论总体上是一致的。但在“隔夜效应”的大小上,以5分钟数据计量的“隔夜效应”普遍大于以30分钟数据计量的“隔夜效应”,对此,本文分别从市场

“过度反应说”和“股价操纵说”角度进行了解释。

(3)两市在某些年份存在较为显著的“午间效应”。从一个较长的时间来看,这种效应尽管不具有持续稳定的特征,但却不能否认该效应作用机制的客观存在。在午间休市期间,同样存在公开信息和私人信息的累计,而休市制度造成这些信息不能通过连续交易得到释放,致使开盘后投资者积极交易,导致股价发生异常波动。可见,休市制度会导致股市波动率人为上升,增加整个市场的系统性风险。因此,应当考虑在适当的时候取消午间休市制度,尤其是在国际板呼之欲出的今天,取消午间休市制度能更有效地减少市场间反映信息的差异,更好地与发达国家证券交易制度接轨。^①

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,第50~57页。
- [2] 费方域等,2003:《收盘价格操纵和收盘价格决定机制研究》,上证联合研究计划第八期课题。
- [3] 黄德龙和杨晓光,2008:《中国证券市场股指收益分布的实证分析》,《管理科学学报》,第1期,第68~77页。
- [4] 陆磊和刘思峰,2008:《中国股票市场具有“节日效应”吗》,《金融研究》第2期,第127~139页。
- [5] 姚远,2009:《基于不同分布的股指波动非对称性实证分析》,《管理学报》,第6期,第834~838页。
- [6] Brock A. and W. Kleidon, 1992, “Periodic Market Closure and Trading Volume,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 16, pp. 51~89.
- [7] David B., F. Franzoni, Landier A., and R. Moussawi, 2011, “Stock Price Manipulation by Hedge Funds,” The Ohio State University Working Paper.
- [8] Bondt D., F. M. Werner and R. Thaler, 1985, “Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality,” *Journal of Finance*, Vol. 42, pp. 557~581.
- [9] Del Corral., D. Colwell, D. Michayluk, and L. Woo, 2003, “News Releases When Markets are Closed,” Unpublished Working Paper, University of Technology Sydney.
- [10] Fama and French, 1988, “Dividend Yields and Expected Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, pp. 3~25.
- [11] French R. and R. Roll, 1986, “Stock Return Variance: The Arrival of Information and the Reaction of Traders,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, pp. 5~26.
- [12] Foster F. and S. Viswanathan, 1993, “Variations in Trading Volume, Return Volatility, and Trading Costs: Evidence on Recent Price Formation Models,” *Journal of Finance*, Vol. 48, pp. 187~211.
- [13] Felixson K. and A. Pelli, 1999, “Day - end Returns Stock Price Manipulation,” *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 9, pp. 95~127.
- [14] Gerety M. and H. Mulherin, 1992, “Trading Halts and Market Activity: An Analysis of Volume at the Open and the Close,” *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 65~84.
- [15] Greene J. and C. Hodges, 2002, “The dilution impact of daily fund flows on open - end mutual funds,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 65, pp. 131~158.
- [16] Greene J. and S. Watts, 1996, “Price discovery on the NYSE and the NASDAQ: The case of overnight and daytime

^① 实际上,全球大部分国家和地区都实行连续交易制度,唯中国内地、日本、香港、新加坡等亚洲市场需要在中午休息一下。但目前,日本、新加坡、香港、台湾等亚洲地区的交易所为了加强本地区国际金融中心建设,都在酝酿取消证券市场午间休市制度,以便进一步拓宽市场的广度和宽度。

news releases,” *Financial Management*, pp. 19 ~ 42.

- [17] Hillion P. And M. suominen, 1998, “Deadline Effect on an Order Driven Market: An Analysis of the Last Trading Minute on the Paris - Bourse,” *Global Equity Markets Conference Proceedings*.
- [18] Javier F. and C. Beatriz, 2009, “Detecting level shifts in ARMA - GARCH (1,1) Models,” *Journal of Applied Statistics*, 1360 - 0532, Vol. 36, Issue 6, pp. 679 ~ 697.
- [19] K. Chan, M. Chockalingam and K. Lai, 2000, “Overnight Information and Intraday Trading Behavior: Evidence from NYSE Cross - Listed Stocks and their Local Market Information,” *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 10, pp. 495 ~ 509.
- [20] Wood A. , H. McInish and J. Keith, 1985, “An Investigation of Transactions Data for NYSE Stocks,” *Journal of Finance*, Vol. 40, pp. 723 ~ 739.

Abstract: For the time being, most of researches about the effect of non - trading period information on the stock market are concentrated on the “weekend effect” and “holiday effect”, while being lack of other non - trading period. In this paper, we defines the “noon effect” and “overnight effect”, then we use overlapping samples and ARMA - GARCH model to study the effect of afternoon break and evening break on the Shanghai and Shenzhen stock market respectively. Our study shows that there is a stable and significant “overnight effect” on both Shanghai and Shenzhen stock markets, and there is also significant “noon effect” in both two exchanges for some periods, but this effect does not have a sustainable and stable characteristics, which varied by samples of the different period.

Keywords: Overnight effect, Noon effect, High frequency series

(责任编辑:林梦瑶)(校对:ZL)