

# 沪深300股指期货的日间效应和隔夜效应

黄志勇<sup>1</sup> 孟岩<sup>1</sup> 张腾<sup>2</sup>

(1. 南京财经大学 金融学院, 江苏 南京 210023; 2. 澳门科技大学商学院, 中国 澳门 999078)

**摘要:** 中国目前关于非交易时期信息影响的研究多集中在对股市的“周末效应”和“节日效应”上,而缺少对其他非交易时期和其他市场的研究。本文根据“日间效应”和“隔夜效应”的定义,使用虚拟最小二乘法和 ARCH-GARCH 模型对在中国金融期货交易所交易的沪深300股指期货的日间休市和晚间休市对期货收益率的影响进行了实证分析。研究发现,沪深300股指期货存在“隔夜效应”和“日间效应”,且都为正效应。文中最后给出相应的政策建议。

**关键词:** 沪深300股指期货; 日间效应; 隔夜效应; GARCH 模型

**中图分类号:** F830.91      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1672-6049(2016)06-0034-09

## 一、引言

1970年,尤金·法马提出了有效市场假说。他认为在一个强式有效市场中,不管随机选择怎样的投资,投资者都可以获得和风险所相当的正常收益率。根据这一个假说,投资者在做交易的时候会快速有效地利用已知信息,这些已知的影响股票价格的因素便都已反映到股价之中。这说明,对于股票进行技术分析是无效的。

然而,随着金融市场的发展,越来越多的市场异象被证实存在。市场异象是指证券市场中一些不正常的现象,或跟有效市场假说相背离的现象。这其中包括市场正常交易时间的异象(如证券市场上的周内效应、月度效应以及季度效应等),也包括一些非交易时间的异象,如节日(或假日)效应、周末效应、日间效应、隔夜效应等。这些市场异象的存在,表明在股市上有一部分投资者是可以通过某种方法获得超额收益的。学者们对金融市场上的各种异象都给予了一定的关注和研究。大部分的研究结果都认为,市场异象确实存在,但各有不同。这些异象与很多因素

相关,如不同的市场、不同的时期、不同的节假日以及不同的研究方法都可能产生不同的结果。

对非交易时期市场异象研究得比较多的是所谓的“节日效应”。“隔夜效应”和“日间效应”是我国一些学者新近提出来的一种非交易时期的市场异象,有别于以往研究的“节日效应”、“星期效应”和“月度效应”等。“日间效应”是指日间休市对上午收盘前和下午开盘后的某一时段股票收益率的影响。“隔夜效应”是指夜间休市对当天收盘前和第二天开盘后的某一时段股票收益率的影响。刘红忠等使用 ARMA-GARCH 模型对沪深两市的日间休市和晚间休市对股票收益率的影响作了实证分析,结果发现沪深两市均存在持续稳定的“隔夜效应”;同时,在某些年份存在显著的“日间效应”,但不具有持续稳定的特性。<sup>[1]</sup>何亮,赵艺丹以沪深指数为研究对象,利用 ARMA-EGARCH 模型研究探讨其“隔夜效应”和“日间效应”。实证结果发现,在研究样本期间内不论是在高斯分布下,还是在广义误差分布下,沪深指数都存在“隔夜正效应”,

收稿日期: 2016-10-22

作者简介: 黄志勇(1968—)男,江西东乡人,经济学博士,南京财经大学金融学院副教授,硕导,研究方向为国际金融和国际投资;孟岩(1990—)女,江苏徐州人,南京财经大学金融学研究生;张腾(1989—)男,山东烟台人,澳门科技大学商学院管理学博士生。

而并不存在“午间效应”。最后,利用滚动交叠样本方法,发现沪深指数的“隔夜效应”具有时变性特征,即该效应不具有持续性和稳定性。<sup>[2]</sup>另外,从市场的角度看,对股票市场非交易时期市场异象研究比其他市场要多得多,而对期货市场的研究大多集中在商品期货市场,对股指期货研究较少。

本文选择的研究对象是沪深300股指期货,并且着重分析午间休市和隔夜休市对其价格变动的影响。本文的结构安排如下:第二部分为文献综述;第三部分为理论基础描述;第四部分为实证研究,将收集到的2014年10月23日至2015年5月8日的沪深300股指期货每日15分钟收益率的数据通过Eviews 7.0进行分析。第五部分总结了本文的研究结果,并以此为依据提出建议。

## 二、文献综述

证券市场上非交易时期收益率波动异常的现象早就引起了学者们的关注,各种效应相继被提出,如“节日效应”、“周末效应”、“隔夜效应”和“午间效应”等等,但研究的结果却大相径庭,主要原因可能是,不同市场、不同时期以及不同的节假日,其出现的效应也不一样。

学者们研究最早也最多的异常现象是“节日效应”。Fields在1934年发表的一篇文章中首次提出了“节日效应”这一概念,他发现股票往往会在某些宗教节日休市前获得较高的回报。<sup>[3]</sup>其后,Fosback的研究发现,S & P 500指数存在着较高于其它交易日的节前收益率,也就是“节前效应”。<sup>[4]</sup>Lakonishok和Simdt采用美国道琼斯工业指数,发现那些在法定节日之前的交易日的股票收益率要明显地高出其他交易日的收益率。<sup>[5]</sup>Pettengill对“节前效应”与公司的规模的关系加以研究,比较节日前后一天的收益率与其他交易日平均收益率,得出的结果是普遍存在着“节前效应”,公司的规模与“节日效应”有着一定的联系。相比较而言,大公司受到的“节前效应”影响要比小公司受到的“节前效应”的影响更加明显。<sup>[6]</sup>

有学者研究了不同时期证券市场非异常波动的表现。如Liano等发现美国市场在1973年到1989年期间表现出比其他交易日高的节前收益率。<sup>[7]</sup>Vergin等通过对1987年至1996年美国

股票市场进行研究发现,无论公司规模大小,“节前效应”都在逐渐降低,并且“节前效应”对于大公司来说已经消失。<sup>[8]</sup>Keef的研究发现美国股票市场在1978年以前存在着显著的“节前效应”,但这之后的“节前效应”便开始逐渐减低。<sup>[9]</sup>张兵等对中国市场的研究也发现这些日历效应多数只出现在市场成立的初期,而且随着市场的发展这种日历效应在逐渐减弱。<sup>[10]</sup>

对于美国以外的市场,不少学者也给予了关注。如Barone发现意大利股票市场存在“节前效应”,节前的平均收益率显著的高于其它交易日。<sup>[11]</sup>Ziembra采取1949年至1988年间的日经股价指数,对其日收益率进行研究,发现节前的平均收益率明显高于其它交易日,呈5倍的关系。<sup>[12]</sup>Cadsby等选取了多个国家和地区的数据,检验了“节前效应”,结果发现日本、香港、加拿大和澳大利亚的股票市场中显示出显著的“节前效应”,但同时还有些国家并未出现“节日效应”,所以认为股市中的“节日效应”有可能与各个国家或地区的制度有着一定联系。<sup>[13]</sup>另外,很多学者对中国大陆股票市场也进行了类似的研究,如仪垂林和刘淄选取了1996—2003年沪市综合指数数据,将中国的节日分为法定节日和传统节日,运用虚拟变量回归模型检验了沪市“节日效应”的存在性,认为我国法定节日的异常回报率并不是因为休市原因造成的,上海证券市场存在着“节日效应”。<sup>[14]</sup>

初期的研究主要集中在股票市场,随后被拓展到期货、债券等金融市场上。例如,Dirk通过选取伦敦黄金现货和伦敦黄金期货的数据进行研究,结果发现黄金市场收益率存在比较显著的正的九月和十一月效应。如果按季节进行季节效应研究,则发现市场收益率存在比较显著的秋季效应。他认为这种异象是由投资者对股票市场“万圣节效应”的预期性需求、多婚礼季节对黄金珠宝的需求和随着日照时间变短消极的投资情绪影响等因素造成的。<sup>[15]</sup>华仁海通过建立GARCH(1,1)模型,实证检验了我国期货价格收益率及期货价格收益的条件波动方差序列的周日历效应,发现除小麦外的其他期货的价格收益和其他条件波动方差在一周中无明显差异,不存在收益率和方差的日历效应。<sup>[16]</sup>肖倬、郭彦峰首次探讨了我国上海黄金现货市场的周日历效应,

通过实证研究得出上海黄金市场存在收益正的周一和周四效应,波动的周三和周五效应,说明我国黄金现货是存在较为明显的“周内效应”。<sup>[17]</sup>刘庆富选取了中国铜、铝、橡胶、大豆等商品期货的数据,采用贝叶斯模拟技术进行日历效应的分析,结果显示,市场收益率和波动均在节日前后有显著不同,不同商品受节日信息的影响不同,显著性程度也不同。<sup>[18]</sup>

总体而言,对证券市场有关非交易时期收益率波动的研究存在以下特点:对“节日效应”研究较多,其他效应相对较少;对股票市场研究较多,其他资本市场的研究较少;美国市场研究较多,其他国家的市场研究较少。目前国内的研究也主要集中在股票市场的非交易时期信息上,有关期货研究则主要集中在商品期货部分,此外,除了夜间休市,在正常的交易日内,我国市场还存在午间休市这一制度,即11:30-13:00时段市场停止交易,而该期间同样存在信息的累计过程。

因此,本文拟在借鉴国内外学者研究前述“节日效应”所用方法的基础上,具体探讨我国股指期货市场上的“午间效应”和“隔夜效应”。本文借鉴刘红忠、何文忠对这两个问题定义: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”;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”。<sup>[1]</sup>

由定义可知,两种效应主要包括两个方面:一是“午间(或隔夜)休市前效应”,即午间(或晚间)休市对上午休市前(或晚间休市前)的平均收益率有着显著的影响。二是“午间(或隔夜)休市后效应”,即午间(晚间)休市对下午开盘后(或第二日开盘后)的平均收益率有着显著的影响,本文选取沪深300股指期货15分钟收益率作为检验对象。

### 三、理论分析与模型

“隔夜效应”和“午间效应”皆属于证券市场的异象。证券市场异象是指,证券市场中存在的与有效市场理论不符合的现象。有效市场理论是法玛在1970年提出的,该理论认为,在一个强式有效市场下,投资者是不可能利用历史信息、

目前公开的信息以及未公开的信息来持续获得超额收益的,即投资者是不可战胜市场的。但是,许多实证研究和观察分析表明,大多数证券市场并不是有效的,存在收益异常的现象,这些现象无法用有效市场理论来解释。根据经典的投资理论,证券价格应该与证券所代表的实际资产或者企业的基本面有关,跟特定时间并没有关系,并不存在特定时间段内收益率显著不同于其他时间段。但是,大量实证研究发现,证券价格的变化与特定的交易时间段有着一定关联,这种联系很难用标准的金融理论进行解释,人们把这些异常现象统称为“日历效应”。在证券市场中,“日历效应”具有普遍性、多样性的特点,即“日历效应”不仅仅出现在一个国家市场上,许多国家证券市场上都存在“日历效应”;“日历效应”也不仅仅出现在股票市场上,基金、债券、期货等市场也存在“日历效应”。

“隔夜效应”和“午间效应”也属于“日历效应”。一些学者对股票市场上存在的“隔夜效应”和“午间效应”进行过研究,<sup>[1]</sup>但对中国股指期货市场的“隔夜效应”和“午间效应”的研究还未发现。中国沪深300股指期货于2010年4月16日正式推出,交易时间为早上9:10至9:14集合竞价,9:14至9:15撮合成交,9:15开盘。下午收盘比现货市场晚15分钟,到期合约最后交易日下午收盘与股票市场收盘时间一致,即15:00,其它月份的合约仍然在每日15:15收盘。从理论上讲,中国股指期货有以下特点可能会导致“隔夜效应”和“午间效应”的产生:

首先是交易制度方面。沪深300股指期货采用的是场内交易制度和欧美成熟交易市场的OTC交易制度不相同。在国内的交易指令驱动系统中,投资者的交易信息会通过互联网传递至金融交易所集中的系统,和其他的需要交易的订单撮合成交。中国金融交易所只是一个投资双方的交易平台,并不负责增加交易活跃度,市场的流动性必须由交易者相互提供,并且每天交易时间只有四个半小时,这样活跃性就受到一定限制。流动性不充分,信息就不能快速反应到市场中,市场对信息反应滞后,特别是开盘和收盘的时间段会出现价格、成交量和持仓量的证券市场异象。

期货市场的休盘制度对市场的流动性、品种

合约的交易量以及收益率都有一定程度的影响。国内股指期货市场的每一个交易日的交易时间分成 9:15-11:30 和 13:00-15:15 两个时间段,中间有一个半小时的休息时间。在夜间和中间休市的时间段内,宏观经济、各国央行和公司会有最新的动态,而这些信息开盘后会集中快速反应到交易系统中,从而引起收益率、成交量和持仓量的“日内效应”。

其次是市场普遍出现的“羊群效应”。获取信息充分的投资者在开盘前会做好决策,在开盘后会建仓,剧烈的波动会影响其他投资者的情绪,受到“羊群效应”影响,获得信息不充分的投资者也会参与其中,进行追涨杀跌,这样使交易量和成交量进一步放大。同样,收盘时也会出现跟风交易的情况。

第三是股票市场与股指期货之间的相互影响。以往的研究已经表明中国股票市场存在“日内效应”。<sup>[1]</sup> 沪深 300 股指期货是以股票为标的,联动影响作用会使股指期货也可能产生“日内效应”。但是需要注意到,股指期货开盘比股票市场早 15 分钟,收盘比股票市场晚 15 分钟。从时间上来看,应该是股指期货的异动先影响股票市场,然后股票市场再反过来影响股指期货,因此两者可能存在一个相互影响的过程。

显然,如果中国金融期货市场是有效的,隔夜信息对期货价格的影响应当在 9:15 到 9:30 之间得到充分释放。9:30 股票市场开盘时期货价格就已经充分反映了隔夜所有公开信息,因而在后续连续竞价阶段的收益率和波动率应无显著性差异。在对每个交易日各时段平均收益率显著性进行检验时,可以用简单的回归模型分析:

$$R_t = \sum_{i=1}^{18} \eta_i D_{i,t} + \varepsilon_t \quad i = 1, 2, \dots, 18 \quad (1)$$

式中  $R_t$  为  $t$  时的股票收益率,  $D_{i,t}$  为日交易数据中第  $i$  个 15 分钟股指期货收益率的虚拟变量,即当  $t = 1$  时  $D_{i,t} = 1$ , 否则为零,依此类推。经回归分析,并依据  $D_1$  或  $D_{18}$ ,  $D_9$  或  $D_{10}$  的显著性分别判断中国股指期货市场是否存在显著的“隔夜效应”和“午间效应”。但是,如果收益率序列存在尖峰厚尾和波动聚集等特征,利用 OLS 进

行统计推断得到的系数值虽然是无偏的,但其估计结果却不是有效的,而且虚拟变量设计违背了回归方程中虚拟变量个数设置原则,故其假设检验通常不太可靠。为解决这一问题,刘红忠、何文忠使用 ARMA( $m, n$ ) - GARCH( $p, q$ ) 模型来刻画股指期货收益率序列的这些特性。该模型既可通过设置不同阶数的 ARMA( $m, n$ ) 模型来处理序列的短暂记忆性问题,又可通过设置不同阶数的 ARMA( $m, n$ ) 模型来处理序列的时变方差问题,其基本形式如下<sup>[1]</sup>:

$$R_t = \sum_{m=1}^M \beta_m R_{t-m} + \sum_{n=1}^N \gamma_n \varepsilon_{t-n} + \sum_{i=1}^{18} \eta_i D_{i,t} + \varepsilon_t \quad (2)$$

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

式(2)为均值方程,式(3)为方差方程。 $\varepsilon_t$  为误差项,  $\sigma_t^2$  为条件方差,  $\beta, \gamma, \eta, \omega, \varphi$  为方程系数。式(2)中如果  $\eta_1$  显著不为零,则说明中国沪深 300 股指期货市场存在显著的“晚间休市后效应”;若  $\eta_9$  显著不为零,则说明市场上存在显著的“午间休市前效应”;如果  $\eta_{10}$  显著不为零,则说明市场上存在显著的“午间休市后效应”;如果  $\eta_{18}$  显著不为零,则说明市场上存在显著的“晚间休市前效应”。

#### 四、实证分析

##### (一) 数据选取与描述性统计分析

本文样本数据来源于同花顺软件数据库,选择 2014 年 10 月 23 日至 2015 年 5 月 8 日的沪深 300 股指期货每日 15 分钟收益率数据为研究样本,总共获得 2394 笔数据。为克服期货价格不连续的问题,选择最近月份的期货合约为代表,在最近期货合约进入交割月后,选取下一个最近期货合约 15 分钟收益率,并采取对数收益率,即:

$$R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) * 100 \quad (4)$$

式中  $R_t$  代表对数收益率,  $P_t$  代表每间隔 15 分钟时的收盘价,  $P_{t-1}$  代表每间隔 15 分钟时的开盘价,然后根据交易时间,每个交易日可获得 18 个 15 分钟收益。对上述选择的数据按时间段不同进行分组处理,每组变量个数为 133 个。然后进行描述性统计分析,如表 1 所示。

表1 描述性检验

时间段	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	P 值
D <sub>1</sub> : 9:15-9:30	0.1470	0.6322	1.5807	11.0243	412.2112	0.0000
D <sub>2</sub> : 9:30-9:45	0.0216	0.3848	0.8483	5.8257	60.1982	0.0000
D <sub>3</sub> : 9:45-10:00	0.0066	0.3034	-0.1341	5.6053	38.0136	0.0000
D <sub>4</sub> : 10:00-10:15	-0.0056	0.3732	-1.6664	9.6393	305.8322	0.0000
D <sub>5</sub> : 10:15-10:30	0.0237	0.3489	0.3775	6.4190	67.9389	0.0000
D <sub>6</sub> : 10:30-10:45	0.0047	0.3702	-1.4395	9.7155	295.8512	0.0000
D <sub>7</sub> : 10:45-11:00	0.0304	0.4205	0.3733	8.7710	187.6530	0.0000
D <sub>8</sub> : 11:00-11:15	-0.0071	0.4308	0.0048	4.6113	14.3890	0.0008
D <sub>9</sub> : 11:15-11:30	-0.0088	0.5226	-0.7294	3.9987	17.3204	0.0002
D <sub>10</sub> : 13:00-13:15	0.0572	0.3508	0.0267	3.8077	3.6313	0.1627
D <sub>11</sub> : 13:15-13:30	-0.0070	0.3700	-0.4002	5.6975	43.8750	0.0000
D <sub>12</sub> : 13:30-13:45	-0.0198	0.3484	-0.4126	4.5721	17.4713	0.0002
D <sub>13</sub> : 13:45-14:00	0.0153	0.4465	0.3417	4.6995	18.5950	0.0001
D <sub>14</sub> : 14:00-14:15	0.0418	0.5129	-0.4690	4.6346	19.6817	0.0001
D <sub>15</sub> : 14:15-14:30	0.0259	0.4931	0.4365	6.5499	74.0589	0.0000
D <sub>16</sub> : 14:30-14:45	0.0160	0.6143	-2.5983	15.8338	1062.3960	0.0000
D <sub>17</sub> : 14:45-15:00	-0.0190	0.4816	-1.1634	7.9284	164.6036	0.0000
D <sub>18</sub> : 15:00-15:15	0.0273	0.3404	-0.4986	4.7238	21.9792	0.0000

由表1可以看出,各个时段收益率分布的峰度都大于3,15分钟收益率具有“尖峰厚尾”特征。检验正态分布的JB统计量大都在1%的显著性水平下拒绝“收益率服从正态分布的假设”,表明序列不服从正态分布,因此若仍假定收益率服从正态分布是不科学的。

## (二) 虚拟变量最小二乘模型

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:

$$R_t = \sum_{i=1}^{18} \alpha_i D_{it} + \varepsilon_t \quad i = 1, \dots, 18 \quad (5)$$

式中 $R_t$ 为 $t$ 时的股票收益率, $D_{it}$ 单个交易日第 $i$ 个15分钟股票收益率的虚拟变量,即当 $t=1$ 时, $D_{it}=1$ ,否则为零,依此类推。如果实证检验发现所设虚拟变量 $D_1$ 、 $D_{18}$ 不显著为零,则表示晚间休市对休市后或休市前15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 $D_9$ 、 $D_{10}$ 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2 虚拟变量的最小二乘回归检验

时间段	系数	t 值	P 值
D <sub>1</sub> : 9:15-9:30	0.1470***	3.8523	0.0001
D <sub>2</sub> : 9:30-9:45	0.0216	0.5665	0.5711
D <sub>3</sub> : 9:45-10:00	0.0066	0.1730	0.8627
D <sub>4</sub> : 10:00-10:15	-0.0056	-0.1460	0.8840
D <sub>5</sub> : 10:15-10:30	0.0237	0.6201	0.5353
D <sub>6</sub> : 10:30-10:45	0.0047	0.1221	0.9028
D <sub>7</sub> : 10:45-11:00	0.0304	0.7973	0.4254
D <sub>8</sub> : 11:00-11:15	-0.0071	-0.1858	0.8526
D <sub>9</sub> : 11:15-11:30	-0.0088	-0.2310	0.8173
D <sub>10</sub> : 13:00-13:15	0.0572	1.5004	0.1337
D <sub>11</sub> : 13:15-13:30	-0.0070	-0.1841	0.8540
D <sub>12</sub> : 13:30-13:45	-0.0198	-0.5199	0.6032
D <sub>13</sub> : 13:45-14:00	0.0153	0.3997	0.6894
D <sub>14</sub> : 14:00-14:15	0.0418	1.0966	0.2729
D <sub>15</sub> : 14:15-14:30	0.0259	0.6781	0.4978
D <sub>16</sub> : 14:30-14:45	0.0160	0.4187	0.6755
D <sub>17</sub> : 14:45-15:00	-0.0190	-0.4987	0.6180
D <sub>18</sub> : 15:00-15:15	0.0273	0.7166	0.4737

\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 水平下的显著性。

表2列出了(2)式的最小二乘法估计结果。由表可知,9:15-9:30这一时段的系数在1%的水平下显著不为零,且影响方向为正。这表明,

晚间休市对开盘前一刻钟的收益率有正的影响,存在较为显著的“隔夜休市前效应”;但是,11:15-11:30、13:00-13:15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15分钟收益率的影响微乎其微,几乎可以忽略不计。

由于虚拟变量最小二乘法没考虑收益的异方差性和自相关性等问题,所以用于判断回归系数是否显著的t统计量和F统计量时都是有偏误的,这使得检验的结果变得不太可信。

(三) ARCH 检验

经典线性回归模型一般都是将随机误差  $\mu$  假定为同方差的,而对于金融时间序列,却常常表现的是一种明显的集群现象。这些金融时间序列在进行建模之后所具有的残差表现出异方差性与自相关性,这种现象便成为 ARCH 效应。以下通过 ARCH LM 的检验方法对各个数据进行 ARCH 效应的检验。

自回归条件异方差模型(ARCH)能够较好地刻画出这种 ARCH 效应,该模型的主要思想是:在  $t$  时刻的  $u_t$  的条件方差(即  $\sigma_t^2$ )依赖于  $t-1$  时刻的扰动项平方的大小,也就是依赖于  $u_{t-1}^2$ 。ARCH 模型中包含着两个方程,条件均值回归方程以及方差方程。ARCH( $p$ ) 模型可表示为:

$$y_t = \varphi x + u_t, \mu_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + \dots + a_p u_{t-p}^2 \quad (7)$$

式(6)和(7)中  $x$  代表的是自变量  $y$  代表的是因变量  $\mu$  代表的是随机扰动项  $\sigma_t^2$  代表的是条件方差  $u_{t-1}^2$  代表了上一期的预测方差。方程(6)是均值方程,方程(7)为方差方程。

ARCH LM 检验的原假设  $H_0$  是序列不存在 ARCH 效应,置信水平选择 5%,如果卡方统计量或者 F 统计量对应的 p 值小于 0.05,则拒绝原假设,表明有 ARCH 效应的存在。反之,若 p 大于 0.05,就接受原假设,ARCH 效应不存在。

当发现 ARCH 效应存在后,就可以开始建立相应的 ARCH 模型。但在 ARCH( $p$ ) 模型应用中,为了得到较好的拟合效果常常需要很多的滞后期数。这样,使用模型时,就无法避免的要估计很多参数。

从图 1 的残差系列图中可以看出,开始的小波动集群中,小波动后面紧接的是波动相对较小

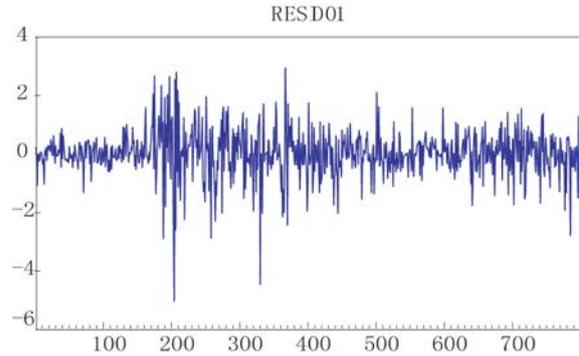


图 1 残差序列图

的集群,显示出残差方差序列波动小;而大波动集群部分,残差序列一个大的波动后面就是一个大的波动,方差序列显现出较大的波动,这表明模型残差的 ARCH 效应很可能存在。选择滞后期为 36 期,对前面的最小二乘回归的方程进行 ARCH LM 检验,结果如表 3 所示。

表 3 最小二乘回归 ARCH LM 检验结果

F-statistic	33.90227	Prob. F(1, 2391)	0.0000
Obs * R-squared	33.45625	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

从 ARCH LM 检验中可以看出,样本序列存在显著的高阶 ARCH 效应。由于运用 GARCH 模型能够简化模型,因此我们使用 GARCH 模型作进一步分析。

(四) GARCH 模型

相对于 ARCH 模型,GARCH 模型的优点体现在,可以利用一个较为简单的 GARCH 模型来代替一个高阶的 ARCH 模型。在 GARCH 模型中,有两个不同的设定需要被考虑:条件均值和条件方差。在一系列的模型中,GARCH(1,1)模型形式简单并且应用最为广泛。其形式如下所示:

$$y_t = \varphi x + u_t, \mu_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (9)$$

在方程(8)中  $x$  代表自变量  $y$  代表因变量,  $u$  代表随机扰动项;方程(9)中  $\sigma_t^2$  代表的是条件方差  $u_{t-1}^2$  代表上一期的预测方差。方程(8)是均值方程,方程(9)是方差方程。GARCH(1,1)模型和 ARCH 模型相比较,最主要的区别就在于 GARCH 模型的方差方程中多出了一个条件方差项,也就是 GARCH 项  $\sigma_t^2$ ,方差方程中有了 GARCH 项加入,可以避免估计很多参数。

设计 GARCH 模型如下:

$$R_t = \sum_{i=1}^{18} \alpha_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$u_t \sim (0, \sigma_t^2) \quad (11)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (12)$$

式(10)中  $R_t$  为  $t$  时的股票收益率,为单个交易日的第  $i$  个 15 分钟股票收益率的虚拟变量,即当  $t=1$  时  $D_{it}=1$ ,否则  $D_{it}$  为零。(11)式中的  $u_t$  为残差项,(9)式中的  $\sigma_t^2$  为项。残差平方为 ARCH 项,方差为 GARCH 项。

表4 GARCH 模型检验结果

时间段	系数	标准差	t 值	P 值
D <sub>1</sub> : 9:15-9:30	0.049468***	0.017076	2.896952	0.0038
D <sub>2</sub> : 9:30-9:45	-0.020974	0.030513	-0.687395	0.4918
D <sub>3</sub> : 9:45-10:00	0.012616	0.038665	0.326296	0.7442
D <sub>4</sub> : 10:00-10:15	-0.007209	0.0307	-0.234824	0.8143
D <sub>5</sub> : 10:15-10:30	0.009811	0.035573	0.275789	0.7827
D <sub>6</sub> : 10:30-10:45	0.031252	0.031404	0.995149	0.3197
D <sub>7</sub> : 10:45-11:00	-0.001662	0.027859	-0.059662	0.9524
D <sub>8</sub> : 11:00-11:15	-0.009781	0.021533	-0.45424	0.6497
D <sub>9</sub> : 11:15-11:30	0.058379***	0.020272	2.879774	0.0040
D <sub>10</sub> : 13:00-13:15	0.056627*	0.032609	1.736506	0.0825
D <sub>11</sub> : 13:15-13:30	-0.009529	0.029149	-0.326921	0.7437
D <sub>12</sub> : 13:30-13:45	-0.038443	0.035331	-1.08809	0.2766
D <sub>13</sub> : 13:45-14:00	-0.005073	0.026983	-0.188009	0.8509
D <sub>14</sub> : 14:00-14:15	-0.019593	0.0233	-0.840936	0.4004
D <sub>15</sub> : 14:15-14:30	0.009529	0.025519	0.373415	0.7088
D <sub>16</sub> : 14:30-14:45	0.06667***	0.024866	2.681227	0.0073
D <sub>17</sub> : 14:45-15:00	0.041687	0.031507	1.323117	0.1858
D <sub>18</sub> : 15:00-15:15	0.058449**	0.028864	2.025004	0.0429

\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 水平下的显著性。

从表4中的回归结果我们可以看出,在5%的显著水平下,  $D_1, D_{18}$  以及  $D_9$  的系数都是显著不为零的,都存在正的收益率,放宽显著水平为10%时,  $D_{10}$ 的系数也是显著不为零,由此我们可以发现期货市场存在午休效应以及隔夜效应,且对期货收益影响为正。其次,通过观察 GARCH 模型的第二部分,方差方程中共有3个解释变量:常数项、残差平方项即 ARCH 项、方差项即 GARCH 项。通过观察 ARCH 项和 GARCH 项的显著性 p 值,可以判断两个变量在1%的显著水平下都显著,因此认为收益率序列存在明显的 ARCH 效应, GARCH 模型的适用性较好。

再次对建立的 GARCH(1,1) 模型的残差进行 ARCH 效应检验,对 GARCH 模型残差进行 ARCH LM 检验的结果如表5所示。F 统计量的 P 值为 0.8390,卡方统计量的 P 值为 0.8388,两者的统计量的 P 值都大于 0.05,ARCH LM 检验得出 GARCH(1,1) 模型对数据的拟合较好,使得回归后的结果不再存在条件异方差。

表5 ARCH LM 检验表

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.0413	Prob. F(1,795)	0.8390
Obs * R-squared	0.0414	Prob. Chi-Square(1)	0.8388

(五) 稳健性检验

1. 数据选取与检验结果

选取间隔为 45 分钟的收益率作为稳健性检验。数据样本同样为 2014 年 10 月 23 日至 2015 年 5 月 8 日的沪深 300 股指期货,样本个数为 798。表6为 GARCH 模型的检验结果。

表7 GARCH 模型检验结果

时间段	系数	t 值	P 值
D <sub>1</sub> : 9:15-10:00	0.0873**	2.1658	0.0303
D <sub>2</sub> : 10:00-10:45	0.0323	0.5565	0.5778
D <sub>3</sub> : 10:45-11:30	0.0537	1.3742	0.1694
D <sub>4</sub> : 13:00-13:45	0.0178	0.3386	0.7349
D <sub>5</sub> : 13:45-14:30	-0.0296	-0.9157	0.3598
D <sub>6</sub> : 14:30-15:15	0.0890*	1.7517	0.0798
方差方程			
RESD(-1) <sup>2</sup>	0.0451***	10.1755	0.0000
GARCH(-1)	0.9549***	215.2524	0.0000

\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 水平下的显著性。

从表 7 中的回归结果我们可以看出:首先,在 5% 的显著水平下  $D_1$  系数显著不为零,存在正的收益率;放宽显著水平为 10% 时  $D_0$  系数也显著不为零,由此可以发现期货市场存在隔夜效应,且对期货收益影响为正;其次,通过观察 GARCH 模型的第二部分,残差平方(即 ARCH 项)和方差项(即 GARCH 项)的显著性 p 值,可以判断两个变量在 1% 的显著性水平下都显著,因此认为收益率序列存在明显的 ARCH 效应,GARCH 模型的适用性较好。

## 2. 结果对比

两个不同时段的对比如表 8 所示,可以看

表 8 不同频率和时间段下各效应的大小

频率	隔夜休市后	午间休市前	午间休市后	隔夜休市前
45 分钟	0.0873 **	0.0537	0.0178	0.0890 *
15 分钟	0.0495 ***	0.0584 ***	0.0566 *	0.0584 **

\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 水平下的显著性。

## 五、结论与建议

本文选取沪深 300 股指期货为研究对象,对期货市场上的“午间效应”和“隔夜效应”进行了研究,结果发现,两种效应在沪深 300 股指期货中均存在,且都为显著的正效应。具体来说,9:15-9:30,11:15-11:30,13:00-13:15,15:00-15:15 期间的平均收益率要显著高于其他时段的平均收益率。

午间和隔夜之所以对我国期货收益及其波动具有上述影响,主要可从信息含量及信息传递角度来加以分析:第一,与许多研究结论相一致,作为非交易时段的假日,往往包含国内大量的私人信息和公共信息;第二,与其它市场相似,期货市场本身也表现出一定程度上的独特的市场交易行为特征。这些原因,可在一定程度上对以上结论作出解释,如假日效应很可能与交易日历、公司规模、市场制度和投资者情绪等有关。我国假日对期货收益及其波动产生影响的差异性,主要源于各期货市场假日信息在市场内部和市场外部信息累积方式的差异性,第一,来自各期货市场内部的信息累积。这些新信息的累积常与自身行业特点、市场成熟度、交易活跃程度、投资者行为等有较大关系。第二,来自各期货市场外部的信息累积。除内部因素外,期货市场还受到来自市场外部的经济信息(如货币政策、财政政策和产业政策)、自然灾害等消息的影响。最后,

出:第一,两者都存在隔夜效应,但是 15 分钟的结果更加显著;第二,15 分钟实证的结果存在显著的“午间效应”,而 45 分钟的结果并不显著。可以认为,产生这些差异的原因是:首先,信息积累在短时间内对市场的影响更稳定,而持续一段时间后,当所有积累的信息全部被市场吸收,融入资产价格后,股价最终会趋于稳定,这时,所积累的信息成为历史,不会对股价再有影响。此外,午间效应的持续性弱于隔夜效应,这可能与午间信息积累的时间较短有关系,因为午间休市不同于夜间效应,时间只有一个半小时,信息积累量较少。

需要提及的是,假日信息对日间交易的影响能力还可能与投资者的生活和工作习惯、投资情绪、理性程度及风险厌恶程度有关。以上因素自然会影响到投资者的交易行为,导致不同类型的假日信息对期货收益及其波动的影响能力存在一定差异。

可见,休市制度会导致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,导致期货价格波动率人为上升,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。

## 参考文献:

- [1] 刘红忠,何文忠. 中国股票市场上的“隔夜效应”和“午间效应”研究[J]. 金融研究, 2012(2): 155-167.
- [2] 何亮,赵芝丹. 沪深 300 指数的“隔夜效应”和“午间效应”实证研究[J]. 上海管理科学, 2013(5): 61-64.
- [3] Fields M. Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling[J]. Journal of Business, 1934(7): 328-338.
- [4] Fosback N. Stock Market Logic: A Sophisticated Approach to Profits on Wall Street [M]. Institute for Econometric Research, 1976.

- [5] Lakonishok J, Smidt S. Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-year Perspective [J]. *Review of Financial Studies*, 1998(4): 403 - 425.
- [6] Pettengill. Holiday Closings and Security Returns [J]. *Journal of Financial Research*, 1989(1): 57 - 67.
- [7] Liano K, Marchand P H, Huang G. The Holiday Effect in Stock Returns: Evidence from the OTC Market [J]. *Review of Financial Economics*, 1992, 2(1): 45 - 54.
- [8] Vergin R C, Mc Ginnis J. Revisiting the holiday effect: Is it on holiday? [J]. *Applied Financial Economics*, 1999, 9(3): 477 - 482.
- [9] Keef, Melvin. Day-of-the-Week Effects in the Pre-holiday Returns of the Standard & Poor's 500 Stock Index [J]. *Applied Financial Economics* 2005(2): 107 - 119.
- [10] 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.
- [11] Barone E. The Italian Stock Market. Efficiency and Calendar Anomalies [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1990(14): 483 - 510.
- [12] Ziemba W T. Japanese Security Market Regularities: Monthly, Turn of the Month and Year, Holiday and Golden Week Effects [J]. *Japan and the World Economy*, 1991, 3(2): 119 - 146.
- [13] Cadsby C B, Ratner M T. Turn-of-the-month and Pre-holiday Effects on Stock Returns [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1992(16): 497 - 509.
- [14] 仪垂林, 刘淄. 上海股市法定节日及传统节日效应的实证研究 [J]. *财经科学* 2005(5): 99 - 103.
- [15] Dirk G Baur. The Autumn Effect of Gold Research in International [J]. *Business and Finance*, 2013(27): 1 - 11.
- [16] 华仁海. 我国期货市场价格收益及条件波动方差的周日历效应研究 [J]. *统计研究* 2004(8): 33 - 36.
- [17] 肖倬, 郭彦峰. 周日历效应传递吗? ——伦敦和上海黄金市场的比较 [J]. *中国管理科学*, 2008(16): 287 - 292.
- [18] 刘庆富, 徐闻宁, 方磊. 中国商品期货市场的假日效应研究——基于收益和波动的视角 [J]. *产业经济研究* 2012(2): 68 - 77.

(责任编辑: 黄明晴)

## Noon and Overnight Effects of the CSI 300 Stock Index Futures

HUANG Zhiyong<sup>1</sup>, MENG Yan<sup>1</sup>, ZHANG Teng<sup>2</sup>

(1. School of Finance, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China;

2. School of Business, Macau University of Science and Technology, Macau 999078, China)

**Abstract:** It is very common for most researches to focus on the “weekend effect” and “holiday effect” of the non-trading period in the stock market and neglect other markets and effects. This paper, based on the definitions of the “noon effect” and “overnight effect”, uses the Dummy Variables Method and ARCH-GARCH Model to study the influence of the “noon break” and “evening break” on the futures yield in the CSI 300 Stock Index Futures. The result shows that there exist “noon effect” and “overnight effect” in the CSI 300 Index Futures, and both are positive effects. Finally, the article gives corresponding policy suggestions.

**Key words:** CSI 300 stock index futures; noon effect; overnight effect; GARCH model