

# 沪深300指数期货到期日效应研究

——基于非参数统计检验

郭旭芬(副教授)

(广东财经大学会计学院, 广州 510315)

**【摘要】**股指期货到期日效应主要表现为股指期货合约到期时,因市场参与者多种交易行为的存在,导致股票现货市场出现异常性变化。在非正态总体、小样本的情况下,传统的参数统计方法不适用于样本的差异性检验,因此,本文运用非参数的Wilcoxon符号秩检验、二项分布检验方法,对沪深300现货市场在期货合约到期日前后,相邻交易日各特定时间段中的市场特性指标是否存在显著的异常变化进行了实证检验。实证结果表明,现货市场日内收益率和日内收益反转均发生了异常变化,这说明沪深300股指期货存在到期日效应。本文的结论部分地解释了到期日效应的形成原因。

**【关键词】**股指期货; 到期日效应; 日内收益率; 收益反转; 非参数检验

## 一、引言

股指期货到期日效应(Expiration day effects),是指在股指期货合约到期时,因市场参与者出于不同目的而进行的多重交易(套保、套利、投机等)行为,导致股票现货市场出现暂时性供需失衡现象,反映在股票交易价格上就是涨跌波动,影响到股票到期日的收益。这种现象的主要表现为交易量、收益率和收益波动率等市场特性指标出现异常变化。

对股指期货到期日效应进行研究具有现实意义,因为准确了解到期日效应的现象和市场表现形式,既可以为投资者的交易策略和投资操作方法等提供合理的指导,又能为监管机构监控市场变化、维护公平交易秩序和完善市场政策与法规提供决策依据。

## 二、文献综述

国内外学者对股指期货到期日效应进行了大量的研究,对到期日的市场是否具有异于平常日的市场特性进行了实证检验,结果表明,许多国家和地区在推出股指期货后出现了到期日效应。其中以Stoll和Whaley(1986)的研究最具代表性,该研究以S&P 500指数期货、S&P 100指数期权为标的,发现现货市场在到期日最后1小时比非到期日具有较大的收益波动率和交易量。

国内一些学者对股指期货到期日效应也进行了探讨,如蒋瑛琨、彭艳(2007),蔡向辉(2010),黄明、林祥友、陶国兴(2013)从到期日效应检验方法、市场表现、产生的原因和影响因素等方面,对已有研究成果进行了较详细的综述,分析了不同结论产生的原因。

国内对沪深300指数期货的实证研究大多得出到期

日效应不显著的结论,如顾京(2011)采用自回归模型对沪深300股指期货到期日效应进行了实证分析,得出不存在到期日效应的结论,并推测其原因可能与该合约设计合理的交割结算价确定机制以及我国特殊的期货市场投资者结构有关。何汕媛(2012)通过对已实现波动率的OLS回归,对沪深300股指期货是否存在到期日效应进行了实证检验,得出到期日效应不存在的结论。黄明、林祥友、陈国兴(2013)对沪深300股指期货合约到期前及到期日的流动性和波动率的均值差异进行检验,得出存在到期日效应但不显著的结论。

股指期货到期日效应是通过比较到期日与非到期日中各项市场特性指标的差异来加以衡量的。样本的差异性检验方法主要有参数检验和非参数检验。参数检验需要利用总体的信息(总体分布、总体的一些参数特征如方差),以总体分布和样本信息对总体参数做出推断;而非参数检验假定总体分布的具体形式未知,以样本数据本身获取的信息对总体分布的类型和未知进行推断。在总体分布具体形式未知或者不具有足够大的样本容量时,应用传统的参数检验方法进行统计推断可能产生错误的检验结果,特别是在非正态总体、小样本的情况下,传统的参数统计方法(如t检验法、对随机误差分布类型做出假定的OLS回归)不适用于样本的差异性检验,作为替代方法,可以采用非参数统计检验方法。

我国于2010年4月16日正式推出了沪深300指数期货,国内对沪深300指数期货到期日效应的研究离推出的时间比较短,样本选取所涵盖的到期日个数偏少,如顾京等(2011)和黄明等(2013)的研究中到期日个数分别为7

个和22个,在样本容量较小的条件下使用依赖于严格分布假定的参数检验方法进行差异性检验,无法确保研究结论的准确性和稳健性。

目前,市场虽已先后经历了54个股指期货合约到期日,但到期日样本的容量(54个)仍不满足大样本的正态近似条件(金融数据一般要求大于100个),因此,有必要在进行样本差异的统计检验之前对样本的正态性进行检验,以确定选用何种统计检验方法,主观地直接搬用参数检验方法往往会出现偏差。

基于以上考虑,本文首先对需要进行比较的样本进行正态性检验,以确认是选用参数统计方法还是非参数统计方法,然后用确定的方法对沪深300现货市场在到期日前后相邻交易日的各特定时段与到期日相同时段的日内收益率、日内收益反转进行差异性统计检验,实证考察沪深300股指期货合约到期日前后,沪深300现货市场是否具有异常性变化。

### 三、研究设计

#### (一)样本选择与数据来源

本文选取沪深300现货指数5分钟日内分时数据作为研究对象,每5分钟一笔,每日共有48笔数据,样本期从2010年4月16日至2014年10月31日,共1101个交易日,总共52848个分时收盘价数据,期间涵盖沪深300股指期货合约的54个到期日。

本文数据来源于天软平台(Tinysoft.NET)。

#### (二)日内收益率异常变化的检验

1. 日内收益率的度量。为了深入观察指数期货合约到期日前后的现货日内收益率是否产生异常变化,对每一个交易日 $t$ ,分别对 $m=15$ 、 $m=30$ 、 $m=60$ 、 $m=90$ 、 $m=120$ ,计算 $t$ 日收盘前 $m$ 分钟收益率为:

$$R(t, c-m) = \frac{P_{c,t} - P_{c-m,t}}{P_{c-m,t}} \quad (1)$$

$t$ 日收盘后 $m$ 分钟收益率为:

$$R(t, c+m) = \frac{P_{c+m,t} - P_{c,t}}{P_{c,t}} \quad (2)$$

式中: $P_{c,t}$ 表示 $t$ 日现货指数收盘价; $P_{c-m,t}$ 表示 $t$ 日收盘前第 $m$ 分钟现货指数收盘价; $P_{c+m,t}$ 表示 $t$ 日收盘后(即 $t+1$ 日开盘后)第 $m$ 分钟现货指数收盘价。

收盘前的日内收益率主要用于度量当前交易日收盘前的市场价值,而收盘后的日内收益率主要用于度量下一个交易日开盘后的市场价值,两者互相补充。

2. 日内收益率异常变化统计假设的提出。为了进一步分析股指期货到期日效应发生时间的开始和终结的时间节点,即到期日效应从什么时候开始,持续多长时间后结束,本文采用了与其他文献不同的研究方法,即在非到期日中抽样选取到期日前5个交易日与到期日后5个交易日,共10类非到期日,再将每类非到期日分别与到期日

进行配对比较分析,而不是将所有非到期日混合在一起与到期日进行比较。

将到期日集合记为 $T$ ,到期日前第 $n$ 个交易日的集合记为 $T-n$ ,到期日后第 $n$ 个交易日集合记为 $T+n$ 。对以上计算的某一个时段的收益率序列,分别提取交易日 $t \in T$ 时的到期日某时段的日内收益率序列与 $t \in T \pm n$ ( $n$ 值在1、2、3、4、5中选取)时的非到期日相同时段的日内收益率序列,并对它们检验如下的统计假设:

$H_0$ :到期日某时段的现货指数收益率与非到期日相同时段的现货指数收益率无显著差异。

$H_1$ :到期日某时段的现货指数收益率与非到期日相同时段的现货指数收益率有显著差异。

根据前述研究方法,非到期日共10类,故对应于10笔不同时段的日内收益率,每一类选择的非到期日共有10组假设,总共 $10 \times 10$ 个配对检验。

3. 统计检验方法的选择。两种常用的配对样本差异的检验方法分别为:配对样本 $t$ 检验和Wilcoxon符号秩检验(Wilcoxon signed-rank test)。配对样本 $t$ 检验属于参数统计方法,用于检验两种样本(配对与非配对样本)的平均数是否存在显著性差异,其应用的前提条件是样本来自的两个总体应服从正态分布。而Wilcoxon符号秩检验属于秩转换的非参数检验方法,用于检验两种样本差值的总体中位数是否与0存在显著性差异,如果配对资料的正态分布假设不能成立,则应选用Wilcoxon符号秩检验。因此,在选用检验方法时,有必要对样本正态性进行检验,本文采用Jarque-Bera方法进行正态性检验。

Wilcoxon符号秩检验通过对配对样本的差值进行排序来构建检验统计量的零分布。

设有一配对样本,第 $i$ ( $i=1, 2, \dots, m$ )对观察值( $x_i, y_i$ )差值 $d_i = x_i - y_i$ , $Md(d)$ 表示 $d$ 的中位数,这时Wilcoxon符号秩检验的假设为:

$$H_0: Md(d) = 0$$

$$H_1: Md(d) \neq 0$$

省略所有差值为0的观察配对样本,令剩下的配对子数为 $n$ ( $n \leq m$ ),然后根据 $n$ 个差值的绝对值的大小,由小到大排序,遇有相同者,取平均秩次;将所排的秩次冠以原差值的符号,称之为差值的符号秩;分别求正秩和( $T_+$ )与负秩和( $T_-$ ),则双侧检验的统计量为 $T = \min(T_+, T_-)$ ;当 $H_0$ 成立时,各差值的符号完全随机,则共有 $2^n$ 种机会均等可能的符号秩组合(每一种组合出现的概率均为 $1/2^n$ )。由此可以计算出检验统计量 $T$ 的概率分布 $P_{H_0}$ ,设 $T$ 的观测值为 $T_0$ ,则可以计算其双侧检验 $p$ 值为: $P_{H_0}(T \leq T_0)$ ,从而做出统计判断。

#### (三)现货收益率反转效应的检验

基于上述式(1)、式(2)定义的收益率, $t$ 日收盘前后 $m$ 分钟的日内收益率反转指标定义为:

$$\text{Rev}(t,m)=\begin{cases} R(t,c+m) & \text{if } R(t,c-m)<0 \\ -R(t,c+m) & \text{if } R(t,c-m)\geq 0 \end{cases} \quad (3)$$

当反转指标 $\text{Rev}(t,m)$ 的值为正,表明 $t$ 日收盘前后 $m$ 分钟收益率 $R(t,c+m)$ 与 $R(t,c-m)$ 出现反转现象;反之,则表示不存在反转现象。

由于反转现象是一个典型的二分变量,本文采用非参数的二项分布检验(Binomial test)。根据式(3)定义的反转指标 $\text{Rev}$ ,分别检验以下两种情况:①到期日和非到期日各时间区间的收益率反转比率是否显著高于指定概率0.5;②到期日各时间区间的收益率反转比率 $P_1$ 是否显著高于非到期日的反转比率 $P_2$ 。

为了区别于上述日内收益率异常变化的检验,下面,笔者选取所有非到期日(即到期日前5个交易日与到期日后5个交易日)混合在一起与到期日进行比较。

#### 四、实证检验与分析

##### (一)日内收益率异常变化的Wilcoxon符号秩检验

1. 样本数据的Jarque-Bera正态性检验结果。表1列示了日内收益率的Jarque-Bera正态性检验结果,值0表示序列来自正态总体,值1表示序列不是来自正态总体,显著性水平为 $\alpha=0.05$ 。

例如,表中第2行第6列的读数为1,表示到期日前5个交易日的收盘前15分钟的日内收益率序列(共54个样本)不服从正态分布。

表1 日内收益率序列的Jarque-Bera正态性检验结果

Jbtest	c-120	c-90	c-60	c-30	c-15	c+15	c+30	c+60	c+90	c+120
T-5	1	1	0	0	1	1	0	0	0	0
T-4	0	1	1	0	0	0	0	0	1	0
T-3	1	1	1	1	0	0	0	0	0	0
T-2	1	1	0	0	0	0	0	0	1	0
T-1	0	0	0	0	0	1	0	1	1	1
T	1	1	1	1	0	0	1	1	1	1
T+1	0	0	0	1	0	0	1	0	1	1
T+2	1	1	1	0	0	1	1	0	1	1
T+3	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
T+4	1	0	0	0	0	1	1	1	1	0
T+5	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0

注:①T表示到期日、T-5表示到期日前第5个交易日、T+5代表到期日后第5个交易日;②C-15表示收盘前15分钟、C+15表示收盘后15分钟。

从表1第7行数据可知,在到期日的各个时间段的日内收益率序列中,除收盘前后15分钟的两个日内收益率序列服从正态分布外,其余时间段的日内收益率序列均不服从正态分布,较多的日内收益率序列配对样本来自

的总体不同时服从正态分布(至少其中一个样本表现出较明显的尖峰厚尾特性),所以下文选用非参数Wilcoxon符号秩检验进行收益率序列配对样本的比较。

2. 日内收益率异常变化的检验结果。到期日与非到期日相同时段的现货指数日内收益率差异的Wilcoxon符号秩检验结果如下页表2所示。从表2可以看出,用于检验各单元格对应的非到期日收益率序列与到期日收益率序列存在显著差异,即样本差值的中位数显著异于0,其中单元格上面和下面的数据分别为平均收益率、符号秩检验的双侧检验 $p$ 值。

例如,第6行第6列的读数为-0.000 63(0.020 17),表示到期日前第一个交易日收盘前15分钟的收益率序列(共54个样本)的平均值为-0.000 63,与到期日收盘前15分钟的收益率序列的差异性检验的 $p$ 值为0.020 17。若 $p$ 值检验配对样本有显著差异,可利用配对样本平均值的大小信息,辅助判断差异的方向。

从表2可以看出,在所检验的100个收益率序列配对中(基准配对为到期日相同时间段的收益率序列),只有7个符号秩检验的双侧检验 $p$ 值小于0.05,故从统计意义上看,这些非到期日某时段的收益率序列与到期日相同时间段的收益率序列存在显著差异(在显著性水平5%上)。这些存在差异的配对分别为:(T-1,C-120)、(T-1,C-90)、(T-1,C-60)、(T-1,C-30)、(T-1,C-15)、(T-5,C+15)、(T+2,C+15),存在显著差异的配对主要集中于到期日前第一个交易日(T-1),在到期日前一个交易日的收盘前120分钟、收盘前90分钟、收盘前60分钟、收盘前30分钟、收盘前15分钟的日内平均收益率均为负值,且小于到期日相同时间段的日内收益率,这说明到期日前第一个交易日收盘前的日内收益率均显著低于到期日相同时间段的收益率。

笔者还观察到,除(T-5,C+15)、(T+2,C+15)外,其他非到期日的日内收盘前收益率序列与到期日相同时段的日内收益率序列不存在显著差异,因此,我们可以认为,到期日前第一个交易日(T-1日)的日内收盘前收益率产生了异常的负向变化。

另外,从第5行第11列的读数为-0.001 70(0.811 01)来看,到期日前第一个交易日(T-1日)开盘后120分钟(即上午)的平均收益率为-0.001 70,差异性检验 $p$ 值为0.811 01,与到期日(T日)相同时段的日内收益率相比差异不显著;从第6行第2列的读数为-0.004 04(0.015 44)来看,到期日前第一个交易日收盘前120分钟(即下午)的平均收益率为-0.004 04,差异性检验 $p$ 值为0.015 44,与到期日(T日)相同时段的日内收益率相比差异显著。由此可见,到期日前第一个交易日的上午现货收益率未出现明显的异常变化,到期日前第一个交易日的下午现货收益率则出现了明显的负向变动。

表 2 到期日与非到期日相同时段的现货指数日内收益率差异的 Wilcoxon 符号秩检验

平均收益率	c-120	c-90	c-60	c-30	c-15	c+15	c+30	c+60	c+90	c+120
T-5	0.000 13	-0.000 17	-0.000 66	-0.000 07	0.000 15	0.000 16	0.000 31	0.000 17	0.000 91	0.001 39
	(0.931 95)	(0.566 90)	(0.207 41)	(0.572 72)	(0.359 79)	<b>(0.012 97)</b>	(0.063 82)	(0.104 01)	(0.053 28)	(0.102 17)
T-4	0.000 83	0.000 18	0.000 21	0.000 05	0.000 54	-0.002 19	-0.002 48	-0.003 65	-0.003 56	-0.003 09
	(0.898 08)	(0.451 70)	(0.726 18)	(0.797 79)	(0.758 48)	(0.663 05)	(0.483 22)	(0.247 27)	(0.596 24)	(0.824 28)
T-3	0.000 19	0.000 08	-0.000 26	0.000 33	0.000 43	-0.000 33	-0.000 77	-0.001 66	-0.001 65	-0.001 17
	(0.945 54)	(0.844 29)	(0.638 41)	(0.824 28)	(0.965 95)	(0.123 93)	(0.493 98)	(0.578 56)	(0.359 79)	(0.669 27)
T-2	-0.000 68	-0.000 81	-0.000 01	0.000 21	0.000 71	-0.000 98	-0.000 77	-0.000 97	-0.001 87	-0.001 70
	(0.784 62)	(0.884 58)	(0.739 05)	(0.572 72)	(0.638 41)	(0.504 87)	(0.614 16)	(0.784 62)	(0.952 34)	(0.811 01)
T-1	-0.004 04	-0.003 39	-0.002 68	-0.001 54	-0.000 63	-0.001 05	-0.000 57	0.000 47	-0.000 39	0.001 25
	<b>(0.015 44)</b>	<b>(0.010 56)</b>	<b>(0.023 23)</b>	<b>(0.011 71)</b>	<b>(0.020 17)</b>	(0.261 66)	(0.411 50)	(0.096 79)	(0.177 87)	(0.166 96)
T	0.000 43	0.000 83	0.000 95	0.000 33	0.000 51	-0.002 09	-0.001 50	-0.001 81	-0.002 19	-0.002 24
T+1	0.000 85	0.000 54	0.000 26	0.000 08	0.000 47	-0.000 97	0.000 20	-0.000 41	-0.001 32	-0.001 12
	(0.844 29)	(0.797 79)	(0.681 77)	(0.555 36)	(0.778 06)	(0.477 89)	(0.280 43)	(0.247 27)	(0.247 27)	(0.572 72)
T+2	0.001 59	0.001 21	0.001 27	0.000 90	0.000 99	-0.000 07	0.000 66	0.000 56	0.000 71	0.000 60
	(0.555 36)	(0.791 20)	(0.477 89)	(0.195 20)	(0.164 32)	<b>(0.023 78)</b>	(0.096 79)	(0.088 31)	(0.063 82)	(0.292 11)
T+3	0.000 56	0.000 32	0.000 69	0.001 00	0.000 64	-0.000 52	-0.000 78	0.000 19	-0.000 10	-0.000 13
	(0.986 37)	(0.694 35)	(0.884 58)	(0.324 82)	(0.857 68)	(0.230 06)	(0.614 16)	(0.258 01)	(0.156 56)	(0.392 22)
T+4	-0.000 24	-0.001 25	-0.001 20	-0.000 78	-0.000 01	0.000 01	0.000 28	0.000 75	0.001 19	0.000 98
	(0.342 03)	(0.109 71)	(0.057 77)	(0.069 02)	(0.156 56)	(0.128 24)	(0.280 43)	(0.128 24)	(0.066 38)	(0.154 03)
T+5	-0.000 06	0.000 01	0.000 52	0.000 49	0.000 42	-0.000 81	-0.001 02	0.000 04	0.000 84	0.001 17
	(0.758 48)	(0.620 19)	(0.972 75)	(0.688 05)	(0.555 36)	(0.280 43)	(0.504 87)	(0.183 52)	(0.119 73)	(0.146 64)

注:①加黑体p值表示在5%的水平上显著;②T表示到期日、T-5表示到期日前5个交易日、T+5代表到期日后5个交易日;③C-15表示收盘前15分钟、C+15表示收盘后15分钟。

(二)日内收益率反转的二项分布检验结果

对到期日和非到期日各时间区间收益率的反转比率运用非参数 Wilcoxon 符号秩检验方法进行二项分布检

验,结果如表3所示。从表3可以看出:

1. 在到期日,现货指数收盘后60分钟收益率(相比收盘前60分钟收益率)的反转比率高达59.26%,单边检验的

表 3 收益率反转比率的二项分布检验

	收盘前后分钟数m	15	30	60	90	120
到期日	反转次数	28	26	32	29	27
	总次数	54	54	54	54	54
	反转比率P <sub>1</sub>	0.518 52	0.481 48	0.592 59	0.537 04	0.500 00
	pp-value(H <sub>0</sub> :P <sub>1</sub> ≤0.5)	0.341 74	0.554 04	0.066 84*	0.248 31	0.445 96
非到期日	反转次数	553	566	504	530	526
	总次数	1 047	1 047	1 047	1 047	1 047
	反转比率P <sub>2</sub>	0.528 18	0.540 59	0.481 38	0.506 21	0.502 39
	单p-value(H <sub>0</sub> :P <sub>2</sub> ≤0.5)	0.031 82**	0.003 92***	0.879 89	0.332 64	0.426 45
	到期日 vs 非到期日	p-value(H <sub>0</sub> :P <sub>1</sub> ≤P <sub>2</sub> )	0.503 36	0.769 22	0.038 02**	0.278 19

注:\*,\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

$p$ -value 为 0.066 84, 在 10% 的显著性水平上拒绝零假设  $H_0: P_1 \leq 0.5$ , 接受备择假设, 即其反转比率高于指定概率 0.5 (这也说明了该反转为非随机行为)。

2. 在非到期日, 现货指数收盘后 60 分钟收益率的反转比率则为 48.14%, 单边检验的  $p$ -value 为 0.879 89, 接受零假设  $H_0: P_2 \leq 0.5$ , 即其反转比率并没有显著高于指定概率 0.5 (或未出现明显反转)。

3. 在到期日的现货指数收盘后 60 分钟收益率的反转比率显著高于非到期日相同时间区间的反转比率 (检验  $p$ -value 为 0.038 02, 拒绝零假设  $H_0: P_1 \leq P_2$ )。

## 五. 结论

股指期货到期日效应是通过比较到期日与非到期日中各项市场特性指标的差异来加以衡量的。本文首先对配对样本进行 Jarque-Bera 正态性检验, 发现较多的日内收益率序列配对样本来自的总体不同时服从正态分布, 表现出较明显的尖峰厚尾特性, 因而传统的参数统计方法已经不适用于配对样本的差异性检验。为此, 本文选用非参数统计方法, 实证检验在沪深 300 股指期货合约到期日前后, 沪深 300 现货市场是否出现异常性变化, 结果表明, 现货市场日内收益率、日内收益反转均发生了显著的异常变化, 这说明沪深 300 指数期货存在到期日效应。由此得出如下两个研究结论:

1. 到期日前第一个交易日 ( $T-1$  日) 的上午现货指数收益率未出现明显的异常变化, 到期日前一个交易日的下午现货指数收益率则出现了明显的负向变动, 下午各时间段的收盘前日内收益率均显著低于到期日和其他非到期日相同时间段的日内收益率。

到期日之前现货市场收益率之所以出现异常负向变化, 其原因是: 在我国新兴的资本市场进行反向期现套利的做空成本较高、操作难度较大, 而国内的投资者 (包括券商、公募基金和私募基金等) 普遍缺乏经验, 出于谨慎性考虑, 他们主要进行正向套利操作, 而这些正向套利资金更多选择的是在到期日之前提前或者分批平仓套利头寸、变现现货组合, 这样, 有可能促使现货指数在到期日之前就开始出现负向变动。

还有一个比较有力的解释就是: 新加坡新华富时中国 A50 和我国沪深 300 指数期货的个别交割日曾多次给我国沪深 A 股市场造成很大的冲击, 被市场称为“股指到期日魔咒”。而对“股指到期日魔咒”引发市场大幅回调的担忧和恐慌, 也使一部分现货投资者在临近到期日之前, 就会提前产生看跌预期, 更多地倾向于谨慎操作, 不轻易出手, 甚至出局观望, 从而导致现货指数在到期日之前就开始表现不佳。

2. 现货指数在到期日收盘后 60 分钟存在显著收益反转现象, 其反转比率显著高于非到期日相同时间区间的反转比率。

在非到期日现货指数在 15 分钟、30 分钟时间区间存在收益反转现象, 而到了到期日, 在该时间区间的收益反转现象反而消失了, 代之以 60 分钟时间区间的收益反转现象, 即反转的时间区间被拉长了, 这或许与沪深 300 指数期货采取到期日现货指数最后 2 小时的算术平均价作为交割结算价有关。这种结算价的确定方式有可能加剧现货市场最后 2 小时多空头的交易博弈, 使更长时间区间的收盘前收益率较容易出现过度反应, 从而更可能出现收盘后的收益反转现象。

## 主要参考文献

Stoll H. R., Whaley R. E.. Expiration day effects of index options and futures [J]. Financial Analysts Journal, 1986(43).

Chamberlain T. W., C. S. Cheung, C. C. Y. Kwan. Expiration day effect of index futures and option: some Canadian evidence [J]. Financial Analysts Journal, 1989(5).

Karolyi A. G.. Stock market volatility around expiration days in Japan [J]. Journal of Derivatives, 1996(4).

Ying-Foon Chow, Haynes H. M., Yun Hua Zhang. Expiration day effects: The case of Hong Kong [J]. Journal of Futures Markets, 2003(1).

Illueca M., Lafuente J A.. New evidence on expiration-day effects using realized volatility: An intraday analysis for the Spanish stock exchange [J]. The Journal of Futures Markets, 2006(26).

Edward Hsing-Yi Chow et al. Expiration day effects and market manipulation: evidence from Taiwan [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2013(3).

杨崇均. 台湾指数期货到期日效应之研究 [D]. 台北: 国立云林科技大学, 2007.

蒋瑛琨, 彭艳. 股指期货到期日效应的理论研究: 效应根源、成果综述及实证方法 [R]. 国泰君安证券研究报告, 2007-05-21.

蔡向辉. 股指期货到期日效应研究综述 [J]. 金融发展研究, 2010(4).

顾京, 叶德磊. 股指期货到期日效应在中国存在吗 [J]. 金融发展研究, 2011(10).

何汕媛. 我国股指期货到期日效应实证检验 [J]. 时代金融, 2012(4).

黄明, 林祥友, 陈国兴. 股指期货“到期日效应”分析——基于流动性和波动性的均值差异检验 [J]. 财会月刊, 2013(20).

肖成. 期指未出现“交割日魔咒”现象 [N]. 证券时报, 2014-01-29.

梅长林, 周家良. 实用统计方法 [M]. 北京: 科学出版社, 2002.