

中国黄金期货的月份效应和节日效应^{*}

陈秋雨¹, Jang Woo Park²

(¹ 西交利物浦大学, 江苏苏州 215123; ² 上海期货交易所, 上海 200122)

摘要: 中国黄金期货的月份效应显示存在2月、4月以及较弱的11月正的超额收益效应, 而其他月份则不显著。1月、5月、8月和9月则存在显著的波动率月份效应。最后, 节日效应的结果表明国庆节后出现获得超额收益的机会, 而除了元旦节前外, 劳动节、国庆节和春节的节前波动率均不显著, 而除劳动节后, 其他三个节日后的波动性均显著。这些现象与文化、传统消费、全球经济以及投资者行为有关。

关键词: 黄金期货; 月份效应; 节日效应; 投资者行为

JEL 分类号: G13 **中图分类号:** F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-1428(2013)12-0096-06

目前对于上海期货交易所上市的各大期货品种的日历效应研究近乎空白, 本研究以此为研究目的, 选取了在上海期货交易所上市的黄金期货主力合约作为研究对象, 通过金融时间序列方法发掘黄金期货的节日效应和月份效应, 揭示其内在日历效应规律。

一、文献综述

1934年Fields发表了“Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling”一文, 首次开始了证券市场的节前效应(Pre-holiday Effect)研究。从上世纪80年代开始, 此类研究得到了人们的发展, 对日历效应的研究蓬勃发展。

(一) 节日效应(Holiday Effects)

对美国证券市场的日历效应研究非常多, 最新的研究有Aeder等学者的研究。Swinkels & Van Vliet(2012)的研究表明在美国股票市场存在万圣节效应和换月效应。Aeder(2011)的研究结果表明犹太教的新年和赎罪日对美国股票市场的波动率和流动性影响最显著。Bildik(2004)对伊斯坦布尔股票交易所的ISE-100指数的研究表明无论是收益率还是交易量均存在显著的节日效应, 节前的平均收益是节后平均收益的2倍至7倍, 因此作者认为采取节前购买、节

后抛售的策略会使投资者获益。Meneu & Pardo(2004)对西班牙股票交易所的部分银行、企业和IBEX-35指数进行新年、受难节、圣母升天节、国庆节、劳动节、圣诞节等节日效应研究。研究显示节日前存在显著的高收益, 原因是由于小投资者在节前产生的大量买盘订单从而推高价格。Rompotis(2007)对希腊股票共同基金的复活节、圣诞节和东正教徒的重要宗教节日8月15日三个节日进行研究, 在这三个节日前的几个星期中, 这些希腊基金的平均收益是低的, 但在节后的一个星期中, 他们的平均收益是高的, 同时, 作者还发现这些基金收益在节后的几个星期中风险比较高。

外国学者同样对中国市场的日历效应进行了研究, Mitchell & Ong(2006)发现除了上海A股市场外, 深圳A股市场及沪深B股市场均存在显著的节日效应, 且B股市场的效应似乎更为明显, 但农历新年期间, 所有的市场均存在显著的节日效应, 且收益为正。有趣的是, A股市场在春节后依然保持显著的正效应, 但B股市场却下跌。McGuinness & Harris(2011)对香港、深圳和上海股票市场的研究发现新年节日效应主要集中在4天, 即春节前三天及春节后一天, 进一步研究发现这种节日效应对香港大行业来说非常普遍, 国内上海和深圳的A股市场和B股市场情况也一样。

^{*} 本研究获上海市博士后科研资助计划(重点项目)支持, 编号为12R21421000。

收稿日期: 2013-09-24

作者简介: 陈秋雨, 女, 西交利物浦大学(Xi'an Jiaotong-Liverpool University)博士、讲师, 上海期货交易所/复旦大学联合培养博士后;

Jang Woo Park, 男, 上海期货交易所/复旦大学联合培养博士后。

也有个别学者对中国期货市场进行了日历效应研究,但此类文献凤毛麟角,如徐长宁(2009)以上海期货交易所和伦敦金属交易所的铜期货合约研究对象,利用两者之间的价差研究了铜期货2002年至2006年间的春节、五一和国庆的节日情结,认为市场的参与者都具有节日情结,且愈演愈烈。

(二)月份效应(Monthly Effects)

1月份的特殊性吸引了学者们的眼光,绝大多数的月份效应聚焦于1月份效应。Rompotis(2007)研究了希腊普通股共同基金的月份效应,发现其收益率的1月份效应非常微弱,进一步检验,没有发现其他月份效应的存在。Floros(2008)对希腊股票市场上的三种指数的研究表明希腊股票市场并不存在1月效应。Sun & Tong(2010)对1926年至2005年美国证券市场月等权收益序列进行研究,并在模型中逐步放入风险和当月风险变量,研究结果表明1月效应是存在的,但它并非来自于风险本身,而是来自于当月更高的风险补偿。Al-Jarrah, Khamees & Haddad(2010)利用231个个股的月份收益数据证明了安曼股票交易所存在月份效应,这种时间模式一直都变化不大,但投资者却没有运用这种日历效应去调整他们的交易策略从而获得额外收益。Das & Rao(2011)对日本、英国和法国的股票市场进行研究,结果发现三个市场在价值溢价方面均存在着1月效应,大公司的1月效应更为明显,这可能由1月份优厚的回报所导致,1月份的价值溢价差不多是非1月份的3到9倍。Ag-nani & Aray(2011)研究了美国短期国库债券的月份效应,作者将5个不同尺寸投资组合的月收益数据分成两部分,一部分波动率高,另一部分波动率低,研究结果发现两部分均存在显著的正的1月效应,且波动率高的那部分比波动率低的那部分数据的月份效应更显著。

除了1月份效应外,学者们还研究了其他月份的日历效应。Wong, Ho & Dollery(2007)对马来西亚股票市场的月份效应的研究发现2月效应在危机前的时间段中存在,而1月效应则在危机后的时间段中存在,另外,还发现了3月份和9月份存在显著的负收益,而其他月份的月份效应并不显著。Chakrabarti & Sen(2008)分析了印度股票市场的11月份效应。结果表明无论是市场指数还是行业指标,均存在11月份效应,并且这种效应不能用股票收益的时变波动率来解释,而是由政策制定者和个体投资者的投资策略造成,TARCH模型的分析表明并未发现其非对称性。

在国内,更多的日历效应研究则出现在股票市场,针对期货的月份效应研究屈指可数。华仁海和仲伟俊(2002)发现大连商品交易所大豆期货合约不存在月份效应,但1月份的收益显著大于2月份、4月份和12月份,这可能是投资者在年末和春节前由于年终结算的需要以及长假不确定因素的影响从而减持头寸有关。赵玉(2010)研究了大连商品交易所的豆1、豆粕和豆油的月份效应,研究结果显示豆1、豆粕和豆粕期货合约收益率均可能存在正的2月效应和12月效应。

(三)简单述评

综上所述,我们不难看出:

1、大部分的日历效应研究集中在股票市场,而期货市场的研究非常少见,尤其是国内方面对期货市场的日历效应研究甚至是凤毛麟角。

2、对于日历效应是否存在这个问题没有统一论,这可能与不同市场、不同时间段样本以及不同的研究方法有关,但相当一部分的研究表明确实存在日历效应。

3、国外研究所采用的研究方法比国内的研究方法更先进和多样化,在原因分析上更深入。国内的文献相当一部分采用的是最小二乘法,最小二乘法对标准差的估计是有偏的,且无法解决异方差的问题,它假设残差服从正态分布,因此也无法处理尖峰厚尾的问题。部分文献甚至直接用简单的价差进行比较,或者只给出描述性统计,对波动率没有任何交代,主观性强且不够科学严谨。越来越多的学者采用了GARCH族模型对波动率进行建模,这类研究虽然很好地考虑了异方差问题,但绝大部分的残差假设依然基于正态分布,没有很好地考虑金融时间序列尖峰厚尾的特征,且相当多的研究忽略了收益率和残差自相关的问题。个别学者考虑了厚尾情况,使用了广义误差分布进行建模,分析了非对称情况,同时也考虑了收益率和残差自相关的问题,研究方法较为全面,但没有考虑更多的其他日历效应的交互影响。

二、研究方法

在传统的时间序列分析方法中,常常假设方差是固定不变的,也即方差不随时间而变化,然而金融市场越来越被证明方差是随时间而变,并且具有波动聚集的现象,当数据存在这种方差时变(异方差)现象时,如果用传统的最小二乘法来估算,会使参数估计值不是有效的,也不满足渐近有效性,参数的显著性检验也失去意义,同时预测也失效。此时,需要用能反映异方差特点模型进行拟合。

最早反映异方差特点模型是由Engle(1982)提出的ARCH模型,但如果存在高阶ARCH效应时,需要估算很多参数,因此Bollerslev(1986)将模型进一步拓展为GARCH模型,把条件方差的滞后项也放入模型中,利用低阶GARCH模型即可解决了高阶ARCH参数估计的问题,能很好地刻画尖峰厚尾特征以及波动方差的集聚效应,且能同时检验出波动率的日历效应。

由于GARCH不能保证条件方差一直为正,而EGARCH模型取对数形式,对其系数进行约束,从而保证条件方差一直为正,因此表现更为优秀。GARCH模型还有一个缺点就是假设好消息和坏消息对条件方差的冲击是对称的,即不存在杠杆效应,而EGARCH模型却还可以同时检验序列的杠杆效应,如果杠杆系数显著且为正,代表好消息对条件方差的冲击力度大于坏消息;如果杠杆系数显著且为负,代表坏消息对条件方差的冲击力度大于好消息;如果杠杆系数不显著,则两者对条件方差的冲击力度是一样的。杠杆效应的存在与否对监管部门的信息公布有一定的参考

作用。

但是普通的 EGARCH 模型假设残差服从正态分布,而金融市场的数往往呈尖峰厚尾,这与现实不符,为了更加准确地描述 EGARCH 模型中残差的分布特征,本研究使用了尾部较厚的非正态分布——广义误差分布(GED)。

结合上面的分析,本研究拟使用以下广义误差分布的 ARMA-EGARCH 模型:

$$R_t = \sum_{i=1}^p \delta_i D_i + \sum_{j=1}^p \phi_j R_{t-j} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^q \varphi_j \varepsilon_{t-j} \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{GED}(0, h, v)$$

$$\log(h_t) = c + \sum_{i=1}^{i-1} \theta_i D_i + \beta \log(h_{t-1}) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_t}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_t}} \quad (2)$$

方程(1)为收益率方程,采用 ARMA(p,q)形式。其中 $\sum_{i=1}^p \delta_i D_i$ 为收益率方程中的日历虚拟变量, ε_t 为残差。AR 部分为 $\sum_{j=1}^p \phi_j R_{t-j}$, 表示收益率 R_t 的滞后 p 阶,用于消除收益率方程中收益率自身可能存在的自相关。MA 部分为 $\sum_{j=1}^q \varphi_j \varepsilon_{t-j}$, 表示残差的滞后 q 阶,用于消除收益率方程中残差可能存在的自相关。

$\varepsilon_t \sim \text{GED}(0, h, v)$ 代表 ε_t 服从广义误差分布(GED),其中 0 为均值, h 为方差,参数 v 则是尾部厚度的度量参数, $v=2$ 时恰好是正态分布,当 $v < 2$ 时代表具有尖峰厚尾现象。

方程(2)为波动率方程,采用 EGARCH 形式。其中 c 为波动率方程的截距项, $\sum_{i=1}^{i-1} \theta_i D_i$ 为波动率方程的日历虚拟变量, β 度量了波动的持续性和聚集效应, α 度量了异方差效应, γ 为杠杆系数,衡量了好坏消息对市场波动冲击的对称性,也从某种程度反映了投资者的风险厌恶特征。

三、日历效应分析

(一)基本统计量检验

对黄金期货主力合约对数收益率进行基本统计量检验,结果表明对数收益率的均值为 0.000415,标准差为 0.014034,偏度为 -0.426732,为左偏、峰度为 5.722223,高于正态分布的峰度 3,概率为 0.000000,强烈拒绝正态分布的原假设,属于尖峰现象。

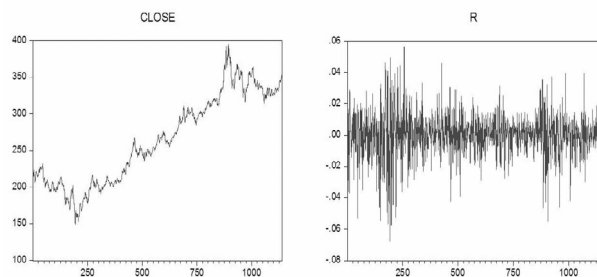


图1 黄金期货主力合约收盘价及对数收益率图

表1 黄金期货主力合约日对数收益率基本统计量

样本数	均值	中位数	标准差	偏度	峰度	JB 值	概率
1138	0.000415	0.000982	0.014034	-0.426732	5.722223	385.9196	0.000000

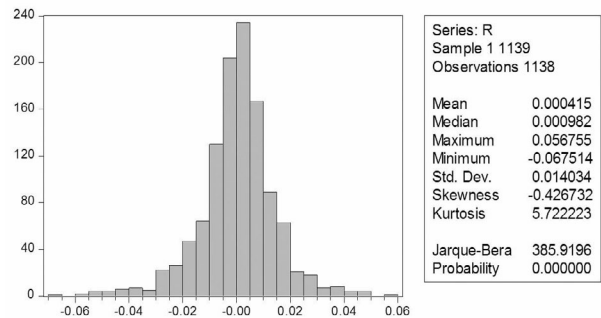


图2 基本统计量

1、自相关检验。

如果序列是自相关的,用传统的最小二乘法来估计模型时会使得估计参数值无效,从而显著性检验也失效。Ljung Box (1978)提出了修正后的 $Q(m)$ 统计量,从而提高了小样本的检验功效:

$$Q(m) = N(N+2) \sum_{l=1}^m \left(\frac{\hat{\rho}_l^2}{N-1} \right)$$

上式服从一个自由度为 m 的 χ^2 分布, N 为样本数, $\hat{\rho}_l$ 为滞后 l 步的自相关系数,而 $\hat{\rho}_1, \hat{\rho}_2, \dots, \hat{\rho}_m$ 为样本自相关函数 (Autocorrelation Function, ACF)。滞后阶数的选择通常有两种方法,一种是 $m \approx \ln(N)$,另一种是 \sqrt{N} ,其零假设为不存在自相关。如果序列在偏自相关 (PACF) 的 p 阶或者自相关 (ACF) 的 q 阶是自相关的,则应该通过 ARMA(p,q)来消除。

Sample: 1 1139 Included observations: 1138						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
1	0.034	0.034	0.034	1.3450	0.246	
2	0.044	0.043	0.043	3.5515	0.169	
3	-0.029	-0.027	-0.027	4.5353	0.209	
4	-0.086	-0.090	-0.090	12.928	0.012	
5	0.037	0.034	0.034	14.466	0.013	
6	-0.019	-0.009	-0.009	14.865	0.021	
7	-0.013	-0.023	-0.023	15.068	0.035	
8	0.024	0.019	0.019	15.741	0.046	
9	0.051	0.060	0.060	18.774	0.027	
10	-0.031	-0.035	-0.035	19.863	0.031	
11	-0.031	-0.040	-0.040	20.984	0.034	
12	-0.002	0.008	0.008	20.987	0.051	

图3 自相关检验结果

从自相关检验结果看,无论是自相关图还是偏自相关图,自相关和偏自相关图的第4阶均显著超越两个标准差范围的虚线,因此本研究将结合其他变量考虑将 ARMA 的阶数设定为4阶或者5阶。

2、异方差检验。

建模之前首先进行异方差检验,可以通过二阶距的形式以反映对数收益率的方差是否隐含着异方差的特性。如果序列表现出二阶距的序列自相关,则表明利用 GARCH 族模型的条件方差模型拟合是适合的。

从异方差检验结果看,对数收益率平方的自相关和偏

自相关图均表明存在高阶 ARCH 效应, 概率上也显示强烈拒绝原假设, 即序列具有高阶异方差效应, 应该使用 GARCH 族拟合模型, 一般情况下使用 GARCH(1,1)即可解决高阶 ARCH 效应问题, 如果模型估算后依然存在异方差, 则应修改 GARCH 的阶数, 但一般不超过 2 阶。本研究经过筛选最终选用 EGARCH(1,2)模型进行拟合。

(二)月份效应

月份效应指某个或某些特定月份的收益率或者波动率显著地异于其他各月收益率的现象。本小节中致力于发掘黄金期货主力合约的收益率和波动率月份效应并对其背后原因进行详尽分析。

1、模型估算

经过 BIC 和 AIC 标准比较分析, 月份效应中选择 MA(4)—EGARCH(1,2)模型, 根据收益率方程的估算结果, 波动率方程选择 1 月份为比较组, 估算结果如表 2 和表 3 所示。

收益率方程结果显示, 2 月、4 月的对数收益率在 5% 的显著性水平下显著为正, 而 11 月的对数收益率在 10% 的显著性水平下显著为正, 其他月份则不显著。

表 2 月份效应收益率方程估算结果

变量	系数	标准差	Z 统计量	概率
MA(4)	-0.053486	0.026892	-1.988928	0.0467**
JAN	-0.000207	0.001153	-0.179264	0.8577
FEB	0.002413	0.001104	2.186463	0.0288**
MAR	-0.000794	0.000851	-0.932146	0.3513
APR	0.001783	0.000829	2.151664	0.0314**
MAY	0.000852	0.000913	0.932436	0.3511
JUN	0.000414	0.000893	0.463216	0.6432
JUL	0.000269	0.000737	0.365143	0.7150
AUG	0.001272	0.000917	1.386408	0.1656
SEP	0.001969	0.001294	1.521785	0.1281
OCT	-0.000297	0.001624	-0.182610	0.8551
NOV	0.002477	0.001330	1.862329	0.0626*
DEC	5.55E-05	0.001323	0.041911	0.9666

波动率方程结果显示, α 为 ARCH 效应, 非常显著。杠杆系数 γ 则显示在 5% 的显著性水平下并不显著, 但在 10% 的显著性水平下则显著, 因此杠杆性并不强, 所以坏消息和好消息的冲击近乎一样。 β_1 和 β_2 反应了 GARCH 效应, 两者的系数均显著, 尤其是 β_2 , 而 GED 参数为 1.341867, 小于 2, 且非常显著, 显示存在尖峰厚尾现象, 显示采用基于广义误差分布的 EGARCH(1,2)模型是正确的。

从表 3 可以看出 1 月、5 月、8 月和 9 月是显著不同于其他月份的波动率的, 其中 1 月的波动最为显著, 5 月和 8 月在 5% 的显著性水平下显著, 而 9 月则在 10% 的显著性水平下显著。

由此看出, 2 月、4 月、11 月存在显著的正收益月份效应, 而 1 月、5 月、8 月和 9 月则存在显著的波动率月份效应。这与世界黄金委员会在 2010 年关于中国的黄金报告有相似之处, 该报告指出“1 月、9 月和 11 月是过去 5-10 年间月份效应最强的几个月, 在中国, 消费者在冬天的几个月里

因为农历新年、圣诞节和元旦的到来而重新购买黄金, 这已经成为一个特色。这样会对以人民币报价的黄金价格产生正面的影响。在黄金季节效应中没有完美的规律, 但作为黄金爱好者常常被鼓动去认识中国黄金市场的第二波传统波动, 那就是 4 月和 5 月。”

表 3 月份效应波动率方程估算结果

变量	系数	标准差	Z 统计量	概率
α	0.187900	0.044041	4.266431	0.0000***
γ	0.039608	0.023631	1.676105	0.0937*
β_1	0.062180	0.027909	2.228007	0.0259**
β_2	0.921514	0.028637	32.17888	0.0000***
Jan	-0.337205	0.111660	-3.019921	0.0025***
FEB	0.021623	0.062930	0.343598	0.7311
MAR	0.045267	0.054710	0.827393	0.4080
APR	0.021312	0.053720	0.396729	0.6916
MAY	0.107878	0.054393	1.983311	0.0473**
JUN	0.001317	0.055501	0.023732	0.9811
JULY	0.031956	0.050091	0.637959	0.5235
AUG	0.104487	0.051723	2.020129	0.0434**
SEP	0.090936	0.054494	1.668750	0.0952*
OCT	0.081935	0.068731	1.192108	0.2332
NOV	0.022024	0.051544	0.427291	0.6692
DEC	0.079125	0.063885	1.238564	0.2155
GED parameter	1.341867	0.082389	16.28693	0.0000***
R-squared	0.012080	Mean dependent var	0.000415	
Adjusted R-squared	0.001542	S.D. dependent var	0.014034	
S.E. of regression	0.014023	Akaike info criterion	-5.941006	
Sum squared resid	0.221239	Schwarz criterion	-5.808220	
Log likelihood	3410.432	Hannan-Quinn criter.	-5.890855	

2、模型效果检验。

(1)残差自相关检验。

Sample: 2 1139
Included observations: 1138
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.037	-0.037	1.5900		
2	0.017	0.015	1.9078	0.167	
3	-0.041	-0.040	3.8513	0.146	
4	-0.011	-0.014	3.9951	0.262	
5	0.013	0.014	4.2035	0.379	
6	-0.024	-0.024	4.8671	0.432	
7	-0.017	-0.020	5.1975	0.519	
8	0.024	0.024	5.8338	0.559	
9	0.048	0.049	8.4768	0.388	
10	0.016	0.017	8.7743	0.458	
11	-0.028	-0.026	9.6551	0.471	
12	-0.007	-0.005	9.7126	0.556	

图 4 模型效果检验——自相关检验

对模型估算后的残差项检验, 自相关图和偏自相关图均没有超出两个标准差范围, 概率也表明不拒绝原假设, 即建模后已消除了收益率方程的自相关。

(2) 残差异方差检验。

对模型估算后的残差平方项检验, 自相关图和偏自相关图均基本没有超出两个标准差范围, 明显有别于建模前的异方差检验, 即模型基本上消除了原先存在的异方差效应, 拟合效果较好。

Sample: 2 1139
Included observations: 1138
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.066	-0.066	4.9526	
		2 -0.026	-0.030	5.6994	0.017
		3 0.057	0.053	9.3694	0.009
		4 0.025	0.031	10.061	0.018
		5 0.015	0.022	10.323	0.035
		6 -0.029	-0.029	11.320	0.045
		7 -0.014	-0.020	11.540	0.073
		8 0.022	0.015	12.077	0.098
		9 0.025	0.029	12.775	0.120
		10 -0.009	-0.001	12.866	0.169
		11 -0.028	-0.028	13.740	0.185
		12 0.016	0.007	14.028	0.231
		13 0.027	0.025	14.846	0.250
		14 -0.023	-0.015	15.435	0.281
		15 -0.012	-0.011	15.604	0.338
		16 -0.006	-0.012	15.651	0.406
		17 0.043	0.040	17.822	0.334
		18 0.036	0.043	19.309	0.311
		19 -0.002	0.011	19.315	0.373
		20 0.016	0.015	19.625	0.417
		21 0.001	-0.007	19.626	0.482
		22 -0.002	-0.008	19.630	0.545
		23 0.038	0.039	21.291	0.503
		24 -0.034	-0.024	22.637	0.482

图5 模型效果检验——异方差检验

3、月份效应的成因分析。

2月的正收益显著是因为农历新年的缘故, 4月的正收入效应是出于五一劳动节的原因, 在这个节日中婚嫁活动频繁, 为婚嫁而购买黄金成了一个较为固定的风俗。11月存在显著的正收益月份效应则是出于对西方的圣诞节和我国的元旦节形成预期的缘故。

1月的效应同样也是由于农历新年的原因。五一节过后人们开始在5月抛售手中的黄金, 由此导致5月波动明显。8月和9月的显著波动则是由于金九银十现象, 在9月和10月中人们的消费心理比较松动, 购买欲望相比于其他月份较高, 特别是由于国庆长假的各种活动以及婚嫁活动频繁, 人们对这两个月的黄金价格处于较高的预期。

(三) 节日效应

假日效应指由于假日的出现致使假日前后收益率或者波动率发生异常的现象。我国最为重要的法定节假日有元旦、春节、劳动节、中秋节和国庆节。

1、模型估算。

模型中将四个节日区分为节前和节后, NY_B和NY_A分别表示元旦节前和节后, SF_B和SF_A分别表示春节前和春节后, IL_B和IL_A分别表示劳动节前和节后, N_B和N_A分别表示国庆节前和节后, 并分别采取节前5天交易数据和节后5天交易数据。经过BIC和AIC标

准比较分析, 节日效应中选择ARMA(5,5)——EGARCH(1,2)模型, 收益率方程和波动率方程估算结果如表4和表5所示。

表4 节日效应收益率方程估算结果

变量	系数	标准差	Z统计量	概率
AR(5)	-0.714442	0.051209	-13.95136	0.0000***
MA(5)	0.724575	0.048326	14.99347	0.0000***
NY_B	0.002114	0.003599	0.587274	0.5570
NY_A	0.002149	0.002080	1.033366	0.3014
SF_B	0.001182	0.001432	0.825544	0.4091
SF_A	0.002309	0.001732	1.332688	0.1826
IL_B	0.000889	0.001764	0.504197	0.6141
IL_A	0.001599	0.001713	0.933619	0.3505
N_B	0.001182	0.001644	0.719325	0.4719
N_A	0.008358	0.002369	3.527978	0.0004***

收益率方程结果显示, 只有国庆节后的对数收益率非常显著, 即在1%的显著性水平下均显著, 且收入为正。而其他节日的前后均没有显示出获得超额收益的机会。

表5 节日效应波动率方程估算结果

变量	系数	标准差	Z统计量	概率
a	0.286087	0.045122	6.340334	0.0000***
γ	0.066845	0.010900	6.132827	0.0000***
β_1	0.037752	0.009878	3.821944	0.0001***
β_2	0.943700	0.012046	78.34397	0.0000***
c	-0.386113	0.129493	-2.981726	0.0029***
NY_B	0.373734	0.136598	2.736017	0.0062***
NY_A	-0.402391	0.145602	-2.763635	0.0057***
SF_B	0.093313	0.098580	0.946570	0.3439
SF_A	-0.300965	0.104973	-2.867083	0.0041***
IL_B	-0.015958	0.116676	-0.136771	0.8912
IL_A	0.055866	0.129087	0.432774	0.6652
N_B	-0.257654	0.168815	-1.526251	0.1269
N_A	0.385272	0.173739	2.217533	0.0266**
GED parameter	1.403567	0.088590	15.84331	0.0000***
R-squared	0.017772	Mean dependent var	0.000447	
Adjusted R-squared	0.009900	S.D. dependent var	0.013962	
S.E. of regression	0.013893	Akaike info criterion	-5.977844	
Sum squared resid	0.216754	Schwarz criterion	-5.871239	
Log likelihood	3410.448	Hannan-Quinn criter.	-5.937573	

波动率方程结果显示, α 、 β_1 和 β_2 的系数均非常显著。杠杆系数 γ 非常显著, 代表具有杠杆效应。如果杠杆系数为正, 代表好消息对条件方差的冲击力度大于坏消息, 人们对好消息的反应远远大于对坏消息的反应。GED参数为1.403567, 小于2, 且非常显著, 显示用广义误差分布拟合是合适的。

从表5看, 元旦节前、元旦节后、春节后以及国庆节后的波动性均呈现出显著性, 且显著性较强, 其中元旦节前和节后、春节后在1%的显著性水平下显著, 国庆节后则在5%的显著性水平下显著, 而春节前、劳动节前后以及国庆节前

的波动率均不显著。

2、模型效果检验。

(1)残差自相关检验。

Sample: 7 1139
Included observations: 1133
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.030	-0.030	1.0283		
2	0.017	0.016	1.3432		
3	-0.033	-0.032	2.5785	0.108	
4	-0.054	-0.056	5.9252	0.052	
5	0.024	0.022	6.6043	0.086	
6	-0.017	-0.015	6.9350	0.139	
7	-0.004	-0.009	6.9493	0.224	
8	0.025	0.024	7.6898	0.262	
9	0.042	0.046	9.7402	0.204	
10	0.030	0.029	10.772	0.215	
11	-0.020	-0.018	11.248	0.259	
12	-0.007	-0.003	11.302	0.334	

图6 模型效果检验——自相关检验

对模型估算后的残差项检验,自相关图和偏自相关图均没有超出两个标准差范围,概率也表明不拒绝原假设,即建模后已消除了收益率方程的自相关。

(2)残差异方差检验。

对模型估算后的残差平方项检验,自相关图和偏自相关图均基本没有超出两个标准差范围,明显有别于建模前的异方差检验,即模型基本上消除了原先存在的异方差效应,拟合效果较好。

Sample: 7 1139
Included observations: 1133
Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.067	-0.067	5.0525		
2	-0.023	-0.028	5.6573		
3	0.050	0.047	8.5313	0.003	
4	-0.001	0.005	8.5328	0.014	
5	0.026	0.029	9.3122	0.025	
6	-0.037	-0.036	10.907	0.028	
7	-0.005	-0.009	10.937	0.053	
8	0.012	0.007	11.105	0.085	
9	0.034	0.039	12.399	0.088	
10	-0.003	0.002	12.410	0.134	
11	-0.017	-0.014	12.725	0.175	
12	-0.003	-0.010	12.734	0.239	
13	0.018	0.016	13.110	0.286	
14	-0.020	-0.017	13.549	0.330	
15	-0.013	-0.011	13.750	0.392	
16	-0.008	-0.012	13.831	0.462	
17	0.063	0.062	18.442	0.240	
18	0.018	0.024	18.795	0.279	
19	-0.012	-0.003	18.964	0.331	
20	0.034	0.029	20.315	0.315	
21	0.018	0.019	20.682	0.355	
22	-0.019	-0.019	21.085	0.392	
23	0.017	0.017	21.424	0.433	
24	-0.041	-0.038	23.357	0.382	

图7 模型效果检验——异方差检验

3、节日效应的成因分析。

国庆节后出现的获得超额收益是因为国庆期间嫁娶活动非常活跃,人们充分利用长假来完成婚礼,由于传统习俗,婚嫁会极大地带动黄金市场,同时由于国庆全国各地商场黄金促销活动非常多,让利幅度为全年最大,由此带来全年最大的销售量,因此导致国庆节后黄金期货市场能获取超额收益。

除了元旦节前外,三个节日的节前波动率均不显著,而除劳动节后,其他三个节日节后的波动性均显著。杠杆系数为正,且显著,表明在节日中人们对好消息的反应大大超过

了同等重量的坏消息,也即表明在节日中人们是乐观的,这反应了一个规律:在中国,人们对节日的黄金价格预期是正向的,人们更倾向于相信由于节日的存在,节后的黄金期货价格会上升,所以投资者倾向于在节前持有黄金期货,等待节后有更大的收获且趋势明朗后再抛售,由此导致节前波动不显著而节后波动显著的特殊现象。

而元旦前波动性显著则是由于会计年度的原因。我国会计年度采用公历制,《会计法》明确规定会计年度自公历1月1日起至12月31日止。造成我国金融市场每到公历新年就会出现“资金结算问题”,资金严重抽逃,波动非常严重。另一个原因是由于元旦节前5天为西方的圣诞节,对黄金的价格波动也产生较大的影响,从而使得节前波动性非常显著。

而另一个结果是劳动节前后的波动率均不显著,在2008年之前,劳动节与国庆节放假长度是一致的,重要性也相等,但2008年之后,劳动节从3天假期缩短为1天,而增加了端午节、清明和中秋节三个节日,由此劳动节相对于元旦、春节以及国庆节的重要性下降,而黄金期货是在2008年1月上市,因此中国黄金期货投资者对劳动节的敏感性下降,从而出现了节前和节后的波动性均不显著的结果。

四、总结

本文首先对月份效应进行分析,使用了MA(4)-EGARCH(1,2)模型进行拟合,模型效果良好。结论为收益率方程结果显示存在正的2月和4月效应以及较弱的正的11月效应,而其他月份则不显著。波动率方面,1月、5月、8月和9月存在显著的波动率月份效应。这种现象与传统的消费季节有关。

然后,对节日效应进行分析,使用了ARMA(5,5)-EGARCH(1,2)模型进行拟合,模型效果良好。结果表明国庆节后出现获得超额收益的机会,这与国庆期间嫁娶活动及长假消费有关。而波动率方面,除了元旦节前外,三个节日的节前波动率均不显著,而除劳动节后,其他三个节日节后的波动性均显著。这反映了一个规律,在中国,人们对节日的黄金价格预期是正向的,所以倾向于在节前持有黄金期货、节后抛售,由此导致节前波动不显著而节后波动显著的特殊现象。劳动节相比较于其他节日变短,因此出现节前和节后均波动不大的现象,而元旦前波动性显著则是由于会计年度的原因。

通过对黄金期货市场的日历效应研究,挖掘其日历效应的特点和影响因素,有助于深入了解黄金期货市场的运行特征;本研究的成果可用于建立该期货品种的日历效应考察指标体系,便于长期跟踪研究品种日历效应的演变,其研究方法对其他期货品种有较强的示范作用;同时有利于改善市场信息的不完全性和不对称性。如果投资者从历史信息中掌握了这些异常现象,就可以通过这种基于日历效应的投资策略套利行为,合理地配置市场收益和风险。在这个过程中,超额收益率将会逐渐减少直至消失,资产价格将接近基本价值,从而有助于期货价格发现功能的发挥,大大提高期货市场的效率。

(下转第108页)

严重”和“系统性”的违规行为(布鲁克·马斯特斯,夏琳·戈夫,约瑟芬·昆博,2011)。

三、对我国实施金融监管的启示

1、目前我国相关银行监管法律关于内部控制缺陷及漏洞的监管还不具体,宜尽快修订和完善《中国人民银行法》、《商业银行法》及《反洗钱法》等其他法律,加入关于银行内部控制缺陷的具体指标,如战略内控缺陷、财报内控缺陷、经营内控缺陷和合规性内控缺陷等,并明确监管部门针对其内控缺陷实施的监管策略,如对银行实施罚款、要求高管辞职、对银行提起诉讼等。

2、加大对银行内部控制漏洞的执法力度,改变现行的违规收益远远大于违规成本的现状。

银行实施严密的内部控制在一定程度上相当于给银行戴上了“镣铐”,这对于追求业绩高增长的银行来说无疑是一种“羁绊”,因此,当钻政策空子获得的收益巨大时,在贪婪自私的人性缺陷驱使下,所有的银行都会铤而走险,因此,要改变的“赌徒预期”,唯有加大银行内控漏洞的执法力度,如美国等对银行内控漏洞的罚款均在几亿美元到数十

亿美元以上。

3、我国应尽快调整对大型金融机构疏于监管,对金融市场的消费者和中小金融机构保护不力的现状。

应尽快调整金融监管的策略,即必须实施差异化的监管策略,对市场中的强者应“拿起鞭子”,严加看管;而对市场中的弱者,则应尽力扶持和保护。因为大型金融机构存在“太大而不能倒”的风险,其银行风险会导致市场出现系统性风险。

4、强化我国人大等立法机关对金融监管部门问责的力度是保证金融监管有效性的制度保障。

美国货币监理署作为长期监管汇丰银行美国业务的主要部门,对汇丰银行存在的内部控制漏洞一直心知肚明,但迟迟未采取严厉的处罚措施,直到2009年美国参议院展开调查,才开始重视起来。

因此,我国的中国人民银行和银监会作为银行的监管部门,如果没有人大等立法机关对其严格的问责机制,其金融监管的有效性是缺乏制度保障的。

(责任编辑:尚荣)

(上接第101页)

参考文献:

- [1]Fields. M. J. Security prices and stock exchange holidays in relation to short selling [J]. Journal of Business of the University of Chicago, 1934: 328-338.
- [2]Swinkels L. & Vliet P.V. An anatomy of calendar effects [J]. Journal of Asset Management, 2012, 13: 271-286.
- [3]Aeder, R. The Impact of Jewish Holidays on US Market Volatility and Liquidity [D]. New York University, 2011.
- [4]Bildik, R. Are Calendar Anomalies Still Alive?: Evidence from Istanbul Stock Exchange [J]. Working paper, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=598904, 2004.
- [5]Meneu, V., A. Pardo. Pre-holiday effect, large trades and small investor behaviour [J]. Journal of Empirical Finance, 2004, 11(2): 231-246.
- [6]Rompotis, G. G. A Comprehensive Study on the Seasonality of Greek Equity Funds Performance [J]. Working paper, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=986589, 2007.
- [7]Mitchell, J. D., L. L. Ong. Seasonalities in China's Stock Markets: Cultural Or Structural? [M]. International Monetary Fund, 2006.
- [8]McGuinness, P. B., R. D. F. Harris. Comparison of the 'turn-of-the-month' and lunar new year return effects in three Chinese markets: Hong Kong, Shanghai and Shenzhen [J]. Applied Financial Economics, 2011, 21(13): 917-929.

[9]徐长宁.铜期货市场的假日情结[J].中国金属通报, 2009: 24-25.

[10]Floros, C. The monthly and trading month effects in Greek stock market returns: 1996-2002 [J]. Managerial Finance, 2008, 34(7): 453-464.

[11]Sun, Q., W. H. S. Tong. Risk and the January effect [J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34(5): 965-974.

[12]Al-Jarrah, I. M., B. M. Khamees, F. S. Haddad. The Effect of Anomaly in Monthly Trading in Amman Stock Exchange over the Period 2002-2006 [J]. Jordan Journal of Business Administration, 2010, 5(4).

[13]Das, P., S. P. Rao. Value Premiums and the January Effect: International Evidence [J]. The International Journal of Business and Finance Research, Vol. 5, No. 4, pp. 1-15, 2011, 2011.

[14]Agnani, B., H. Aray. The January effect across volatility regimes [J]. Quantitative Finance, 2011, 11(6): 947-953.

[15]Wong, M. K., C. M. Ho, B. Dollery. An Empirical Analysis of the Monthly Effect: The Case of the Malaysian Stock Market [J], 2007.

[16]Chakrabarti, G., C. Sen. November Effect: An Example of Calendar Anomaly in Indian Stock Market [J]. Retrieved July, 2008, 1: 2009.

[17]华仁海,仲伟俊.大连商品交易所大豆期货价格收益的季节效应研究[J].财贸经济, 2002, 7: 63-65.

[18]赵玉.大豆期货价格波动的风险管理研究[D].博士学位论文, 华中农业大学, 2004.

(责任编辑:邵欢)