

我国股票现货市场 股指期货到期日效应研究

——基于沪深300股票指数的实证分析

李琼 肖祖沔*

摘要: 本文在控制了股市周末效应之后,对我国股票现货市场上股指期货到期日效应进行了分析。基于2010年5月至2014年4月数据的实证检验表明,我国现货市场股价波动率在到期日显著增加,但并不存在显著的成交量增加和价格扭曲现象。通过将实证结果与前期其他学者对该问题研究结论相比较,我们发现我国市场股指期货到期日效应整体上比发达国家要温和。并且,在控制假日效应与市场联动之后,我们对上述实证结果进行了稳健性检验,确认了实证分析结论的可靠性。由此得出如下结论:我国及采用类似期货规则的市场到期日效应较为温和的原因是,相对于发达国家市场,这些市场上股指期货的结算价计算方法更优且每年度具备更多的到期月份。

关键词: 股指期货;到期日效应;成交量;波动率;价格扭曲

一、引言

自沪深300股指期货(以沪深300股票指数为标的资产的股指期货)由中国金融期货交易所于2010年4月推出后,一直存在两种截然不同的观点。一种观点认为,股指期货是一种成功的金融创新,为市场参与者提供了一个套期保值、套利或者对冲系统性风险的有效金融工具,有利于完善我国证券市场;另一种观点则认为,股指期货合约存在一定生命周期,每当合约到期时,会使现货市场发生可能具有负面影响的异常变化。具体而言,就是过高的成交量与波动率以及价格的扭曲,这种“到期日效应”会成为市场参与者需要付出的代价。

在前期研究中, Samuelson(1965)首次研究了到期日临近时,期货合约自身价格的波动与时间之间的关系^①,提出了著名的“萨缪尔森假设”(Samuelson Hypothesis):期货合约价格的波动率将随着到期日的接近而变大,这应该是学术界首次研究金融衍生品的到期日效应。

*李琼,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:liqiong430072@126.com;肖祖沔,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:zumian.xiao@whu.edu.cn。

本文为武汉大学自主科研项目(人文社会科学)研究成果,得到“中央高校基本科研业务费专项资金”资助(supported by “the Fundamental Research Funds for the Central Universities”)。感谢匿名审稿专家对本文提出的宝贵修改建议。文责自负。

^①即期货市场本身的到期日效应。

一些学者对这一假设进行了检验,结果表明该假设在农产品、石油和金属期货市场(显著程度较低)成立,在金融期货市场上不成立(Anderson, 1985; Milonas, 1986; Grammatikos and Saunders, 1986)。

由于期货市场上股指期货本身的到期日效应并不显著,本文所研究的“到期日效应”仅限于由股指期货结算导致的股票现货市场成交量、波动率异常上升以及价格扭曲现象。到期日效应很大程度上是由股指套利交易者了结套利仓位引起的。股指期货市场采用现金交割的形式,投资者所持有仓位可自动了结;但在股票现货市场上相应的对冲仓位必须通过股票交易进行平仓,于是就有可能对股市成交量、波动率和价格产生影响。另一方面,对于那些持有大量股指期货投机仓位的交易者来说,具有很强的操纵现货股价的动机。如果能够通过相对于股指期货仓位而言较小的交易额推动现货市场股价朝有利于自身的方向波动,进行股指期货投机的交易方将会获得丰厚的回报。但这样一来,就会引发股市的到期日效应。同时,市场中的套期保值者在临近到期日进行的展期交易、股指期货到期日是否有其他类型金融衍生品到期以及现货市场交易机制与市场深度等都是到期日效应的来源。

本文希望通过实证检验来回答这样一个问题,即我国股票市场^①是否存在股指期货到期日效应?进而试图探讨如果我国股票市场存在到期日效应,那么存在何种类型的到期日效应,对现货股票市场是否存在显著的影响?相对于欧美发达国家,我国股票市场到期日效应更为强烈还是比较温和?

目前,国内学者针对股指期货到期日效应进行系统研究者不多,本文是对该领域研究的有益补充。目前国内研究并未发现我国市场存在显著股指期货到期日效应,本文实证分析却发现我国市场上存在显著的波动率效应,这一结论可为投资者决策和监管当局完善相关市场规则提供理论依据。本文的贡献在于,构造多个指标,对我国股指期货到期日成交量、波动率及价格扭曲效应进行全面而系统的检验,引入了在我国以外国家或地区交易的以某一A股指数为标的指数期货作为控制变量,在控制了市场间联动效应以及节假日效应的基础上,进一步检验了我国股指期货到期日效应显著性,结论更为可靠。同时,从期货市场规则角度,分析了我国股票现货市场到期日效应较欧美发达国家更为缓和的现象,得出我国期货市场规则更优的结论,并对我国股指期货市场规则给出了一些建议。

本文剩余部分安排如下:第二部分回顾了到期日效应相关的前期研究;第三部分阐述本文研究方法及所用数据;第四部分给出实证分析的结果;第五部分从市场规则的角度对我国股票市场上股指期货到期日效应整体上弱于欧美发达国家的现象作出解释;在本文的最后部分,得出结论并对我国股指期货市场规则作出评述及建议。

二、文献综述

前期研究发现,金融衍生品到期日效应在很大程度取决于证券市场微观结构、衍生品以及现货市场的不同交易规则。大量实证研究检验了不同国家股指期货及期权到期对现货市场产生的影响,这些研究大多针对欧美发达国家证券市场,其市场期货规则大都比较类似。

^①此处特指我国境内A股现货市场,香港、台湾等地区股票市场不包括在内,后文中如无特殊说明,我国市场、我国现货市场和我国股票市场均表示此意。

以美国为例,股指期货、期权到期日是每个季度最后一个月的第三个周五,结算价采用特定时间的成交价;个股期权每年度期权合约数目及合约到期日会各有不同,一般来说,1990年以后的个股期权每个月至少有一个合约在当月第三个周五到期。当出现个股期权与股指期货、期权在同一天到期情况时,到期日效应尤为显著。

针对欧美发达国家市场期货,期权到期日效应的研究主要集中在到期日当天现货股票市场的成交量、波动率和价格扭曲三个方面。

首先,在成交量效应方面,除少数学者,如 Kan(2001)、Chow 等(2003)的研究之外,多数研究者均以不同的实证方法得到了到期日成交量效应存在的结论。Stoll 和 Whaley(1997)通过比较到期日结算价确定时点之前一段时间,成交量占当日交易量比率和非到期日时对应的成交量比率,发现在股指期货、期权到期日临近结算价确定时点,股票现货市场上成交量显著高于非到期日。Chen 和 Williams(1994)、Karolyi(1996)的研究也得到了类似的结论。另外,Illueca 和 Lafuente(2006)采用平滑交易量序列,通过设置虚拟变量的方式利用回归模型检验到期日效应,同样得到了到期日成交量异常上升的证据。虽然 Kan(2001)和 Chow 等(2003)对香港地区 HSI 指数期货研究得到了与其他研究者相反的结论,但其合理的解释是香港地区采用不同于欧美发达国家的期货规则,关于这一点将在后文详述。

其次,在波动率效应方面,目前理论界尚存在分歧:多数研究者发现股指期货、期权到期日股票现货市场波动率显著上升,如 Stoll 和 Whaley(1987, 1997)对 S&P500 指数及 AOI 指数的研究表明,在股指期货到期日,指数波动率会显著放大;Agarwalla 和 Pandey(2013)则发现,在印度市场上收盘前半小时,股票市场波动率会上升;Day 和 Lewis(1988)、Chamberlain 等(1989)、Schlag(1996)以及 Diz 和 Finucane(1998)的研究也得到类似结论。Stoll 和 Whaley(1987)、Day 和 Lewis(1988)、Chamberlain 等(1989)以及 Schlag(1996)的研究还表明,在股指期货到期日,股票现货市场的平均回报率显著异于非到期日。但是,也有一些学者得出相反结论,如 Chen 和 Williams(1994)以及 Karolyi(1996)利用无条件波动率回归检验日内数据时,未发现到期日效应对股票市场波动率的影响;Corredor 等(2001)对 Ibex35 指数的研究也未发现显著波动率效应。

最后,大多数研究并未发现显著的价格扭曲效应。除了 Stoll 和 Whaley(1987), Chamberlain 等(1989)以及 Schlag(1996)的研究表明,股指期货到期以后股票现货市场往往出现价格反转的现象,其他学者大多无法找到显著价格扭曲效应的证据。同时,后期 Stoll 和 Whaley(1991)针对 S&P500 指数期货的研究以及 Stoll 和 Whaley(1997)针对澳大利亚 AOI 指数期货的研究也均未发现到期日后出现显著的价格扭曲效应。

对亚洲市场股指期货到期日效应的前期研究主要集中在香港地区、台湾地区和新加坡的股票市场。Bollen 和 Whaley(1999)以及 Kan(2001)的研究并未发现香港地区市场上存在到期日效应。但 Chow 等(2003)发现一个负的价格效应与显著波动率上升,同时,Fung 和 Yung(2009)发现到期日高于平常成交量以及交易在 5 分钟分割线附近集聚的现象。Chuang 和 Hseu(2008)以及 Hsieh 和 Ma(2009)通过对比台湾地区和新加坡两地同时交易的以 TAIEX 指数为标的的股指期货的到期日效应,得到以平均价作为结算价更优的结论。

目前,针对我国 A 股市场上股指期货到期日效应的研究较少。谭儒勇和盛美娜(2011)通过在 GARCH 模型中引入虚拟变量的方法,从整体上分析了股指期货的推出对股票现货

市场波动性的影响,并未发现股指期货增加现货市场波动性;顾京和叶德磊(2011)基于沪深300指数高频数据的实证结果则表明,我国市场上并不存在到期日效应。

为了降低股指期货、期权及个股期权同时到期对股市的到期日效应,美国政府曾在1987年将一些股指期货和期权结算价格从到期月份的第三个星期五收盘价调整为开盘价。但Herbst和Maberly(1990)、Stoll和Whaley(1991)、Hancock(1993)以及Chen和Williams(1994)的研究表明,这种做法仅仅是将股价波动率上升的时间段从收盘前一小时推移到了开盘后一小时。

为了缓解到期日效应,学术界也提出了多种建议。例如,可以为不同期货、期权合约规定不同的到期日,或者将结算价格规定为到期日对应标的的价格平均值而非特定时间的成交价,如开盘价、收盘价(Stoll,1988; Stoll and Whaley, 1991)。Swidler等(1994)认为每年度股指期货合约数目越少,平仓交易就会越集中,于是就会导致更为显著的到期日效应。相应地,像瑞典这样每月都有股指期货合约到期的市场,到期日效应将被“稀释”。对于将平均价格作为结算价的政策建议,Alkebäck和Hagelin(2004)基于瑞典数据的实证分析指出,在这个以到期日当天OMX指数成交量加权平均后的价格作为结算价的市场上,到期日成交量会放大,但价格扭曲与波动率增加的现象仅存在于部分样本期。Xu(2014)针对瑞典股指期货交易规则变化的最新研究,指出即使是四个不同种类衍生品到期日重合,得益于以到期日全天平均成交价作为结算价的规定,瑞典股票市场并不存在显著的到期日效应^①。Chow等(2013)对台湾地区股指期货规则发生改变前后到期日效应的研究表明:2008年以前,台湾地区股票市场存在显著的到期日成交量效应、波动率效应和较为温和的价格扭曲现象;2008年以后,新的股指期货结算价规则有效减轻了到期日效应^②。

三、数据及研究方法

为了对我国股指期货到期日成交量、波动率和价格效应进行全面而系统的检验,需要构造多个指标。前期研究往往会涉及到个股期权,研究者通常根据样本中个股数目,取其简单平均值的方法由个股指标得到综合性指标。但是,我国证券市场中目前仅有股指期货这一类衍生品。本文直接选取股指期货对应标的沪深300指数的交易数据用以构造指标,反映股指期货到期对于现货市场的影响。由于股指期货于2010年4月16日正式上市交易,本文选取的样本区间为2010年5月至2014年4月,选取交易日数据为当月到期合约的数据。

一方面,股指期货套利交易者平仓交易及投机交易者操纵股价的行为在到期日全天都可能会发生,且交易的分布情况较为随机;另一方面,前期多项研究均采用了日度数据构造指标,结果表明:日度数据指标在避免了高频数据中噪音(如Bid-Ask Bounce)的同时,能够有效度量到期日股指期货市场上的交易对现货市场产生的冲击。所以,虽然也有研究指出基于高频数据能够更好地捕捉到期日效应(Illueca and Lafuente, 2006),综合考虑之后本文

^①2008年,瑞典OMX指数期货及期权到期日被调整为每月第三个星期五,与瑞典市场上个股期货、期权到期日重合。

^②2008年12月之前,台湾地区股指期货结算价为到期日开盘后15分钟内股指平均价;2008年12月之后,结算价为到期日收盘前30分钟内股指平均价。

选取日度数据进行分析。

在实证分析中,我们仅选取沪深 300 指数每个周五的数据,在将所有样本按照日期分为到期日组(每个月第三个星期五)和对照组(其他星期五)后^①,再对两个不同分组的成交量效应、波动率效应以及价格扭曲效应指标进行对比分析。非到期日数据中仅选择星期五的数据作为对照组是基于控制股市周末效应影响的考虑,当到期日组与对照组数据均来自星期五时,可以认为实证结果不会受到周末效应的干扰。

(一) 成交量效应

为了检验股指期货到期产生的成交量效应,我们沿用 Bollen 和 Whaley(1999)的方法,将到期日成交量的对数与前一交易日成交量的对数相减,得到成交量增长率。然后,将到期日组与对照组的成交量增长率数据进行对比。成交量增长率定义如下:

$$VG_t = \ln(\text{Volume}_{5,t}) - \ln(\text{Volume}_{4,t}) \quad (1)$$

(1)式中: $\text{Volume}_{5,t}$ 表示沪深 300 指数在到期日那个周五当天成交量, $\text{Volume}_{4,t}$ 表示指数在到期日前一交易日的成交量。

(二) 波动率效应

若股指期货到期日效应存在,对应指数价格会出现异于平常的上涨或下跌,由此带来指数收益率及波动率指标异常。实际上,收益率本身也是波动率指标的一种。波动率指标采用简单的当日收益率、当日收益率绝对值和 Parkinson(1980)提出的日内高低价格指标。当日收益率定义为到期日收盘价相对于当天开盘价的收益率:

$$R_{5,t} = \frac{P_{5,t}^{\text{close}} - P_{5,t}^{\text{open}}}{P_{5,t}^{\text{open}}} \quad (2)$$

当日收益率绝对值为:

$$ABSR_{5,t} = \left| \frac{P_{5,t}^{\text{close}} - P_{5,t}^{\text{open}}}{P_{5,t}^{\text{open}}} \right| \quad (3)$$

而高低价格指标则是:

$$\text{Volatility}_{5,t} = \sqrt{\frac{(\ln P_{5,t}^{\text{high}} - \ln P_{5,t}^{\text{low}})^2}{4 \ln 2}} \quad (4)$$

(2)、(3)、(4)式中: $P_{5,t}^{\text{close}}$ 、 $P_{5,t}^{\text{open}}$ 、 $P_{5,t}^{\text{high}}$ 和 $P_{5,t}^{\text{low}}$ 分别为到期日当天指数收盘价、开盘价、最高价和最低价。Alizadeh 等(2002)的研究表明该指标不仅仅可以有效度量日内价格波动,同时对微观市场结构中的噪音有很好的稳健性。

(三) 价格扭曲效应

到期日价格扭曲效应主要表现在价格回复与价格冲击两个方面。若存在到期日效应,指数价格在股指期货到期日,因为套利仓位平仓或股价操纵等短期因素影响暂时偏离均衡水平以后,在接下来交易日内将回复到通常的水平。否则,因为新息到达的缘故,股价发生变动后将不会回复至之前价格水平,而是形成一个新的均衡价格。为了检验到期日价格回

^①根据股指期货交易规则规定,期货合约到期日遇节假日顺延到下一交易日;对照组中若遇周五为节假日,同样顺延采用下一交易日数据,但若下周一仍然不是交易日,则不纳入对照组中。

复,我们采用 Stoll 和 Whaley(1991)提出的价格回复指标:

$$REV1_t = \begin{cases} R_{1,t} & \text{if } R_{5,t} < 0 \\ -R_{1,t} & \text{if } R_{5,t} \geq 0 \end{cases} \quad (5)$$

(5)式中: $P_{1,t}^{open}$ 表示到期日后一交易日(一般为下一周的周一)指数开盘价, $R_{1,t} = \frac{P_{1,t}^{open} - P_{5,t}^{close}}{P_{5,t}^{close}}$ 表示到期日后一交易日开盘价相对于到期日收盘价的收益率。 $REV1_t$ 为正表示出现价格回复, $REV1_t$ 为负则表示到期日后一交易日价格延续到期日变动方向。

Vipul(2005)在 Stoll 和 Whaley(1991)的研究基础上,提出一个能够更好的反映价格变动程度的价格冲击指标,该指标通过比较到期日后一交易日收益率相对于到期日当天收益率变动来反映价格扭曲程度。价格冲击指标定义为

$$PS_t = R_{1,t} - R_{5,t} \quad (6)$$

(6)式中: $R_{1,t}$ 和 $R_{5,t}$ 定义与前文相同。

Stoll 和 Whaley(1987)还曾提出过其他多个价格回复指标。因为在构建价格回复指标方面目前尚无公认的理论依据,本文额外选取了其中以到期日当天指数收益率绝对值来度量价格回复的指标:

$$REV2_t = \begin{cases} |R_{5,t}| & \text{if } \text{sign}(R_{5,t}) \neq \text{sign}(R_{1,t}) \\ 0 & \text{if } \text{sign}(R_{5,t}) = \text{sign}(R_{1,t}) \end{cases} \quad (7)$$

作为对价格回复效应检验的一个补充。(7)式中: $R_{1,t}$ 和 $R_{5,t}$ 定义与前文相同。

(四) 市场联动

在其他国家和地区(包括香港特别行政区和台湾地区)的期货市场中,交易以特定 A 股指数为标的的指数期货(下文统称为境外期货市场 A 股指数期货)与我国现货股票市场的联动同样可能产生到期日效应。因此,除了对前述指标进行 t 检验及 MWW 检验以验证我国市场存在显著到期日效应与否,还需要引入虚拟变量进行回归分析,以判定到期日效应是来自于沪深 300 指数期货到期,还是境外地区期货市场上交易的以 A 股指数为标的的其他指数期货。回归方程定义如下:

$$X_t = c + \alpha D_t + \beta D_{f,t} + \varepsilon_t \quad (8)$$

(8)式中: X_t 为前文所定义各个指标($VG, R, ABSR, Volatility, REV1, PS, REV2$),虚拟变量 D_t 在沪深 300 股指期货到期日取 1,其他时候取 0;虚拟变量 $D_{f,t}$ 在境外地区市场 A 股指数期货到期日与沪深 300 股指期货到期日相同的时候取 1,其他时候取 0。

需要注意的是,我们定义上述回归方程并不意味着截距项及两个虚拟变量能够解释 X_t ,而是仅仅关注截距项和虚拟变量系数的 t 统计量。其中,回归方程的截距项 c 表示非股指期货到期日的周五指标 X_t 均值, α 表示沪深 300 股指期货到期日时指标 X_t 均值相对于非到期日的差异, β 表示境外期货市场交易的以特定 A 股指数为标的的指数期货到期日时指标 X_t 均值相对于非到期日的差异。回归系数 t 检验零假设为:系数为 0,即指标的均值在到期日和非到期日并无差异。

四、实证结果与分析

本文在研究期货合约到期对现货股票市场影响时,选取合约到期当月非到期日的星期

五数据作为对照组。通过这种方式可以使得对照组与到期日组数据均取自每周相同时间点,对两组数据同质性检验将不会因为周末效应的有无而受到干扰。所有到期日效应指标序列的描述性统计量如表 1 所示。

表 1 到期日效应指标序列描述性统计量

指标	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	Skewness	Kurtosis
VG	-0.020085	-0.035455	1.092728	-0.679899	0.259492	0.772467	4.972187
R	0.002058	0.000535	0.049086	-0.055321	0.012637	0.239924	5.837082
ABSR	0.009322	0.007011	0.055321	0.000225	0.008753	2.145314	9.439265
Volatility	0.007170	0.006130	0.026123	0.002266	0.003685	2.072056	8.536042
REV1	-3.38E-05	-0.000474	0.026624	-0.018516	0.005630	0.525180	5.930486
PS	-0.002810	-0.002004	0.057419	-0.047670	0.013227	0.141020	5.311784
REV2	0.003642	0.000000	0.055321	0.000000	0.006700	3.407887	20.90904

注:样本总量为 202 个,到期日组 48 个,对照组 154 个。

为了确定到期日指数成交量、波动率及价格扭曲指标均值是否显著异于对照组,我们对这些指标进行 t 检验。但是从表 1 可以看出,样本期内指标数据并不严格服从正态分布,于是我们还同时进行了非参数的 Mann-Whitney/Wilcoxon 秩和检验,以确保检验结果的可靠性。到期日成交量、波动率和价格扭曲指标与对照组对比的结果如表 2 所示。

表 2 到期日组与对照组的到期日效应指标对比结果

指标	检验对象	数值		检验结果			
		到期日组	对照组	t 检验	p 值	MWW 检验	p 值
VG	均值	0.032379	-0.036437	-1.610610	0.1088	-	-
	中位数	0.013271	-0.056639	-	-	1.805604*	0.0710
R	均值	0.000580	0.001837	-0.443518	0.6579	-	-
	中位数	0.000721	0.000535	-	-	0.086250	0.9313
ABSR	均值	0.011316	0.008701	-1.818026*	0.0706	-	-
	中位数	0.008130	0.005981	-	-	1.672694*	0.0944
Volatility	均值	0.008281	0.006824	-2.420733**	0.0164	-	-
	中位数	0.006802	0.006037	-	-	2.020523**	0.0433
REV1	均值	-0.000239	3.03E-05	0.289178	0.7727	-	-
	中位数	-0.000885	-0.000226	-	-	0.337932	0.7354
PS	均值	-0.004082	-0.002413	0.762600	0.4466	-	-
	中位数	-0.003716	-0.001418	-	-	0.510433	0.6097
REV2	均值	0.004129	0.003490	-0.576257	0.5651	-	-
	中位数	0.000000	0.000000	-	-	0.005656	0.9955

注: t 检验的自由度为 200,MWW 检验指 Mann-Whitney/Wilcoxon 秩和检验。两种检验的零假设为:到期日组的指标均值(中位数)与对照组无差异,*、** 分别表示检验统计量在 10%、5% 的显著性水平上显著。

(一) 成交量效应

在对成交量效应的前期研究中,一个较为普遍的结论是:股指衍生品到期会导致现货市场上成交量显著上升(Stoll and Whaley, 1987, 1997; Chen and Williams, 1994; Karolyi, 1996; Illueca and Lafuente, 2006)。由表 2 可见,到期日组 VG 指标均值和中位数明显要大于对照组(到期日组为正,而对照组则为负),说明到期日的沪深 300 指数成交量,相对于之前

一个交易日的增长幅度要明显大于对照组。但是,对应的 t 检验不显著, MWW 检验也仅仅在 10% 水平上显著。因此,我国市场上虽然能够观察得到现货市场成交量在股指期货到期日明显上升,但这种成交量效应并不显著。虽然我们的结论与前述针对欧美发达市场的研究并不相同,但与 Bollen 和 Whaley (1999)、Kan (2001) 以及 Xu (2014) 分别针对香港地区以及瑞典市场的实证检验结果保持一致。

(二) 波动率效应

本文选取当日收益率 R 及其绝对值 $ABSR$ 和 Parkinson (1980) 提出的日内高低价格指标 $Volatility$ 来度量股指期货到期日的指数波动水平,检验结果表明,相对于带符号的当日收益率,其绝对值 $ABSR$ 在到期日更加明显异于对照组数据,但这种差异并不显著,其统计量仅在 10% 水平上显著。前期研究中 Stoll 和 Whaley (1987, 1997)、Day 和 Lewis (1988)、Chamberlain 等 (1989)、Schlag (1996) 却发现到期日股票市场平均回报率会显著异于非到期日,与我们的实证结果不一致。

我国市场上到期日组的日内高低价格指标 $Volatility$ 在 5% 水平上显著高于对照组数据。 $ABSR$ 指标显著性水平低于 $Volatility$ 指标的一个可能原因,就是收益率指标并不包含当日最高及最低成交价格数据,捕捉价格波动效率相对较低。 $Volatility$ 指标仅仅度量的价格波动的幅度却不关心波动的方向,因此这两个指标在到期日相对于其他交易日出现的差异,说明了股指期货到期会造成到期日当天现货市场价格波动程度显著增大,但此类波动并不具备特定的方向。综合以上结果可以得出结论:我国市场上存在着显著的到期日波动率效应。这一发现与前期大量的研究结论保持了一致,如 Stoll 和 Whaley (1987, 1997)、Day 和 Lewis (1988)、Chamberlain 等 (1989)、Schlag (1996)、Diz 和 Finucane (1998)、Chow 等 (2003)、Agarwalla 和 Pandey (2013) 以及 Chow 等 (2013)。

(三) 价格扭曲效应

在度量股指期货到期日价格扭曲效应时,本文选取 Stoll 和 Whaley (1987, 1991) 提出的两个价格回复指标 $REV1$ 和 $REV2$,以及 Vipul (2005) 提出的价格冲击指标 PS 。检验结果表明,到期日组和对照组中这三个指标并无显著差异,因此在我国市场上并不存在价格回复效应及价格冲击效应,也就是说股指期货到期日下一交易日的指数价格变动和到期日当天价格变动并不存在必然的联系,这一点不同于前期对欧美发达市场的研究,包括 Stoll 和 Whaley (1987)、Chamberlain 等 (1989)、Schlag (1996) 和 Chow 等 (2003)。但是,我们的结论与 Bollen 和 Whaley (1999)、Kan (2001) 以及 Xu (2014) 分别针对香港地区以及瑞典市场的实证检验保持一致。后文中,我们将基于市场规则的角度对上述实证检验结果做进一步的分析。

(四) 稳健性检验

1. 节假日效应

本文以到期月份当月非到期日星期五数据作为对照组,遇节假日依照股指期货市场上交易规则顺延到下一交易日。但是,当星期五紧邻着国庆节或春节长假的时候, VG 、 $REV1$ 、 PS 和 $REV2$ 这些指标计算过程中都会使用相隔 7~9 天的两个交易日数据。这样一来,节假日效应很有可能对实证分析产生干扰。我们剔除了紧邻着这两个长假的星期五的数据之后重新进行检验,结果如表 3 所示。

由表 3 可见,除了数值上的些微差别,每一个指标新的检验结果显著性都没有发生改变。在控制节假日效应条件下,检验结果依然表明我国市场上存在显著的股指期货到期日波动率效应。

表 3 到期日组与对照组的到期日效应指标对比结果(剔除部分样本后)

指标	检验对象	数值		检验结果			
		到期日组	对照组	t 检验	p 值	MWW 检验	p 值
VG	均值	0.033488	-0.036406	-1.596972	0.1119	-	-
	中位数	0.020275	-0.056272	-	-	1.790211 *	0.0734
R	均值	0.002590	0.001726	-0.407842	0.6838	-	-
	中位数	0.000326	0.000485	-	-	0.182855	0.8549
ABSR	均值	0.011322	0.008584	-1.873004 *	0.0626	-	-
	中位数	0.008311	0.005964	-	-	1.707631 *	0.0877
Volatility	均值	0.008287	0.006802	-2.412039 **	0.0168	-	-
	中位数	0.006776	0.006004	-	-	1.996660 **	0.0459
REV1	均值	-0.000204	-0.000112	0.102575	0.9184	-	-
	中位数	-0.000884	-0.000254	-	-	0.259536	0.7952
PS	均值	-0.003975	-0.002572	0.646502	0.5187	-	-
	中位数	-0.003415	-0.001454	-	-	0.386355	0.6992
REV2	均值	0.004217	0.003315	-0.820644	0.4129	-	-
	中位数	0.000000	0.000000	-	-	0.197602	0.8434

注:剔除紧邻长假(十一和春节)周五的数据之后,样本总量为 196 个,其中到期日组 47 个,对照组 149 个。*t* 检验的自由度为 194,MWW 检验指 Mann-Whitney/Wilcoxon 秩和检验。两种检验的零假设为:到期日组的指标均值(中位数)与对照组无差异,*、** 分别表示检验统计量在 10%、5% 的显著性水平上显著。

2. 市场联动

除了节假日效应,境外期货市场上交易的 A 股指数期货与 A 股现货股票市场的联动同样可能产生到期日效应。因此,在剔除了长假星期五数据之后,我们进一步引入新的虚拟变量对我国市场波动率效应做进一步分析。

目前境外期货市场上,新加坡的 FTSE/Xinhua 中国 A50 指数期货^①和香港地区的中华交易服务中国 120 指数期货^②同 A 股市场关联度最高,前者成交活跃,后者则是 2013 年 7 月推出的全新衍生工具,成交清淡,对我国股票现货市场影响有限。但是,这两种期货合约到期日相同,均为每个月最后第二个交易日。因此,定义虚拟变量时可以将二者视为同一影响因素综合考虑。

境外期货市场与我国现货市场之间的信息传递与交易联动,相对于我国股指期货与现货市场之间信息传递可能需要更长的时间。为了更好地捕捉境外市场 A 股指数期货到期对我国现货股票市场的影响,我们将境外地区期货市场上指数期货与沪深 300 股指期货到期日的“接近”也考虑在内,定义如下三个虚拟变量:

①该指数期货标的为新华富时 A50 指数,包含了中国 A 股市场市值最大的 50 家上市公司,其总市值占 A 股总市值的 33%,是最能代表中国 A 股市场的指数之一。

②该指数期货标的为中华交易服务中国 120 指数,包含了 80 只在中国大陆以及 40 只在香港地区上市的市值最高、流通性最好的中资上市公司。

$D_{j0,t}$:在境外期货市场 A 股指数期货到期日与沪深 300 股指期货到期日相同时,取 1,其他时候取 0;

$D_{j1,t}$:在境外期货市场 A 股指数期货到期日落在沪深 300 股指期货到期日加减 1 个交易日区间内时取 1,其他时候取 0;

$D_{j2,t}$:在境外期货市场 A 股指数期货到期日落在沪深 300 股指期货到期日加减 2 个交易日区间内时取 1,其他时候取 0。

引入上述三个虚拟变量作回归,回归结果分别标注为 Model-1、Model-2 和 Model-3,如表 4 所示。

表 4 到期日效应指标及虚拟变量回归系数估计结果

指标	c	t 统计量	α	t 统计量	β	t 统计量
Model-1						
VG	-0.034417	-1.558730	0.067905	1.537696	-0.037051	-0.38882
R	0.001709	1.599982	0.000880	0.412076	0.000319	0.069230
$ABSR$	0.008741	11.87489***	0.002581	1.753176*	-0.002919	-0.918971
$Volatility$	0.006873	22.16925***	0.001415	2.281780**	-0.001314	-0.982234
$REV1$	-0.000146	-0.322308	-5.75E-05	-0.063352	0.000648	0.330567
PS	-0.002714	-2.480358**	-0.001261	-0.576425	0.002632	0.557425
$REV2$	0.003406	6.145894***	0.000811	0.732195	-0.001690	-0.706650
Model-2						
VG	-0.025818	-1.076475	0.059306	1.315753	-0.052587	-0.983850
R	0.001441	1.239895	0.001149	0.526148	0.001419	0.547898
$ABSR$	0.008748	10.89919***	0.002575	1.706937*	-0.000810	-0.453037
$Volatility$	0.006958	20.62605***	0.001329	2.096098**	-0.000776	-1.032766
$REV1$	8.84E-06	0.017897	-0.000213	-0.229119	-0.000598	-0.543188
PS	-0.002750	-2.30792**	-0.001225	-0.547055	0.000882	0.332164
$REV2$	0.003344	5.537470***	0.000873	0.768955	-0.000146	-0.108573
Model-3						
VG	-0.020606	-0.831119	0.054094	1.189972	-0.061952	-1.261897
R	0.001852	1.537952	0.000738	0.334389	-0.000491	-0.205888
$ABSR$	0.008716	10.48572***	0.002606	1.709951*	-0.000516	-0.313743
$Volatility$	0.006971	19.94992***	0.001316	2.054171**	-0.000663	-0.958802
$REV1$	9.78E-05	0.191447	-0.000302	-0.322010	-0.000821	-0.811404
PS	-0.003078	-2.498128	-0.000897	-0.397267	0.001981	0.812106
$REV2$	0.003496	5.594613***	0.000721	0.629789	-0.000709	-0.572713

注:回归系数 t 检验零假设为:系数为 0,即指标的均值在到期日和非到期日并无差异,*、**、*** 分别表示估计系数的 t 统计量在 10%、5%、1%的显著性水平上显著。

从回归分析的结果来看,只有 $Volatility$ 指标回归方程截距项及代表我国股指期货到期的虚拟变量的系数 α 同时显著,分别对应显著性水平为 1%和 5%。 $ABSR$ 指标回归方程截距项在 1%水平上显著,但系数 α 则只在 10%水平上显著。其他指标的回归系数 α 均不显著。这样的结果与前文检验结果保持了高度一致,即我国市场上仅显著存在波动率效应这一种股指期货到期日效应。

对于每一个指标,三种不同定义表示境外期货市场 A 股指数期货到期虚拟变量的系数

β 均不显著。其结果表明:若境外地区交易的以 A 股特定指数为标的的指数期货到期日为 T , 则当对照组交易日为区间 $[T-2, T+2]$ 中任何一天时, 境外期货市场 A 股指数期货到期对于 A 股现货市场成交量、波动率及价格变动都不具备显著的影响。也就是说, 本文实证检验中发现的到期日效应确实来自沪深 300 股指期货到期, 而非同样以 A 股市场指数为标的且交易在我国境内以外期货市场的其他以 A 股为标的的股指期货到期, 本文实证检验结果具备稳健性。

五、到期日效应与市场规则

前文实证结果显示, 我国仅有波动率效应这一种到期日效应显著影响股票现货市场。而前文所述前期大量研究发现了对应市场股指期货到期日的成交量、波动率以及价格扭曲三种到期日效应存在的显著证据。对于成交量效应而言, 其本身对现货市场影响并无正、负面之分。但是, 当市场上同时存在波动率效应与价格扭曲现象时, 成交量的异常增加将导致另外两种效应影响的范围扩大, 于是也就某种程度上加剧二者对现货股票市场的负面影响。同时具备三种到期日效应的市场受到负面影响最为显著。

大量前期研究指出, 欧美发达国家市场上存在至少两种到期日效应, 而我国市场上仅有波动率效应这一种到期日效应显著。因此, 我国市场到期日效应在整体上弱于欧美发达国家市场。

我国市场到期日效应在整体上明显较弱, 是否因为我国证券市场上仅有股指期货一类衍生工具? 而其他同时存在股指期货、期权和个股期权三种衍生工具的市场, 到期日效应就一定强于我国呢? 答案是否定的, 因为在同样存在股指期货、期权和个股期权三种衍生工具的瑞典、香港地区和台湾地区市场上^①, 到期日效应同样明显弱于欧美发达国家市场。其中, Alkebäck 和 Hagelin (2004) 针对瑞典市场的研究仅发现了成交量效应, Xu (2014) 进一步指出 2008 年瑞典股指期货规则变更之后市场上并无显著到期日效应; Bollen 和 Whaley (1999) 以及 Kan (2001) 对香港地区市场的研究发现该市场并不存在到期日效应; Chuang 和 Hseu (2008) 以及 Hsieh 和 Ma (2009) 通过对比台湾地区和新加坡两地同时交易的以 TAIEX 指数为标的的股指期货的到期日效应, 得到以均价结算优于以收盘集合竞价结算的结论, Chow (2013) 则发现 2008 年以后的台湾地区市场并无显著到期日效应。

既然金融衍生品市场上可交易衍生工具的种类多寡并非到期日效应强弱的决定性因素, 那么进一步, 我们就需要从各国期货市场规则的异同方面, 分析我国市场到期日效应在整体上明显较弱的原因。

我们发现瑞典、香港地区以及台湾地区期货市场股指期货结算价规则与我国期货市场十分类似, 都是采用到期日一段时间成交价的某种平均价格来作为股指期货的结算价, 而欧

^①瑞典股指期货合约以到期日全天以 OMX 指数成交量加权平均后的价格作为结算价。香港地区股指期货合约以到期日当天每五分钟恒生指数价格平均数为结算价。2008 年 12 月之前, 台湾地区股指期货结算价为到期日开盘后 15 分钟内股指平均价; 2008 年 12 月之后, 结算价为到期日收盘前 30 分钟内股指平均价。新加坡股指期货合约以到期日当天收盘集合竞价为结算价。而我国股指期货以到期日当天收盘前 2 小时平均价格为结算价。

美发达国家期货市场上一般采用特定时点成交价为结算价;这四个市场上每年度的到期月份均为 12 个,而欧美发达国家期货市场上股指期货每年度一般只有 4 个到期月份。正是由于在期货合约结算价及合约每年度到期月份个数这两个市场规则设定的不同,导致了我国境内、瑞典、香港地区及台湾地区的股票市场上股指期货到期日效应要明显弱于欧美发达国家股票市场。

2008 年,瑞典及台湾地区期货市场对股指期货规则进行了修订,这就为我们进行纵向对比研究提供了条件。这两个市场的股指期货新规则采取到期日当天某一时段或全天指数价格某种平均价作为结算价,在采用新规则时期内均没有发现显著到期日效应(Chow, 2013; Xu, 2014)。瑞典和台湾地区新的股指期货规则推出之后,股票市场上到期日效应显著缓解。虽然瑞典、香港地区以及台湾地区市场与发达国家一样,同时存在个股期权、股指期货和期权三种衍生工具,但由于其与我国境内一样采用了更加合理的股指期货市场规则,因此我国境内、瑞典、香港地区、台湾地区股票现货市场或是并未发现显著股指期货到期日效应,或是仅发现一种到期日效应,整体上到期日效应均比欧美发达国家更为缓和。说明将类似于欧美发达国家市场的期货合约规则变更为这些国家或地区现行规则,则有利于缓和股票市场上的到期日效应。

通过上述对实施不同规则市场的横向比较、以及不同规则约束下相同市场的纵向比较分析,我们可以得到结论,股指期货到期日效应强弱的决定性因素是股指期货市场规则上的差异。而我国股指期货到期日效应弱于欧美发达国家,其原因是因为我国采用了以到期日当天收盘前两小时指数平均价格作为结算价及设定更多到期月份的股指期货交易规则,我国的期货规则更加合理。这一结论与前文所述 Stoll (1988)、Stoll 和 Whaley (1991) 以及 Swidler 等(1994)提出的理论相一致,说明理论界倡导的以平均成交价作为结算价及增加每年到期月份的政策建议是有其价值的。

同时,我们还应当注意到我国股票市场依然存在显著的波动率效应。为了缓解股指期货到期加剧股票现货市场波动率的影响,我国监管部门应当借鉴瑞典的经验,以将到期日当天更长时段(或者全天)的沪深 300 指数价格平均价作为结算价,同时还可以将目前的简单算术平均算法变更为成交量加权平均。

六、结论

本文实证分析发现,在我国股指期货合约到期的当天,现货股票市场波动率将显著上升;成交量虽然也有明显增加,但在统计上并不显著;股指期货到期对于现货市场并不存在价格扭曲效应。我国股市仅显著存在到期日波动率效应,相比欧美发达国家,股指期货到期日效应整体上较为温和。产生这一现象的主要原因是更为合理的股指期货市场规则。与瑞典、香港地区和台湾地区市场相类似,我国境内股指期货的市场规则在欧美发达国家经验基础上进行了两方面的改进,一方面以到期日当天收盘前两小时平均价格为结算价,另一方面设定更多的到期月份。我国现行的股指期货规则的这两方面改进对股指期货到期日效应起到了很好的缓解作用,说明这种规则相对于目前欧美发达国家所采用规则要更为优越。但是,我国股票市场上依然存在显著的波动率效应。监管部门可以借鉴瑞典的经验,采取以到期日更长时段内沪深 300 指数价格的成交量加权平均价作为股指期货结算价,以进一步缓

解我国股票现货市场上现存的波动率效应。

参考文献:

- 1.顾京,叶德磊,2011:《股指期货到期日效应在中国存在吗》,《金融发展研究》第10期。
- 2.谭儒勇,盛美娜,2011:《股指期货会影响现货市场的波动性吗——基于沪深300期货合约的研究》,《当代财经》第10期。
- 3.Alizadeh, S., M. Brandt, and F. Diebold. 2002. "Range-based Estimation of Stochastic Volatility Models." *Journal of Finance* 57(3):1047-1092.
- 4.Alkebäck, P., and N. Hagelin. 2004. "Expiration Day Effects of Index Futures and Options: Evidence from a Market with a Long Settlement Period." *Applied Financial Economics* 14(6):385-396.
- 5.Agarwalla, S. K., and A. Pandey. 2013. "Expiration-Day Effects and the Impact of Short Trading Breaks on Intraday Volatility: Evidence From The Indian Market." *Journal of Futures Markets* 33(11):1046-1070.
- 6.Anderson, R. 1985. "Some Determinants of the Volatility of Futures Prices." *Journal of Futures Markets* 5(3):331-348.
- 7.Bollen, N. P. B., and R. E. Whaley. 1999. "Do Expiration of Hang Seng Index Derivatives Affect Stock Market Volatility?" *Pacific-Basin Finance Journal* 7(5):453-470.
- 8.Chamberlain, T. W., S. C. Cheung, and C. C. Y. Kwan. 1989. "Expiration-day Effects of Index Futures and Options: Some Canadian Evidence." *Financial Analysts Journal* 45(5):67-71.
- 9.Chen, C., and J. Williams. 1994. "Triple-witching Hour, the Change in Expiration Timing, and Stock Market Reaction." *Journal of Futures Markets* 14(3):275-292.
- 10.Chow, Y. F., H. H. M. Yung, and H. Zhang. 2003. "Expiration Day Effect: The Case of Hong Kong." *Journal of Futures Markets* 23(1):67-86.
- 11.Chow, E. H. Y., C. W. Hung, C. S. H. Liu, and C. Y. Shiu. 2013. "Expiration Day Effects and Market Manipulation: Evidence from Taiwan." *Review of Quantitative Finance and Accounting* 41(3):441-462.
- 12.Chuang, H., and M. Hseu. 2008. "Expiration Day Effects of Taiwan Index Futures: The Case of Singapore and Taiwan Futures Exchanges." *International Financial Markets, Institutions & Money* 18(2):107-120.
- 13.Corredor, P., P. Lechón, and R. Santamaría. 2001. "Option-expiration Effects in Small Markets: The Spanish Stock Exchange." *Journal of Futures Markets* 21(10):905-928.
- 14.Day, T. E., and C. M. Lewis. 1988. "The Behavior of the Volatility Implicit in the Prices of Stock Index Options." *Journal of Financial Economics* 22(1):103-122.
- 15.Diz, F., and T. J. Finucane. 1998. "Index Option Expirations and Market Volatility." *Journal of Financial Engineering* 7(1):1-23.
- 16.Fung, J. K. W., and H. H. M. Yung. 2009. "Expiration-day Effects—An Asian Twist." *Journal of Futures Markets* 29(5):430-450.
- 17.Grammatikos, T., and A. Saunders. 1986. "Futures Price Variability: A Test of Maturity and Volume Effects." *Journal of Business* 59(2):319-330.
- 18.Hancock, G. D. 1993. "Whatever Happened to the Triple Witching Hour?" *Financial Analysts Journal* 49(3):66-72.
- 19.Herbst, A. F., and E. D. Maberly. 1990. "Stock Index Futures, Expiration Day Volatility, and the 'Special' Friday Opening: A Note." *Journal of Futures Markets* 10(3):323-325.
- 20.Hsieh, S. F., and T. Ma. 2009. "Expiration - day effects: Does Settlement Price Matter?" *International Review of Economics and Finance* 18(2):290-300.
- 21.Illueca, A., and J. A. Lafuente. 2006. "New Evidence on Expiration-day Effects Using Realized Volatility: An Intraday Analysis for the Spanish Stock Exchange." *Journal of Futures Markets* 26(9):923-938.
- 22.Kan, A. C. N. 2001. "Expiration-day Effect: Evidence from High Frequency Data in the Hong Kong Stock Market." *Applied Financial Economics* 11(1):107-118.

- 23.Karolyi, G.A.1996.“Stock Market Volatility around Expiration Days in Japan.” *Journal of Derivatives* 4(2):23-43.
- 24.Milonas, N.1986.“Price Variability and the Maturity Effect in Futures Markets.” *Journal of Futures Markets* 6(3):443-460.
- 25.Parkinson, M.1980.“The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return.” *Journal of Business* 53(1):61-66.
- 26.Samuelson, P.1965.“Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly.” *Industrial Management Review* 6(2):41-49.
- 27.Schlag, C. 1996. “Expiration Day Effects of Stock Index Derivatives in Germany.” *European Financial Management* 2(1):69-95.
- 28.Stoll, H.R.1988.“Index Futures, Program Trading, and Stock Market Procedures.” *Journal of Futures Markets* 8(4):391-412.
- 29.Stoll, H.R., and R.E.Whaley.1987.“Program Trading and Expiration-day Effects.” *Financial Analysts Journal* 43(2):16-28.
- 30.Stoll, H.R., and R.E.Whaley.1991.“Expiration-day Effects: What Has Changed?” *Financial Analysts Journal* 47(1):58-71.
- 31.Stoll, H.R., and R.E.Whaley.1997.“Expiration-day Effects of the All Ordinaries Share Price Index Futures: Empirical Evidence and Alternative Settlement Procedures.” *Australian Journal of Management* 22(2):139-174.
- 32.Swidler, S., L.Schwartz, and R.Kristiansen.1994.“Option Expiration Day Effects in Small Markets: Evidence from the Oslo Stock Exchange.” *Journal of Financial Engineering* 3(2):177-195.
- 33.Vipul. 2005. “Futures and Options Expiration-Day Effects: The Indian Evidence.” *Journal of Futures Markets* 25(11):1045-1065.
- 34.Xu, C.2014.“Expiration-Day Effects of Stock and Index Futures and Options in Sweden: The Return of the Witches.” *Journal of Futures Markets* 34(9):868-882.

The Index Futures Expiration Day Effects of Chinese Spot Stock Market: An Empirical Analysis Based on HS300 Stock Index

Li Qiong and Xiao Zumian

(Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: This paper examines HS300 index futures expiration day effects of Chinese spot stock market with the weekend effect controlled. Empirical results of the period from May 2010 to April 2014 indicate that price volatility on the cash market was significantly higher on expiration days than on other days. However, there is no evidence of trading volume surges and price distortions on expiration day. By combing these results with previous studies, we find that by and large the expiration day effects of Chinese stock market are less severe than that of developed countries' markets. What is more, a robust test is conducted by controlling the holiday effect and markets co-movement, which confirms our empirical findings. Finally, we draw the conclusion from the perspective of market rules: the overall expiration day effects of Chinese stock market and those markets that adopt similar rules are less severe, and which may attribute to better algorithm used to calculate the settlement price and more settlement months per year on the these markets compared with that of the developed countries' markets.

Keywords: Index Futures, Expiration Day Effects, Trading Volume, Volatility, Price Distortion

JEL Classification: G1

(责任编辑:彭爽)