

沪深 300 指数期货对指数现货的波动效应影响分析

赵向琴¹, 邓玉婧¹, 颜 虎²

(1.厦门大学, 福建 厦门 361000 2.西南财经大学 统计学院, 四川 成都 610000)

【摘要】 文章基于沪深 300 指数期货和指数现货的 10 分钟交易数据,从两个不同的角度研究指数期货推出对指数现货的波动性影响。第一个角度仅利用沪深 300 指数现货数据,以指数期货推出时间为分割点,采用加入虚拟变量的 ARMA(2, 2)-GARCH(1, 2)模型研究指数期货推出前后对指数现货的波动性影响,结果表明,这种波动性影响并不显著;第二个角度同时利用沪深 300 指数期货和指数现货数据,采用双变量 VAR(7)-BEEK(1, 1)模型研究了指数期货与指数现货之间的波动溢出效应,实证结果表明两个市场之间存在双向的波动溢出效应,统计意义上均显著,但是数值较小。最后得出沪深 300 指数期货的推出并没有显著地增大或者减小指数现货的波动性。

【关键词】 指数期货; 指数现货; 波动溢出; GARCH 模型; 双变量 VAR-BEEK 模型

【中图分类号】 F832.51 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-2768(2012)07-0080-03

随着我国证券市场的不断发展与完善,2010 年 4 月 16 日沪深 300 指数期货正式在中国金融期货交易所挂牌交易。我国股指期货市场结构不同于境外市场,一方面有典型的新兴市场特征,投机气氛较浓,日内短线交易占比高;另一方面我国股票市场有特殊之处,例如对卖空限制较严、存在 T+1 交易制度等。因此,沪深 300 指数期货的推出对股票市场的影响如何,已经成为监管部门关注的重要问题。

一般而言,股价指数期货市场的建立会吸引额外的交易及新资金进入证券市场交易,期货的避险功能提供了现货与期货价格间的稳定关系。然而,指数期货是否会引出现货市场价格的强烈波动而产生其他负面影响呢?股票与期货市场二者的关系体现在价格发现及领先落后、成交量、股价波动程度、交易结构改变等方面。波动性是市场价格对信息的反应而引起的波动程度,用以度量市场的风险。波动性对于市场运行效率是十分重要的,而且与市场信息效率联系紧密。股指期货推出的初衷之一就是为股票现货市场投资者提供一种避险工具,规避系统性风险。如果其上市后显著加剧了现货市场的波动性,则无疑加大了现货市场的风险。这就与各国交易所推出股指期货的初衷相违背。

在沪深 300 股指期货正式交易之前,国内学者主要通过沪深 300 仿真交易数据对我国股指期货波动性进行研究,但模拟数据毕竟不同于真实交易数据,其结论的可靠性值得商榷。而基于真实交易数据的研究则是针对国外股指期货市场或是成熟的香港、台湾等指数期货市场。鉴于我国股指期货已经运行 1 年多,并达到较为稳定的状态,本文利用沪深 300 指数期货上市 1 年多来的 10 分钟高频数据为样本,分别采用单变量和双变量的 GARCH 模型进行分析,较为全面综合地研究了我国沪深 300 指数期货推出后对指数现货市场的波动性影响。

一、文献述评

国外方面, Maosen Zhong(2004)利用 EGARCH 模型研究墨

西哥 IPC 股指期货,认为股指期货的建立是股指现货波动的来源,它显著地影响了现货的波动性。^[1] Panayiotis Alexakis (2007)利用 GJR-GARCH 模型分析了希腊股指期货对股指现货的影响,认为股指期货的建立对股指现货的波动有减弱的作用。^[2]

而国内已有的关于指数期货的建立对指数现货波动性影响的文章并不多。华仁海和刘仁富(2010)采用协整思想、误差修正模型、格兰杰因果检验探讨了指数期货和现货之间的价格引导关系,研究表明指数期货有较强的价格引导作用,但没有对其波动性进行分析。^[3] 何诚颖等(2011)利用向量误差修正模型和脉冲响应函数的结果表明指数期货对信息的反应速度更快,通过 I-S 和 P-T 模型表明新信息主要是通过指数期货市场来反应,指数期货市场的价格发现能力要强于指数现货市场。^[4] 以上的文献基本上是从价格发现功能、误差修正模型、格兰杰因果检验考虑的,没有从波动性角度描述。本文将着重从波动性这一个角度来考察我国指数期货市场的建立对指数现货市场的影响。

二、研究模型

一些金融时间序列,常常会出现某一特征值成群出现的情况,这种性质称为波动的集群性。在一般时间序列分析中,要求随机扰动项是同方差,但这类序列的随机扰动项的无条件方差是常量,条件方差是变化的量,这种情况下就需要使用条件异方差模型。

(一)加入虚拟变量的一元 GARCH 模型

当用 ARCH 模型描述某些时间序列,阶数 q 需要取一个很大的值时,可采用 Bollerslev(1986)提出的广义自回归条件异方差模型,即 GARCH 模型。

在对指数现货收益率序列进行分析时,考虑加入虚拟变量的 GARCH 模型。即在 GARCH(p, q)模型中加入虚拟变量 d , GARCH(p, q)模型的条件方差就变为:

【收稿日期】 2012-02-16

【作者简介】 赵向琴(1968-),女,福建人,经济学博士,厦门大学金融系副教授、硕士生导师,研究方向:资本市场、公司金融、行为金融;邓玉婧(1986-),女,福建人,厦门大学金融系硕士研究生,研究方向:金融理论与政策;颜虎(1986-),男,湖南人,西南财经大学统计学院硕士研究生,研究方向:金融数量分析。

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \gamma d \quad (1)$$

其中, ε_t 为均值方程的扰动项, 它服从条件正态分布, 条件方差 σ_t^2 为在已知信息集为 Φ_{t-1} 条件下 t 时刻 ε_t 的方差, $p \geq 0, q > 0, \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0 (i=1, \dots, q), \beta_j \geq 0 (j=1, \dots, p)$ 为保证 GARCH (p, q) 是宽平稳的, 存在约束条件 $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ 。假设股指期货推出前 $d=0$, 推出后 $d=1$, d 的系数 γ 是表现波动性变化的代理参数。若修正的 GARCH 模型的参数 $\gamma > 0$, 说明股指期货的推出增加了现货市场的波动性; 若 $\gamma < 0$, 说明降低了现货市场的波动性; 若 $\gamma = 0$, 说明对现货市场没有影响。

(二)二元 GARCH 模型

对于二元 GARCH 模型的均值方程部分采用 VAR(p) 模型建模。均值方程使用 VAR 的原因在于, 简单且不要很强的经济理论支撑。而波动部分采用非对角的 BEKK(1,1) 模型建模, 其原因在于它保证了最优化过程中的条件方差和协方差矩阵的正定性, 允许多个变量之间相互变动, 同时所估计的参数较其他二元 GARCH 模型较少, 适用于变量之间的波动研究。

VAR(p) 模型的形式为:

$$R_t = \Phi^0 + \sum_{i=1}^p \Phi^i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中, $R_t = (R_{f,t}, R_{s,t})'$, $R_{f,t}$ 和 $R_{s,t}$ 为 t 时刻股指期货和指数现货的收益率, $\Phi^0 = (\varphi_{f0}, \varphi_{s0})'$ 是一个二维向量, $\Phi^i = \begin{bmatrix} \varphi_{ff}^i & \varphi_{fs}^i \\ \varphi_{sf}^i & \varphi_{ss}^i \end{bmatrix}$, $(i=1, 2, \dots, p)$ 是 2×2 维矩阵, 部分系数由于统计意义上不显著将被设定为 0。 $\varepsilon_t = (\varepsilon_{f,t}, \varepsilon_{s,t})'$ 是一个序列不相关的随机向量序列, 均值为 0, 协方差矩阵为 Σ 。

非对角 BEKK 模型的具体形式为:

$$\Sigma_t = CC' + \sum_{i=1}^m A_i (\varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}') A_i' + \sum_{j=1}^s \beta_j \Sigma_{t-j} B_j' \quad (3)$$

其中, $m=1, s=1, \Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{ff,t} & \sigma_{fs,t} \\ \sigma_{sf,t} & \sigma_{ss,t} \end{bmatrix}$, $\sigma_{ff,t}$ 为 t 时刻股指期货的方差, $\sigma_{fs,t}$ 为 t 时刻股指期货与现货之间的协方差, $\sigma_{ss,t}$ 为 t 时刻指数现货的方差, $\varepsilon_{t-i} = (\varepsilon_{f,t-i}, \varepsilon_{s,t-i})'$, C 是对称矩阵, A_i 和 B_j 是 2×2 的矩阵, $A_1 = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix}$, $B_1 = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix}$, $C = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix}$ 且 $C_{12}=C_{21}$ 。由于此模型要求最终是正定的矩阵, 所以对矩阵 C, A_i, B_j 要求较高, 最终的计算结果要使 Σ_t 几乎处处正定。

三、实证结果与分析

(一)样本选择与数据处理

本文采用沪深 300 股指期货和指数现货的 10 分钟交易数据为样本。由于我国沪深 300 股指期货于 2010 年 4 月 16 日推出, 为研究股指期货推出前后对指数现货市场带来的波动性影响, 将样本区间取为: 2009/4/16—2011/4/15, 共 11 664 个样本数据, 以股指期货推出日为时间分割点, 将沪深 300 指数现货整个样本区间分为两个阶段: 第一阶段为 2009/4/16—2010/4/15, 第二阶段为 2010/4/16—2011/4/15。为研究二者之间的波动溢出效应, 将样本区间选取为: 2010/4/16—2011/4/15, 沪深 300 股指期货使用当月连续合约数据, 为使资料选择具有同一时间基准, 采用二者重叠的交易时段上午 9:30—11:30, 下午 13:00—15:00 的 10 分钟交易收盘价进行配对, 共获得 5 784 对数据, 数据来源于 WIND 资讯。

沪深 300 股指期货和指数现货收益率采用价格对数的一

阶差分, 计算公式为:

$$R_{f,t} = \ln F_t - \ln F_{t-1} \quad (4)$$

$$R_{s,t} = \ln S_t - \ln S_{t-1} \quad (5)$$

其中, $R_{f,t}$ 和 $R_{s,t}$ 为 t 时刻股指期货和指数现货的收益率, F_t 和 S_t 为 t 时刻股指期货和指数现货的收盘价, F_{t-1} 和 S_{t-1} 为 $t-1$ 时刻股指期货和指数现货的收盘价。

(二)描述性统计

表 1 沪深 300 股指期货和现货收益率描述性统计

样本区间	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	P 值
2009/4/16—2011/4/15:						
指数现货 $R_{s,t}$	2.99e-05	0.002883	-0.093356	4.787249	1569.352	0.00
2010/4/16—2011/4/15:						
股指期货 $R_{f,t}$	-3.91e-05	0.002614	0.319406	8.987791	8739.075	0.00
指数现货 $R_{s,t}$	3.20e-05	0.002716	0.094551	4.857348	840.0057	0.00

从表 1 中可以看出, 期货和现货收益率序列的方差十分接近, 收益率序列的峰度均大于 3, 在样本区间 2010/4/16—2011/4/15 中股指期货收益率的峰度比现货的大, 说明期货相比现货更容易出现极端收益, 收益率均存在不同程度的左偏和右偏, 说明收益率序列呈现典型金融数据“尖峰厚尾”的不对称分布特征, 同时 JB 统计量也表明收益率序列不服从正态分布。

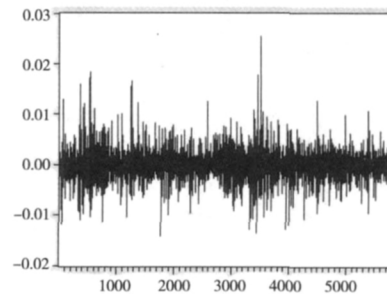


图 1 沪深 300 股指期货收益率波动图(2010/4/16—2011/4/15)

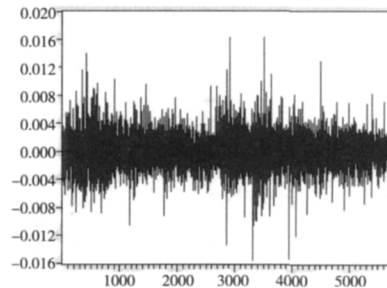


图 2 沪深 300 指数现货收益率波动图(2010/4/16—2011/4/15)

从图 1 和图 2 中可以看出, 股指期货与现货收益率序列均存在波动群聚效应, 因此, 传统的同方差假设条件不满足, 需要对两收益率序列的异方差性加以考虑。

(三)平稳性检验

在对时间序列建模时, 首先要对数据进行平稳性检验, 下面用 ADF 检验法检验序列的平稳性, 结果见表 2:

表 2 沪深 300 股指期货和现货收益率序列的单位根检验

样本区间	ADF 统计量	P 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值
股指期货 $R_{f,t}$	-49.91387	0.0001	-2.565362	-1.940879	-1.616663
指数现货 $R_{s,t}$	-110.1332	0.0001	-2.565160	-1.940851	-1.616682

从表 2 中可以看出, ADF 统计量均明显小于其显著性水平, 拒绝了存在单位根的原假设, 说明股指期货和指数现货收益率序列是平稳的。

(四)加入虚拟变量的一元 GARCH 模型及实证结果

1. 建立均值方程。由于收益率序列平稳, 对指数现货收益率序列进行 Box-Jenkins 建模, 根据 AIC 准则, 通过 R 软件定阶,

确定指数现货收益率序列的均值方程均服从 ARMA(2,2)模型,即:

$$R_{s,t} = \varphi_1 R_{s,t-1} + \varphi_2 R_{s,t-2} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (6)$$

参数估计结果见表 3:

表 3 沪深 300 指数收益率序列均值方程估计结果

φ_1	φ_2	θ_1	θ_2
1.415408 (58.29508) (0.0000)	-0.911964 (-38.33866) (0.0000)	-1.419278 (-65.23119) (0.0000)	0.930075 (43.91290) (0.0000)

注:括号内为统计量 t 值和 p 值

对均值方程的残差进行独立性检验,服从白噪声过程,说明均值方程拟合充分。

2.ARCH 效应检验。在建立一元 GARCH 模型之前对指数现货收益率序列的均值方程进行 ARCH-LM 检验,结果见表 4:

表 4 沪深 300 指数收益率序列 ARCH 效应检验结果

F-statistic	1.934087	Probability	0.0101
Obs*R-squared	33.60563	Probability	0.0141

从表 4 可以看出,在显著性水平为 5%和自由度为 18 的情况下,LM 统计量 Obs*R-squared 为 33.605 63,相伴概率为 0.014 1,小于显著性水平,因此拒绝不存在 ARCH 效应的原假设,认为该收益率序列存在明显的高阶 ARCH 效应,可以采用 GARCH 模型进行建模。

3.加入虚拟变量的一元 GARCH 模型参数估计。实际应用中,低阶的 GARCH 模型就能描述大量的金融时间序列数据,因此分别尝试用加入虚拟变量的 GARCH(1,1),GARCH(2,1),GARCH(1,2),GARCH(2,2)模型对条件方差进行拟合,结果见表 5:

表 5 不同参数的 GARCH 模型回归统计结果

	AIC	SC	R ²
GARCH (1, 1)	-9.001640	-8.996588	0.002403
GARCH (1, 2)	-9.002836	-8.997153	0.003112
GARCH (2, 1)	-9.002199	-8.996516	0.003137
GARCH (2, 2)	-9.002793	-8.996478	0.003109

结合 AIC 值,SC 值和拟合优度 R² 值判断,GARCH(1,2)模型拟合效果较好,因此选择 GARCH(1,2)模型建立条件方差方程。估计结果见表 6:

表 6 沪深 300 指数收益率(全样本区间)GARCH(1,2)模型结果

	α_0	α_1	α_2	β_1	γ	$\alpha_1 + \alpha_2 + \beta_1$
指数现货	1.84e-07 (8.086173) (0.0000)	0.046818 (6.350726) (0.0000)	0.044262 (5.158774) (0.0000)	0.886618 (137.5599) (0.0000)	1.22e-08 (0.716117) (0.4110)	0.977698

注:括号内为 z 统计量和 p 值

对拟合后 GARCH 模型的残差序列再次进行 ARCH 效应检验,LM 统计量 Obs*R-squared 值为 0.349 787,相伴概率 p 值为 0.554 2,大于显著性水平 5%,接受原假设,说明残差序列已经不存在 ARCH 效应,模型拟合充分。

从上面的实证结果分析可知,从虚拟变量的系数 γ 为正,可以说明股指期货交易的推出在一定程度上增加了现货指数的波动性,但是系数值为 1.22e-08,且统计不显著,这说明波动性的影响是非常微弱的,可认为几乎没有影响。因此,结果表明沪深 300 指数期货的推出后股指现货本身的波动性并没有显著性变化。下面研究股指期货和股指现货之间的相互波动关系。

(五)二元 GARCH 模型及实证结果

1.VAR 模型估计。VAR 模型中常用的定阶方法有 AIC、SC、FPE、HQC。本文使用以上四种定阶方法,结合各自最佳阶数对应的 VAR 模型所产生的两个残差的相关系数图和系数的

显著性来综合评定最终选取 VAR 模型的滞后阶数为 7。从模型的残差之间的相关系数图可知,VAR 模型估计比较充分。

2.波动溢出效应分析。根据均值方程产生的残差,对其波动溢出效应建模,采用的模型为二元非对角 BEKK 模型,其建模过程由 RATS 完成。在模型估计的过程中由于其残差有显著的尖峰厚尾的特征,所以,其似然函数的分布采用 T 分布或广义误差分布。模型效果显示当分布设为广义误差分布时,其极大似然值更大,所以最终采用广义误差分布,其结果见表 7:

表 7 二元 GARCH 模型参数估计结果

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
Mean(1)	0.000077485	0.000032216	2.40518	0.01616456
Mean(2)	0.000076259	0.000031304	2.43608	0.01484722
C ₁₁	0.000076259	0.000041143	20.37106	0.00000000
C ₂₁	0.000076259	0.000039370	18.07650	0.00000000
C ₂₂	-0.000000082	0.000016166	-0.00506	0.99596492
A ₁₁	0.354330859	0.019918524	17.78901	0.00000000
A ₁₂	0.114427220	0.017092960	6.69441	0.00000000
A ₂₁	0.162360545	0.021122884	7.68648	0.00000000
A ₂₂	0.290630703	0.018728949	15.51773	0.00000000
B ₁₁	0.890223456	0.009087230	97.96423	0.00000000
B ₁₂	-0.070314934	0.006735398	-10.43961	0.00000000
B ₂₁	-0.033236413	0.006587270	-5.04555	0.00000045
B ₂₂	0.961099550	0.005802328	165.64034	0.00000000

从表 7 可以看出,除了 C₂₂ 系数以外其他的系数值在统计意义上均是显著的, P 值均小于 0.05。由此得到的二元 GARCH 模型的公式为:

$$\begin{aligned} \sigma_{f,t} = & 7.02244 \times 10^{-7} + 0.125316 \varepsilon_{f,t-1}^2 + 0.080712 \varepsilon_{f,t-1} \varepsilon_{s,t-1} + \\ & 0.012966 \varepsilon_{s,t-1}^2 + 0.7291 \sigma_{f,t-1} - 0.125194 \sigma_{f,t-1} + 4.94209 \times 10^{-3} \sigma_{s,t-1} \\ \sigma_{s,t} = & 5.96656 \times 10^{-7} + 0.057348 \varepsilon_{f,t-1}^2 + 0.121128 \varepsilon_{f,t-1} \varepsilon_{s,t-1} + \\ & 0.03306 \varepsilon_{s,t-1}^2 - 0.029548 \sigma_{f,t-1} + 0.8567 \sigma_{f,t-1} - 0.067488 \sigma_{s,t-1} \\ \sigma_{s,t} = & 5.06944 \times 10^{-7} + 0.026244 \varepsilon_{f,t-1}^2 + 0.09396 \varepsilon_{f,t-1} \varepsilon_{s,t-1} + \\ & 0.0841 \varepsilon_{s,t-1}^2 - 1.10224 \times 10^{-3} \sigma_{f,t-1} - 0.063744 \sigma_{f,t-1} + 0.9216 \sigma_{s,t-1} \end{aligned}$$

由以上三个方程和表 7 可以得到以下结论:

第一,期货方程中的 $\sigma_{f,t-1}$ 和现货方程中的 $\sigma_{s,t}$ 的系数在统计意义上都很显著,这说明期货市场和现货市场前期的条件方差对当期的波动率都有影响,解释了股指期货市场和现货市场的波动集聚影响。期货方程中 $\sigma_{f,t-1}$ 的系数 0.729 1,现货方程 $\sigma_{s,t}$ 的系数为 0.921 6,这说明现货市场前期条件方差对当期的影响更为显著和强烈,而期货市场数值略小,但是影响仍较强,集聚现象严重。

第二,由期货方程 $\sigma_{f,t}$ 中的 $\sigma_{s,t-1}$ 系数和现货方程 $\sigma_{s,t}$ 中的 $\sigma_{f,t-1}$ 系数在统计意义上均是显著的,相伴概率 p 值均小于 0.05,说明沪深 300 指数期货市场和指数现货市场具有双向的波动溢出效应。从系数的正负可知,期货市场对现货市场的波动溢出效应为负效应,表明期货市场具有减弱现货市场波动性的作用,它的出现使现货市场的运行更为平稳;而现货市场对期货市场的波动溢出效应为正效应,具有增大期货市场波动的作用。从系数的绝对值大小可以得到,两个市场之间信息相互传导不是特别强,作用较小。

四、结论和原因

为了研究指数期货的引入对指数现货波动性产生的影响,本文选取沪深 300 指数为研究对象,从两个角度分别对样本数据进行了研究分析。第一个角度以指数期货交易推出时间为分割点,引入带虚拟变量的 ARMA(2,2)-GARCH(1,2)模型进行建模,研究发现沪深 300 指数期货推出后,指数现货的波动性并没有显著增大。第二个角度结合指数期货数(下转第 87 页)

产力的一般性,价值性是中国特色社会主义生产力的人文性,二者的关系恰如车之两轮、鸟之双翼,缺一不可。这就是中国特色社会主义生产力的最大特点和属性——生产力的发展和人自身发展的统一。这是马克思主义生产力的应有之义。“代替那存在着阶级对立的资产阶级社会的,将是这样一个联合体,在那里,每个人的自由发展是一切人的自由发展的条件”是马克思和恩格斯在《共产党宣言》中所阐明的人类追求的最高价值目标。^{[9][204]}江泽民说:“推进人的全面发展,同推进经济、文化的发展和改善人民物质文化生活,是互为前提和基础的。人越全面发展,社会的物质文化财富就会创造得越多,人民的生活就越能得到改善,而物质文化条件越充分,又越能推进人的全面发展。社会生产力和经济文化的发展水平是逐步提高、永无止境的,人的全面发展程度也是逐步提高、永无止境的历史过程。这两个历史过程应相互结合、相互促进地向前发展。”^{[10][295]}在这个发展的过程中,就是要不断调整人与人的关系和人与自然的关系,最终实现人的全面发展。改革开放以来,中国特色社会主义的发展尽管在人与人的关系和人与人的关系方面还存在很大的不足,但生态文明的提出无疑为中国特色社会主义的发展指明了方向和目标。未来的社会无疑是走向生态文明的社会,这样的社会的生产或生产力的运行就会像马克思所说的那样,“社会化的人,联合起来的生产者,将合理地调

节他们和自然之间的物质变换,把它置于他们的共同控制之下,而不让它作为盲目的力量来统治自己,靠消耗最小的力量,在最无愧于和最适合于他们的人类本性的条件下来进行这种物质变换”。^{[11][928-929]}尽管人类从必然王国走向自由王国的这个阶段是一个长期的痛苦的过程,需要积存一定的社会物质基础或一系列物质生存条件,需要不断地把人与人之间和人与自然之间合理的关系内化到实际的日常生活的关系之中去,但这毕竟是人类未来的走向。

【参考文献】

- [1] 马克思恩格斯全集(第42卷)[M].北京:人民出版社,1979.
- [2][9] 马克思恩格斯选集(第1卷)[M].北京:人民出版社,1995.
- [3] 毛泽东早期文稿[M].长沙:湖南出版社,1990.
- [4] 江泽民文选(第1卷)[M].北京:人民出版社,2002.
- [5] 资本论(第1卷)[M].北京:人民出版社,2004.
- [6] [美]赫尔曼.珍惜地球[M].马杰,等译.北京:商务印书馆,2001.
- [7] 汪信砚.当代视阈中的马克思主义哲学[M].武汉:湖北人民出版社,2004.
- [8] 柳树滋.大自然观——关于绿色道路的哲学思考[M].北京:人民出版社,1993.
- [10] 江泽民文选(第3卷)[M].北京:人民出版社,2002.
- [11] 资本论(第3卷)[M].北京:人民出版社,2004.

(责任编辑:Z 校对:Q)

(上接第67页)类公司一般都是亏损严重、存在退市可能性的公司,存在着巨大的投资风险和投机价值,而现存的ST制度和*ST制度经比较分析,是并行的不以风险高低为标准的两类独立制度。“T”类制度演变是中国改革演变投向证券市场退市制度方面的“小水滴”,未来的建设同样离不开整个制度环境的建设和重构。

【参考文献】

- [1] 井涛.退市法律研究[M].上海:上海交通大学出版社,2004.
- [2] 张言.香泥.股市再敲退市警钟——谈PT制度的取消[N].北京青年报,2001-12-08.
- [3] 赵明.从PT水仙退市案看我国退市制度的不足[J].商场现代化,2010(9):191-192.
- [4] 徐良平.资本市场退市制度创新与实施框架[N].证券市场导报,2004-09-10.

- [5] 马光远.复活退市机制[J].中国中小企业,2009(6):54.
- [6] 匡志勇,李军.保壳倒壳危害大 退市制度需要健全[N].第一财经日报,2010-06-28.
- [7] 流入民间.ST垃圾还是金矿[M].成都:四川人民出版社,2009.
- [8] Trevor S.Harris.Discussion of “The robustness of the Sabarnes Oxley effect on the U.S.capital market”[J].Review of Accounting Studies,2009(2):440-452.
- [9] 闻柳笛.我国上市公司退市相关法律制度[J].法制与社会,2010(1):51.
- [10] 董登新.中国股市的退市制度与现状分析[EB/OL].[2005-07-17].
http://www.chinesetax.com.cn/guanliwenku/pinpaizhanlueguanli/fangdichanyefenxi/200507/170844_2.html.
- [11] 董登新.ST公司“永不退市”的制度缺憾[J].董事会,2008(6):17-18.

(责任编辑:X 校对:Q)

(上接第82页)据,通过引入VAR(7)-BEKK(1,1)模型,研究发现沪深300指数期货市场和指数现货市场之间存在着微弱的双向波动溢出效应,期货市场具有减弱现货市场波动性的作用,它的出现使现货市场的运行更为平稳,而现货市场对期货市场的波动溢出效应为正效应,具有增大期货市场波动的作用,但它们之间的影响都较小。综合上述分析,本文认为沪深300股指期货的推出,对沪深300指数的波动性影响存在,但影响不显著。

对于其它国家,股指期货推出前后对股指现货的波动影响并不是一致的。美国、日本是较早设立股指期货这一衍生品的国家,它们是股指期货的先期创建者。对于股指期货来说,理论上会让股指现货市场更为稳定,但是实际看,在初始阶段,美国、日本的股指波动更大。推测其原因认为,股指期货刚刚推出时,交易量小,参与者较少,使其没有充分的信息流动,造成价格不稳定。而股指期货市场和股指现货市场是一体的,所以影

响了股指现货市场,增大了股指现货市场的波动。当股指期货推出一段时间过后,参与的人增多,市场管理更加规范,信息流通通畅,反而能够降低股指现货的波动性。

由于我国股指期货在交易前,进行了4年的仿真交易阶段,对其运行有较为深刻的了解,并借鉴了国外市场的成熟经验,所以在运行中成熟了很多。此外,目前中国的股指期货交易量排在全世界股指期货交易市场第一位,交易非常活跃,信息流通通畅,充分反映了投资者对未来股票市场的预期,价格较为稳定。综上所述,我国股指期货对现货产生了微弱的降低波动作用,并认为目前我国股指期货市场运行良好。

【参考文献】

- [1] 华仁海,刘庆富.股指期货与股指现货市场间的价格发现能力探究[J].数量经济技术经济研究,2010(10):90-100.
- [2] 何诚颖,张龙斌,陈薇.基于高频数据的沪深300指数期货价格发现能力探究[J].数量经济技术经济研究,2011(5):139-151.

(责任编辑:Z校对:F)