

文章编号: 1003-207(2014)10-0009-10

沪深 300 股指期货上市对现货市场连续波动和跳跃波动的影响

乔高秀¹, 刘 强², 张茂军^{1, 3}

(1. 上海交通大学上海高级金融学院, 上海 200030;

2. 西南财经大学金融学院, 四川 成都 611130;

3. 桂林电子科技大学数学与计算科学学院, 广西 桂林 541004)

摘要: 本文采用跳-扩散随机波动率模型研究沪深 300 股指期货上市对现货市场波动的影响。通过 MCMC 方法估计模型参数, 对股指期货上市前后指数连续波动和跳跃特征进行比较分析, 并与股指期货各指标作比较。研究发现, 股指期货的上市确实起到了稳定现货市场的作用, 上市短期内现货市场波动增大, 随着时间增加现货市场波动逐渐降低, 但是这一稳定效果主要体现在指数波动率的连续部分。股指期货上市后, 指数连续波动向均值回归速度加快, 并呈现出逐渐降低的趋势; “杠杆效应”在经历短暂的消失后逐渐显现; 指数跳跃波动在总波动中所占比重较高, 但随着交易时间增加, 指数平均跳跃次数和跳跃波动所占比重逐渐降低。

关键词: 沪深 300 股指期货; 连续波动; 跳跃波动; MCMC 方法

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

1 引言

股指期货是以股票价格指数为标的资产的标准化合约, 对现货市场具有价格发现的功能。投资者可以依据股指期货的价格变动来预测指数的变动, 对股市的变化趋势做出预测。另一方面, 投资者交易股指期货可能会加剧其价格的波动, 进而影响股票现货市场的波动。然而, 股指期货上市是加剧现货市场波动, 还是减缓现货市场波动, 目前尚未有定论。

目前, 一种观点认为由于市场中存在噪声交易者, 噪声交易降低了期货价格的信息含量, 从而增大现货市场波动。另外, 股指期货在增强信息传递效率的同时, 能够拓宽信息到达现货市场的渠道, 通过套利交易影响现货价格, 增大现货市场波动。比较有代表性的文献, 如 Damodaran^[1] 对 S&P 500 指数期货、Antonious 和 Holmes^[2] 对 FTSE 100 指数期

货、Chang 等^[3] 对 Nikkei 股指期货、Bae 等^[4] 对韩国 KOSPI 200 股指期货、McMillan 和 Garcia^[5] 对西班牙小型股指期货以及 Zhong 等^[6] 对墨西哥股指期货市场的研究等。国内相关研究, 杨阳和万迪昉^[7] 发现沪深 300 股指期货上市初期股票市场波动显著增大, 随着市场逐渐完善股票市场波动降低。张孝岩和沈中华^[8] 指出股指期货推出确实增加了现货市场波动, 随着时间推移影响逐渐减小。

另一种观点认为股指期货价格发现功能的有效发挥, 能够促进市场之间的信息传导, 增强市场有效性, 有助于现货价格回归理性水平, 稳定或减小现货市场波动; 投资者将其作为先行指标在股票市场上投资, 能够稳定市场预期, 也有利于降低现货市场波动。因此, 股指期货实际上发挥着股票市场“内在稳定器”的作用。如 Mckenzie 等^[9] 对悉尼股票期货、Drimbetas 等^[10] 对希腊股指期货市场以及 Bohl 等^[11] 对波兰股指期货市场的研究。国内相关文献, 如史美景和邱长溶^[12] 对香港恒生指数期货市场, 张丹和杨朝军^[13] 对印度市场的研究。涂志勇和郭明^[14] 指出在一定条件下股指期货推出可能会降低市场波动。郇金梁等^[15] 通过对 2008 年 1 月至 2011 年 10 月的数据进行分析, 发现沪深 300 股指期货的推出提升了股票市场的流动性和价格发现能力, 进

收稿日期: 2013-04-05; 修订日期: 2014-01-25

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71271173, 71001015, 71101033, 71301132); 中国博士后科学基金项目(2013M541526, 2013M540372); 上海市博士后基金项目(13R21414700)

作者简介: 乔高秀(1982-), 女(汉族), 山东济南人, 上海交通大学上海高级金融学院, 博士后, 研究方向: 金融工程。

而降低了现货价格波动。Chen Haiqiang 等^[16]采用面板数据策略估计方法发现沪深 300 股指期货的引入显著降低了中国股票市场波动率。另外,Edwards^[17]对 S&P 500 指数期货以及 Darrat 和 Rahman^[18]、Rahman^[19]对道琼斯工业指数和 FRSE 100 指数期货的研究发现股指期货对现货波动无影响。

通过对已有结果分析发现,形成上述两类观点的原因主要包括:一是研究对象和市场环境不同。在美国等发达市场,股指期货发行时间较长,而且机构投资者是其主要交易者。机构投资者一般被认为是知情交易者,其交易能够增加价格的信息含量。而中国等新兴市场的股指期货上市时间较短,主要交易者是个别投资者,被认为是噪声交易者。二是不同的研究方法可能会导致不同的发现。如 Antoniou 等^[20]、Antoniou 等^[21]通过在 GARCH 模型加入一个冗余变量来研究股指期货对现货市场波动的影响,波动率通过 GARCH 模型外生决定;Bohl 等^[11]采用马氏转移 GARCH 模型来内生决定波动率的变化。

已有的研究未考虑波动率的跳跃特征在股指期货上市前后的变化。本文不再单纯局限在“波动率”,采用跳-扩散随机波动率模型同时考察波动率的连续波动和跳跃特征,包括跳跃幅度和跳跃概率。通过马尔可夫链蒙特卡罗模拟(MCMC)方法估计模型参数,对股指期货上市前后指数波动率的各项指标进行比较分析,不仅可以发现波动率的变化趋势,还可以更细致的观察波动率跳跃特征的变化。因此,本文的研究主要集中在三个方面:第一、沪深 300 指数波动率是否存在显著的跳跃特征;第二、股指期货上市前后,指数波动率的连续波动和跳跃部分是否发生显著变化?第三、与沪深 300 指数相比,股指期货市场的波动率呈现怎样的特征?结果发现,沪深 300 股指期货上市发挥了股票市场稳定器的作用,股指期货上市短期内现货市场波动增大,随着时间增加现货市场波动逐渐降低。但是,这一稳定效果主要体现在指数波动率的连续部分,指数波动率的跳跃特征并没有出现特别明显的好转。针对沪深 300 股指期货上市后短期内股市大跌以及作为新兴市场以个人投资者居多的现状,本文对该问题的研究具有非常重要的理论价值和现实意义。

2 基本模型和方法

2.1 跳-扩散随机波动率模型

由于 GARCH 模型假定资产收益和条件方差

具有相同的扰动项,波动率的不确定性仅仅来自于资产收益,不能很好的刻画波动率与资产收益的相关性,即“杠杆效应”。连续时间随机波动率模型对时变波动率进行建模,其收益率和波动率包含两个扰动项;该模型将波动率看作是一个不可观测的潜在变量,更加符合实际金融时间序列的性质。特别地,跳-扩散随机波动率模型能够捕捉到价格发生较大变化的情形。

假设资产价格服从跳-扩散随机波动率模型

$$dY_t = \mu dt + \sqrt{V_t} dW_t^y + \xi^y dN_t^y \tag{1}$$

$$dV_t = \kappa(\theta - V_t) + \sigma_v \sqrt{V_t} dW_t^v + \xi^v dN_t^v$$

其中 Y_t 表示资产价格的对数, W_t^y 和 W_t^v 为标准布朗运动,其相关系数 ρ 反映收益率和波动率之间的相关性,若估计值为负数,则波动率具有“杠杆效应”。 N_t^y 和 N_t^v 是强度分别为 λ_y 和 λ_v 的泊松过程, ξ^y 和 ξ^v 分别为收益率和波动率的跳跃幅度。 κ 表示波动率连续部分向长期平均水平的回归速度, κ 越大表明回归速度越快, $1 - \kappa$ 表示波动率的持久性特征。

该模型包含几种特殊形式。当 $\lambda_y = \lambda_v = 0$ 时, (1)式退化为 Heston^[22]平方根随机波动率模型,记为 SV 模型;当 $\lambda_v = 0$ 时,即只有收益率带跳跃过程, (1)式退化为 Bates^[23],记为 SVJ 模型;当收益率和波动率同时带跳跃过程, N_t^y 和 N_t^v 为相互独立的泊松过程时,假设跳跃幅度 ξ^v 和 ξ^y 分别服从分布 $\exp(\mu_v)$ 和 $N(\mu_y, \sigma_y^2)$, (1)式退化为 Duffie 等^[24],记为 SVIJ 模型;若收益率和波动率同时带跳跃过程,且满足 $N_t^y = N_t^v$, ξ^v 和 $\xi^y | \xi^v$ 分别服从分布 $\exp(\mu_v)$ 和 $N(\mu_y + \rho_j \xi^v, \sigma_y^2)$,跳跃幅度的相关性为 ρ_j , (1)式退化为 Eraker 等^[25]的模型,记为 SVCJ 模型。

假设波动率的跳跃幅度服从指数分布能够刻画波动率出现异常值的情形,并且保证波动率取值为正。在 SV 模型和 SVJ 模型中,由于波动率不包含跳跃过程, θ 表示波动率的长期平均水平,满足 $\bar{V} = E(V_t) = \theta$;而在 SVCJ 模型中, θ 仅仅表示波动率的连续部分,波动率总的长期平均水平为 $\bar{V} = E(V_t) = \theta + \mu_v \lambda / \kappa$,计算如下。

首先对(1)式的随机偏微分方程积分,得:

$$E(V_t) = E(V_0) + E\left(\int_0^t \kappa(\theta - V_s) ds\right) + E\left(\int_0^t \sigma_v \sqrt{V_s} dW_s^v\right) + E\left(\sum_{j=1}^{N_t^v} \xi_j^v\right)$$

根据布朗运动的随机积分为零,由 Fubini 定理:

$$\bar{V} = \bar{V} + \kappa(\theta - \bar{V})t + E\left(\sum_{j=1}^{\infty} 1_{(N_j^v \leq j)} \xi_j^v\right)$$

其中 $\bar{V} = E(V_t) = E(V_0)$ 。根据 ξ^v 和 N_j^v 的分布假设得 $E(\xi_j^v) = \mu_v$, $E\left(\sum_{j=1}^{\infty} 1_{(N_j^v \leq j)} \xi_j^v\right) = \mu_v \lambda t$, 整理即得。

由于 V_t 为收益率的瞬时波动率, \bar{V} 即为瞬时波动率的平均值。总波动率由瞬时波动率 \bar{V} 和跳跃产生的波动率 \bar{V}_J 两部分组成, 即 $\bar{V}_T = \bar{V} + \bar{V}_J$, 其中 \bar{V}_T 表示总的波动, \bar{V}_J 表示跳跃波动。在 SV 模型中 $\bar{V}_T = \bar{V}$; 在 SVCJ 模型中 $\bar{V}_J = (\mu_y^2 + 2\mu_y\mu_v\rho_J + \rho_J^2\mu_v^2 + \sigma_y^2)\lambda$; 由于 SVJ 模型是 SVCJ 模型的特殊形式, SVJ 模型的跳跃波动为 $\bar{V}_J = (\mu_y^2 + \sigma_y^2)\lambda$ 。

2.2 MCMC 估计方法

贝叶斯统计推断综合待估参数的先验信息与样本信息, 根据贝叶斯定理计算后验分布, 然后根据后验分布推断未知参数。因此, 基于贝叶斯统计推断的马尔可夫链蒙特卡罗 (Markov Chain Monte Carlo, 简称 MCMC) 模拟方法为随机波动率模型的估计提供了切实可行的路径。其基本思路是首先构造一个服从平稳分布的马尔可夫链从中抽样, 然后基于这些抽样做各种统计推断。经过合理的定义和实施, MCMC 总能得到一条或几条收敛的马尔可夫链, 该马尔可夫链的极限分布即为所需要的后验分布。

用 MCMC 方法估计跳-扩散随机波动率模型时, 需要将连续时间模型做离散化处理, 采用 Eraker 等^[25] 的 Euler 离散化方程, 形式如下

$$\begin{aligned} Y_{(t+1)\Delta} - Y_{t\Delta} &= \mu\Delta + \sqrt{V_{t\Delta}}\varepsilon_{(t+1)\Delta}^y + \xi_{(t+1)\Delta}^y J_{(t+1)\Delta}^y \\ V_{(t+1)\Delta} - V_{t\Delta} &= \kappa(\theta - V_{t\Delta})\Delta + \\ &\sigma_V \sqrt{V_{t\Delta}}\varepsilon_{(t+1)\Delta}^v + \xi_{(t+1)\Delta}^v J_{(t+1)\Delta}^v \end{aligned}$$

其中 Δ 为时间间隔, ρ 为 $\varepsilon_{(t+1)\Delta}^y$ 与 $\varepsilon_{(t+1)\Delta}^v$ 的相关系数, $J_{(t+1)\Delta}^k$ 为 1 时表示跳跃发生, 否则为 0, $k = y$ 或 v ; 跳跃发生的概率分别为 $\lambda_y\Delta$ 和 $\lambda_v\Delta$, $\xi_{(t+1)\Delta}^y$ 、 $\xi_{(t+1)\Delta}^v$ 分别表示收益率和波动率的跳跃幅度, 与连续时间模型所定义分布相同。

本文选取日数据时间间隔为 $\Delta = 1$ 。若待估参数用集合 Θ 表示, 隐含状态变量用集合 Ω 表示, 则 $\Theta = \{\mu, \kappa, \theta, \sigma_v, \rho, \rho_J, \sigma_y, \mu_v, \mu_y, \lambda\}$, $\Omega = \{V, J, \xi^y, \xi^v\}$ 。随机变量 Y 的后验分布同时包含待估参数和隐含状态变量的信息, 表示为 $P(\Theta, \Omega | Y) \propto P(Y | \Theta, \Omega)P(\Theta, \Omega)$, 其中 $P(\Theta, \Omega)$ 是待估参数和状态变

量的联合先验分布, $P(Y | \Theta, \Omega)$ 表示给定参数取值时变量 Y 的条件概率分布, 称为似然函数。有关随机波动率模型 MCMC 估计的具体理论和方法参考 Johannes 和 Polson^[26]、Spiegelhalte 等^[27]。

3 数据的统计分析

3.1 样本数据的选取

本文选取沪深 300 指数日收盘价样本区间为 2008/4/16~2012/4/26, 将其分为股指期货上市之前和上市之后两段, 分别为 2008/4/10~2010/4/15、2010/4/16~2012/4/26, 样本容量均为 492。沪深 300 股指期货样本区间为 2010/4/16~2012/4/26, 通过选取主力合约日收盘价得到一条连续序列, 样本容量为 492。其中沪深 300 指数收盘价来源于 Yahoo! Finance, 沪深 300 股指期货收盘价来自中国金融期货交易所网站。

3.2 结构突变检验

由于 2008 年全球金融危机导致指数波动较大, 为了避免这段样本影响实证结果, 本文对沪深 300 指数和股指期货价格进行结构突变检验, 并根据结构突变点将样本缩放到更短的时间内。

采用 Bai 和 Perron^[28-29] 结构突变检测方法, 通过检验价格序列的均值是否随时间发生显著改变来判断序列是否发生结构突变。首先对各变量进行 F-检验和广义波动函数检验, 发现数据存在结构突变现象, 然后采用 Bai 和 Perron^[29] 提出的同时寻找多个结构断点的全局最小化残差平方和方法找到具体突变日期。假设允许的最大结构突变次数为 5, 分别计算序列发生 1 至 5 次结构突变的 BIC 和 RSS 值, 并通过 BIC 准则确定最优断点数目和发生时间, 检测结果见表 1。

结果显示, 指数和股指期货对数价格均值在样本期内均具有结构突变特征, 且在样本期内发生频率较高, 其中指数突变次数达到 5 次, 股指期货存在 4 次显著突变, 这表明两个序列的变化都不是平稳的; 其次, 股指期货上市首日, 沪深 300 指数发生显著的结构突变。选取与股指期货同样本期的指数, 其结构突变与股指期货具有同步性。股指期货推出之前, 选取指数价格离 2010 年 4 月 16 日最近的显著断点 2009/6/23 为分界点, 子样本周期为 2009/6/23~2010/4/15; 股指期货推出后, 指数发生结构突变日期 2011/9/1 与本文样本终止日期相差较近, 估计结果差别不大, 因此选取 2010/11/25 为分段点, 子样本周期为 2010/4/16~2010/11/25。

表 1 结构突变检验结果

	最优断点数	断点时间
沪深 300 指数(2008/4/10~2012/4/26)	5	2008/11/13 2009/6/23 2010/4/16 2010/11/25 2011/9/1
股指期货(2010/4/16~2012/4/26)	4	2010/9/30 2011/4/22 2011/8/5 2011/11/24

表 2 描述性统计分析

统计量	指数收益率				股指期货收益率	
	股指期货推出之前		股指期货推出之后			
	2008/4/10 ~2010/4/15	2009/6/23 ~2010/4/15	2010/4/16 ~2010/11/25	2010/4/16 ~2012/4/26	2010/4/16 ~2010/11/25	2010/4/16 ~2012/4/26
样本数	491	199	147	491	147	491
平均值	-0.0205	0.0485	-0.0275	-0.0496	-0.0385	-0.0526
最大值	8.9309	5.4206	3.7110	4.7843	5.3872	5.5972
最小值	-8.4560	-7.3713	-6.4164	-6.4164	-6.6015	-6.6015
标准差	2.4242	1.8623	1.7777	1.4793	1.9098	1.5256
偏度	-0.1587	-0.7510	-0.7144	-0.3118	-0.4385	-0.1267
峰度	1.3266	1.8421	1.4415	1.4046	1.4518	2.0107

表 2 给出了沪深 300 指数与股指期货收益率的描述性统计。股指期货收益率均值为负数,指数收益率均值除 2009/6/23~2010/4/15 为正外,其它时间段均值都是负数;股指期货和指数收益率均表现为左偏和厚尾特征。同一时段股指期货收益率的标准差稍高于指数收益率的标准差,说明股指期货波动更大;股指期货上市后指数收益率的波动低于上市之前;随着样本期增加,股指期货和指数收益率的波动逐渐降低。

4 估计方法及结果分析

4.1 估计方法

本文选取的股指期货样本容量较小,采用传统的估计方法容易丢失信息,而 MCMC 方法采用蒙特卡洛抽样估计参数,能够克服样本容量较小的问题。本文基于 MCMC 方法分别估计 SV、SVJ 和 SVCJ 模型,通过比较不同时期参数估计结果的变化来分析股指期货推出前后指数波动率的变化,并与股指期货的波动率特征作比较。Eraker 等^[25]证明基于日数据估计离散化的跳-扩散随机波动率模型时,离散化误差较小,可以忽略不计。

由于原始收益率的数值太小,直接估计得到 κ 的取值高于预期水平。因此,首先将收益率转化为百分比形式。待估参数先验分布的选择参考 Eraker 等^[25]。另外,为了验证参数估计的稳健性,按照 Meyer 和 Yu^[30]关于对数随机波动率模型参数先验分布的设定重新估计模型,结果发现参数估计值并未随着先验分布的改变而发生显著的变化。

首先,检验参数的收敛性,WinBUGS 采用

Gelman-Rubint(简称 GR)统计量来判定参数收敛性。具体思路为,输入多组初始值进行迭代,对每一个估计参数形成多条马氏链,当模型参数实现收敛时,马氏链的轨迹趋于重合,判定标准为 GR 统计量随着迭代次数的增加趋于 1。本文通过 Gibbs 抽样进行 20000 次迭代,为保证估计参数的收敛性,将前面的 10000 次抽样舍弃,用后面 10000 次迭代抽样计算参数的后验均值和标准误差。估计参数的 GR 统计量随着迭代次数的增加都趋近于 1,表明 Gibbs 抽样达到收敛,从而保证参数估计的准确性。为节省篇幅,GR 统计量收敛性诊断图未列出。表 3、表 4 和表 5 分别给出了通过 MCMC 方法估计的 SV、SVJ 以及 SVCJ 模型参数的后验均值和标准差。

通过 MCMC 方法对离散化模型估计的参数和瞬时波动率都是以日为单位,在讨论波动率时转化为年化波动率更为直观。其中,连续波动、总波动均以百分比的形式表示,计算公式为 $\sqrt{252 \times \bar{V}}$ 和 $\sqrt{252 \times \bar{V}_T}$ 。跳跃波动在总波动率中所占比重为 $\bar{V}_J / (V + \bar{V}_J)$ 。平均跳跃幅度在 SVJ 模型中为 μ_y , 在 SVCJ 模型中为 $\mu_y + \rho_J \mu_v$ 。

4.2 估计结果分析

4.2.1 指数连续波动特征

由表 3 和表 4,三个模型估计的参数 κ 、 θ 、 σ_v 及 ρ 表现出相似的变化趋势。首先以 SVJ 模型为例来分析参数在不同样本期的表现。

(1)波动率向均值回归速度

参数 κ 表示波动率连续部分向长期平均水平的回归速度。股指期货上市之前,两年样本估计的 κ

为 0.0366,十个月样本得到 κ 为 0.0511,表明越临近股指期货上市,指数波动向均值回归速度越快,波动的持久性特征越低;股指期货上市之后, κ 的估计值分别为 0.0695 和 0.0728,表明交易时间越长 κ 越

大,股指期货交易进一步加快了指数波动率向均值回归的速度。由于受到 2008 年金融危机的影响,采用上市之前两年样本时,指数连续波动向均值回归速度较慢;随着全球金融市场的恢复和股指期货上

表 3 沪深 300 指数估计结果(股指期货上市前)

	SV		SVJ		SVCJ	
	2008/4/10 ~2010/4/15	2009/6/23 ~2010/4/15	2008/4/10 ~2010/4/15	2009/6/23 ~2010/4/15	2008/4/10 ~2010/4/15	2009/6/23 ~2010/4/15
μ	0.0568 (0.7528)	0.0991 (1.1162)	0.1038 (1.3783)	0.0753 (1.2306)	0.1323* (1.7093)	0.1193 (1.3030)
κ	0.0326*** (2.9326)	0.0483** (2.1263)	0.0366*** (3.0123)	0.0511*** (2.0976)	0.0346*** (2.9948)	0.0713** (2.0198)
θ	5.5170*** (2.7850)	3.5970*** (0.7505)	4.9960*** (3.3666)	3.2580 (0.8137)	1.9520 (1.2902)	1.8010 (1.3400)
σ_v	0.3899*** (6.2948)	0.3368*** (4.2899)	0.4199*** (6.4560)	0.3385*** (3.9287)	0.3184*** (4.6775)	0.3166*** (3.6483)
ρ	-0.4967*** (-4.3342)	-0.2887 (-1.3840)	-0.5024*** (-4.0451)	-0.3465* (-1.6665)	-0.6082*** (-4.1544)	-0.5876** (-2.3896)
ρ_J					-0.6349 (-1.2729)	-0.2237 (-0.4278)
σ_y			2.5150*** (5.1463)	2.0350*** (4.8766)	2.2340*** (5.0383)	2.0910*** (4.9940)
μ_v					1.4910*** (4.1188)	1.7790*** (3.9393)
μ_y			-0.0196 (-0.1970)	-0.0049 (-0.0489)	-0.0177 (-0.1765)	-0.0108 (-0.1070)
λ			0.0744* (1.7386)	0.0479 (1.5080)	0.1096** (2.3494)	0.0829* (1.7769)

注:***、**和*分别代表在1%、5%和10%的显著性水平上显著,以下皆同。

表 4 沪深 300 指数估计结果(股指期货上市后)

	SV		SVJ		SVCJ	
	2010/4/16 ~2010/11/25	2010/4/16 ~2012/4/26	2010/4/16 ~2010/11/25	2010/4/16 ~2012/4/26	2010/4/16 ~2010/11/25	2010/4/16 ~2012/4/26
μ	0.0218 (0.2186)	-0.0354 (-0.6054)	0.0452 (0.4771)	-0.0232 (-0.4042)	0.0456 (0.4610)	-0.0247 (-0.4260)
κ	0.0509** (1.9941)	0.0750*** (2.6699)	0.0695* (1.8996)	0.0728** (2.0744)	0.0710** (2.1137)	0.0880** (3.0841)
θ	3.9080 (0.8116)	2.1510*** (7.4275)	2.2240 (0.9533)	1.7810*** (2.9808)	2.0670 (1.0919)	1.4920*** (4.5851)
σ_v	0.2457*** (4.1978)	0.2187*** (4.8471)	0.1102** (2.0250)	0.1395*** (2.6316)	0.2247*** (3.6318)	0.2030*** (4.2522)
ρ	-0.2581 (-0.8702)	-0.3451* (-1.7616)	-0.3651 (-0.7920)	-0.4488* (-1.7315)	-0.2445 (-0.6306)	-0.5413** (-2.3983)
ρ_J					-0.2456 (-0.4872)	-0.2682 (-0.5599)
σ_y			2.4990*** (4.8713)	2.1520*** (5.5010)	2.3180*** (4.2878)	2.0880*** (5.2462)
μ_v					1.9320*** (4.2350)	2.0200*** (4.4849)
μ_y			-0.0163 (-0.1649)	-0.0224 (-0.2264)	-0.0131 (-0.1320)	-0.0178 (-0.1784)
λ			0.0931** (2.1137)	0.0815** (2.0143)	0.0728* (1.9027)	0.0629** (2.0219)

市的临近,连续波动回归均值速度逐渐加快。股指期货上市交易一段时间后其价格发现功能逐步显现,引导指数向均衡水平回归,指数波动逐渐趋于理性,加快了波动率向长期均值水平的回归速度。

(2) 长期平均连续波动率

在 SV 和 SVJ 模型,参数 θ 中表示波动率的长期平均水平。股指期货上市前估计值分别为 4.9960 和 3.2580,上市后估计值分别为 2.2240 和 1.7810。年化长期平均波动率依次为 35.48%、28.65%、23.67% 和 21.19% (表 6)。可以看出,指数波动率连续部分呈现出逐渐降低的趋势,这与基于样本标准差计算的波动率长期水平变化趋势相同。参数 σ_0 表示波动率自身的波动性,股指期货上市前估计值较大,分别为 0.4199 和 0.3385,指数波动率的波动性大;上市交易后, σ_0 估计值分别为 0.1102 和 0.1395,指数波动率的波动性明显降低。随着股指期货交易机制逐渐完善和投资者经验的丰富,特别是后期机构投资者参与比例增加,市场中套利和套期保值交易增加。投资者结构的改善和交易方式的转变降低了现货市场的连续波动。

因此,从波动率的连续部分来看,股指期货上市交易确实起到了稳定股票现货市场的作用。将股指期货上市后前几个月指数价格的下跌单纯的归因于股指期货交易是不正确的,指数价格下跌是市场中各种宏观因素综合作用的结果。

(3) 波动率与收益率的相关性

参数 ρ 表示收益率与波动率的相关性。股指期货推出前,指数收益率对应的 ρ 分别为 -0.5024 和 -0.3465,并且显著不为零,说明沪深 300 指数存在“杠杆效应”;股指期货推出后,第一段较短样本估计的 ρ 不显著,两年样本的估计值为 -0.4488,显著不为零,但是稍低于上市前两年样本的估计值,说明股指期货推出后短期内指数现货市场不存在“杠杆效应”,随着期货交易时间延长,股票市场重新显现出“杠杆效应”。

实证研究表明西方成熟股票市场存在“杠杆效应”,“坏消息”比“好消息”更能加剧股市波动,但是已有关于我国股市波动率的研究却发现“好消息”对市场波动的影响大于“坏消息”,正向冲击更易加剧股市波动^[31-32]。朱钧钧和谢识予^[33]研究发现,中国股市的高波动状态一般是收益率为正(即牛市,指数上升期)的时期,波动率对正向冲击反应较为敏感,负向冲击难加剧股市波动;但是在低波动状态(即收益率为负,熊市,指数下降期),波动率对负向

冲击反应更大。因此,中国股市收到正向冲击波动更大的结论实际上指的是高波动状态时的情形。

本文研究发现沪深 300 指数存在“杠杆效应”,负向冲击对指数波动率的影响更大;股指期货上市后,指数波动率的“杠杆效应”出现短暂的消失,长期来看存在“杠杆效应”,稍微有所降低。这一结论应该与选择的样本期有关,股指期货上市的前后两年,指数收益率均值为负数,说明股市在大多数时刻处于下降期。首先,股指期货上市前,由于市场缺乏卖空机制,“坏消息”出现时部分投资者抛售股票,引起股市波动加剧;“好消息”出现时投资者担心股市会进一步下跌,一般不会交易;其次,股指期货上市后短期内,由于投资者对这一新的交易产品不熟悉,市场处于观望状态,对市场“坏消息”反应较小,因此未表现出显著的“杠杆效应”;长期来看,股指期货交易不能完全改变现货市场对新消息的反应方式,并且由于投资者准入门槛较高,还有一部分股市投资者无法从事股指期货交易,现货市场仍然存在“杠杆效应”。再次,做空交易机制的引入使得“坏消息”出现时一部分投资者可以通过股指期货市场对冲股票市场风险,部分投资者根据对股市的预期在期货市场上交易,可以分流一部分股市资金,其交易行为不会对股市产生直接影响,有利于降低股市波动率。因此,长期来看股票市场的“杠杆效应”有所降低。

4.2.2 股指期货连续波动特征

由表 5,SVJ 模型和 SVCJ 模型均显示,在 2010/4/16~2010/11/25 期间期货连续波动向均值回归的速度低于指数同期连续波动的回归速度,但是在 2010/4/16~2012/4/26 期间的回归速度高于指数回归速度,也明显高于较短样本的回归速度,说明随着交易时间增加,期货波动率回归速度加快,甚至超过指数的回归速度。

股指期货长期平均波动在上市初期较高,并且明显高于指数长期平均波动;随着样本期增加期货长期平均波动率显著降低,与指数表现一致,但是同期的期货市场连续波动高于指数连续波动。股指期货在 2010/4/16~2010/11/25 期间同样不存在“杠杆效应”;但是 2010/4/16~2012/4/26 样本估计的绝对值低于指数同期估计结果,说明期货市场的双向交易机制有助于降低“坏消息”对波动率的影响。

4.2.3 指数跳跃波动特征

指数平均跳跃幅度均为负值,说明现货市场发生较大的向下跳跃更多,市场中负向冲击对指数价格影响更大。从 SVJ 模型估计结果来看,沪深 300

表 5 沪深 300 股指期货估计结果

	SV		SVJ		SVCJ	
	2010/4/16 ~2010/11/25	2010/4/16 ~2012/4/26	2010/4/16 ~2010/11/25	2010/4/16 ~2012/4/26	2010/4/16 ~2010/11/25	2010/4/16 ~2012/4/26
μ	0.0166 (0.1641)	-0.0441 (-0.7729)	0.0117 (0.1173)	-0.0607 (-1.1646)	0.0153 (0.1536)	-0.0598 (-1.0884)
κ	0.0406* (1.8539)	0.0637** (2.3305)	0.0557* (1.8650)	0.0899*** (3.0320)	0.0634* (1.7006)	0.1152** (3.3992)
θ	5.0030 (0.6713)	2.2930*** (4.3560)	4.5460 (0.4016)	1.9810*** (4.6590)	2.2180 (0.4342)	1.5670*** (3.8596)
σ_v	0.2586*** (3.4697)	0.2802*** (4.5281)	0.4669*** (5.8545)	0.3921*** (7.9021)	0.2380*** (3.6899)	0.3860*** (7.9489)
ρ	-0.2244 (-0.7253)	-0.2842 (-1.5763)	-0.0883 (-0.2879)	-0.4019** (-2.1344)	-0.1049 (-0.2332)	-0.4575** (-2.1744)
ρ^J					-0.0808 (-0.1647)	0.0533 (0.1124)
σ_y			2.2300*** (4.4914)	2.0790*** (6.2677)	2.3380*** (4.4652)	2.1490*** (5.6154)
μ_v					1.9510*** (4.4432)	2.0150*** (4.6269)
μ_y			-0.0038 (-0.0381)	-0.0003 (-0.0029)	-0.0030 (-0.0308)	-0.0010 (0.0101)
λ			0.0685 (1.5792)	0.0946** (2.1032)	0.0876* (1.7260)	0.0851*** (2.0820)

指数在上市前后两年的跳跃强度 λ 分别为 0.0744 和 0.0815, 年平均跳跃次数约为 19 和 21 次 ($\lambda \times 252$)。指数平均跳跃次数在股指期货上市后增加; 但是, SVCJ 模型结果显示, 跳跃强度 λ 分别为 0.1096 和 0.0629, 指数平均跳跃次数在期货上市后减少。这一现象可能是由于 SVCJ 模型波动率包含跳跃过程, 收益率较大的变动能够通过波动率的跳跃过程分担一部分, 反映在收益率自身的跳跃次数有所降低。因此, 需要综合考虑跳跃幅度, 即跳跃波动在总波动中所占比重的变化。

股指期货上市后指数跳跃波动在总波动中所占比重较高, 即使在波动率中加上跳跃, 仍然显示出比上市之前稍高的比重 (SVCJ 模型中上市前两年为 8.86%, 上市后两年为 9.10%)。另外, 2008/4/10~2010/4/15 期间发生金融危机, 指数收益率本身具有较高的跳跃波动。因此, 股指期货上市并没有显著降低现货市场的跳跃波动。但是, 随着股指期货交易时间增加, 指数平均跳跃次数降低, 跳跃波动所占比重降低, 如 SVJ 模型中 λ 从 0.0931 变为 0.0815, μ_y 从 -0.0131 变为 -0.0178, 跳跃波动所占比重从 20.73% 变为 17.50%。

4.2.4 股指期货跳跃波动特征

股指期货上市初期平均跳跃幅度为负, 两年样本结果为正, 说明后期股指期货价格发生了较多向

上的跳跃。股指期货在 2010/4/20~2012/4/17 期间平均跳跃次数高于相同时期指数平均跳跃次数 (SVJ 模型中 λ 为 0.0946, SVCJ 模型中 λ 为 0.0629)。在第一段样本跳跃波动在总波动中所占比重较低, 在两年的样本中较高 (SVJ 模型为 17.11%, SVCJ 模型为 11.41%)。因此, 与指数相比, 股指期货平均跳跃幅度较低 (但绝对跳跃幅度要高于指数)、平均跳跃次数较高、跳跃波动占比在上市初期低于指数, 后期增大。

因此, 股指期货上市对现货市场波动的稳定效果主要体现在指数波动率的连续部分, 指数波动率的跳跃部分并没有出现特别明显的好转。指数价格更多的与市场基本面状况有关, 指数跳跃波动更多来自市场不可预期的因素。这也是本文区别于已有研究之处^[7-8,16]。

另外, 图 1-8 给出了基于 SVJ 模型估计的股指期货和指数连续波动、跳跃概率及跳跃大小。通过对图的观察进一步验证了以上结论, 随着股指期货上市时间的增加, 指数连续波动有所降低, 指数跳跃概率和跳跃大小没有显著减小。

4.2.5 模型比较分析

DIC (deviance information criterion) 准则作为比较两类模型拟合效果的评价标准, 在模型复杂程度与拟合程度之间提供权衡^[27]。结果显示, SVJ 模

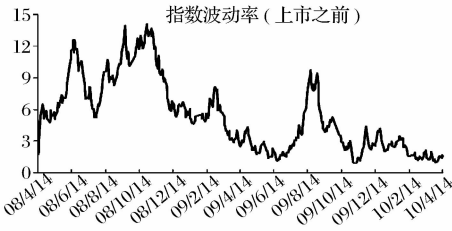


图 1 沪深 300 指数瞬时波动率(股指期货上市前)

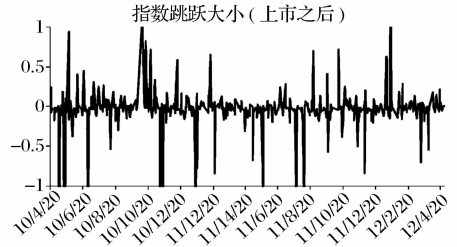


图 6 沪深 300 指数跳跃大小(股指期货上市后)

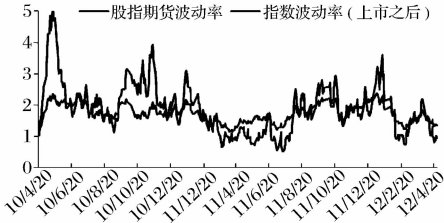


图 2 股指期货与指数瞬时波动率(股指期货上市后)

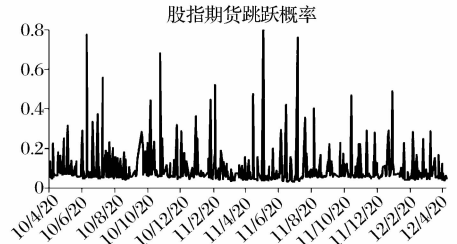


图 7 沪深 300 股指期货跳跃概率

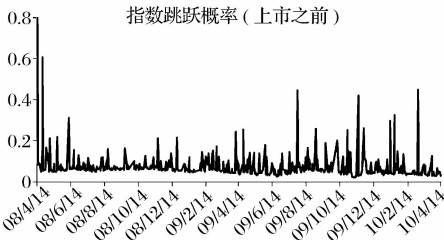


图 3 沪深 300 指数跳跃概率(股指期货上市前)

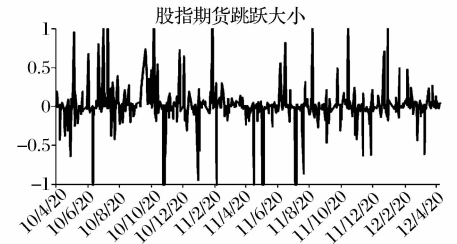


图 8 沪深 300 股指期货跳跃大小

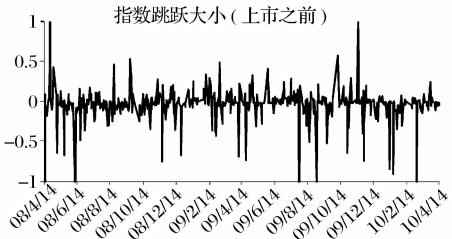


图 4 沪深 300 指数跳跃大小(股指期货上市前)

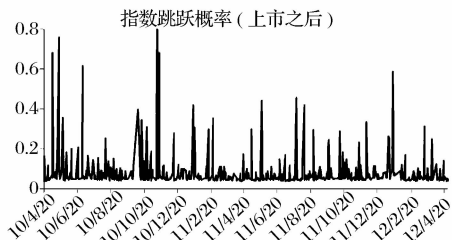


图 5 沪深 300 指数跳跃概率(股指期货上市后)

SV 模型对应值。因此,SV 模型实际上低估了连续波动向均值的回归速度和“杠杆效应”;(2) SVJ、SVCJ 模型估计的 θ 和 σ 值低于 SV 模型的对应值,这是由于 SVJ、SVCJ 模型同时包含连续波动和跳跃波动,跳跃能解释一部分收益率的波动,而 SV 模型由于忽略了收益率的跳跃部分,导致连续波动被高估,这与 Eraker 等^[25]关于成熟市场的结论一致;(3) SVJ 模型的长期平均波动率与样本波动率比较接近,SVCJ 模型的长期平均波动率大多高于样本波动率。这说明 SVCJ 模型对数据的拟合稍微过度,收益率和波动率同时带跳跃过程的 SVCJ 模型更适用于市场发生剧烈波动的情形。

5 结语

沪深 300 股指期货推出之际恰逢国内房地产调控、欧洲主权债务危机、美股下跌等一系列事件,在国内外复杂的宏观经济形势下,股指期货上市之后不到三个月的时间里股市大跌,不仅股指期货引导股票价格变化的预期没有出现,股指期货还一度被

型对数据的拟合效果更好。另外,本文进行以下说明:(1)比较表 3 和表 4,除上市初期 ρ 不显著外,相同时期采用 SVJ、SVCJ 模型估计的 κ 和 ρ 均高于

质疑加剧了股票市场波动。在此背景下,本文探讨了沪深 300 股指期货上市前后现货市场连续波动和跳跃波动的变化。根据结构突变选取股指期货上市前后样本和各两年的数据,并采用 MCMC 方法估计跳-扩散随机波动模型。

本文所得主要结论如下:(1)股指期货上市交易后,指数波动率连续部分向均值回归速度加快,并呈现出逐渐降低的趋势;同时期的股指期货连续波动高于指数连续波动;(2)股指期货上市初期两个市场都不存在显著的“杠杆效应”,随着样本期的增加,两个市场重新表现出“杠杆效应”,但是股指期货市场受到负向冲击时反应稍微小些;(3)股指期货上市后,指数跳跃波动在总波动中所占比重仍然较高,随着交易时间增加,指数平均跳跃次数和跳跃波动所占比重在逐渐降低。随着交易时间更长,指数跳跃波动所占比重有可能会进一步降低。

总之,作为股票市场的稳定器,沪深 300 股指期货上市确实起到了稳定股票现货市场的作用。股指期货推出短时间内现货市场波动增大,长期来看股指期货对现货市场的波动起到减缓的作用。但是,这一稳定效果主要体现在指数波动率的连续部分,指数波动率的跳跃波动并未出现显著降低。当然,由于股指期货具有高投机性和高杠杆性,将来可能会现对现货波动产生较大冲击的情形。因此,充分认识到股指期货市场过度投机到导致股市波动加大,不断引入机构投资者、建立投资者适当性管理制度、培育成熟的股指期货投资人,完善市场结构,仍然是监管者需要做的工作。

参考文献:

- [1] Damodaran A. Index futures and stock market volatility [J]. *Review of Futures Markets*, 1990, 9 (2): 442—457.
- [2] Antoniou A, Holmes P. Futures trading, information and spot price volatility: Evidence for the FTSE-100 stock index futures contract using GARCH [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1995, 19 (1): 117—129.
- [3] Chang E C, Cheng J W, Pinegar M J. Does futures trading increase stock market volatility: The case of the NISLEI stock index futures markets [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1999, 23 (5): 727—753.
- [4] Bae S C, Kwon T H, Park J W. Futures trading, spot market volatility, and market efficiency: The case of the Korean index futures markets [J]. *Journal of Futures Markets*, 2004, 24 (12): 1195—1228.
- [5] McMillan D, Garcia R. Efficiency of the IBEX spot-futures basis: The impact of the mini-futures [J]. *Journal of Futures Markets*, 2008, 28 (4): 398—415.
- [6] Zhong M, Darrat A F, Otero R. Price discovery and volatility spillovers in index futures markets: some evidence from Mexico [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2004, 28 (12): 3037—3054.
- [7] 杨阳, 万迪昉. 股指期货真的能稳定市场吗[J]. *金融研究*, 2010, (12): 146—158.
- [8] 张孝岩, 沈中华. 股指期货推出对中国股票市场波动性的影响研究——基于沪深 300 股指期货高频数据的实证分析[J]. *投资研究*, 2011, (10): 112—122.
- [9] McKenzie M D, Brailsford T J, Faff R W. New insights into the impact of the introduction of futures trading on stock price volatility [J]. *Journal of Futures Markets*, 2001, 21 (3): 237—255.
- [10] Drimbetas E, Sariannidis N, Porfiris N. The effect of derivatives trading on volatility of the underlying asset: Evidence from the Greek stock market [J]. *Applied Financial Economics*, 2007, 17 (2): 139—148.
- [11] Bohl M T, Salm C A, Wilfling M. Do individual index futures investors destabilize the underlying spot market [J]. *Journal of Futures Markets*, 2011, 31 (1): 81—101.
- [12] 史美景, 邱长溶. 股指期货对现货市场的信息传递效应分析[J]. *当代经济科学*, 2007, 29(4): 27—31.
- [13] 张丹, 杨朝军. 股指期货对现货市场波动性与信息定价效率的影响——来自印度的经验证据[J]. *上海交通大学学报*, 2009, (9): 1398—1402.
- [14] 涂志勇, 郭明. 股指期货推出对现货市场价格影响的理论分析[J]. *金融研究*, 2008, (10): 104—116.
- [15] 郇金梁, 雷曜, 李树憬. 市场深度、流动性和波动率: 沪深 300 股票指数期货启动对现货市场的影响[J]. *金融研究*, 2012, (6): 124—138.
- [16] Chen Haiqiang, Han Qian, Li Yingxing, et al. Does index futures trading reduce volatility in the Chinese stock market? A panel data evaluation approach [J]. *Journal of Futures Markets*, 2013, 33 (12): 1167—1190.
- [17] Edwards F R. Does futures trading increase stock market volatility [J]. *Financial Analysts Journal*, 1988, 44 (1): 63—69.
- [18] Darrat A F, Rahman S. Has futures trading activity caused stock price volatility [J]. *Journal of Futures Markets*, 1995, 15 (5): 537—557.
- [19] Rahman, S. The introduction of derivatives on the Dow Jones Industrial Average and their impact on the volatility of component stocks [J]. *Journal of Futures Mar-*

- kets, 2001, 21 (7): 633—653.
- [20] Antoniou A, Holmes P, Priestley R. The effects of stock index futures trading on stock index volatility: an analysis of the asymmetric response of volatility to news [J]. *Journal of Futures Markets*, 1998, 18 (2): 151—166.
- [21] Antoniou A, Koutmos G, Pericli A. Index futures and positive feedback trading: Evidence from major stock exchanges [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2005, 12 (2): 219—238.
- [22] Heston S. A closed-form solution for options with stochastic volatility with applications to bond and currency options [J]. *Review of Financial Studies*, 1993, 6 (2): 327—343.
- [23] Bates D. Jumps and stochastic volatility: Exchange rate processes implicit in Deutsche market options [J]. *Review of Financial Studies*, 1996, 9 (1): 69—107.
- [24] Duffie D, Pan J, Singleton K. Transform analysis and asset pricing for affine jump-diffusions [J]. *Econometrica*, 2000, 68 (6): 1343—1376.
- [25] Eraker B, Johannes M, Polson N. The impact of jumps in volatility and returns [J]. *Journal of Finance*, 2003, 58 (3): 1269—1300.
- [26] Johannes M, Polson N. MCMC methods for continuous-time financial econometrics [M]. *Handbook of Financial Econometrics*. New York: Elsevier, 2006.
- [27] Spiegelhalter D J, Thomas A, Best N, Lunn D. WinBUGS version 1.4 users manual [M]. MRC Biostatistics Unit, Cambridge, 2003.
- [28] Bai J, Perron P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes [J]. *Econometrica*, 1998, 66 (1): 47—78.
- [29] Bai J, Perron P. Computation and analysis of multiple structural change models [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2003, 18 (1): 1—22.
- [30] Meyer R, Yu J. BUGS for a bayesian analysis of stochastic volatility models [J]. *The Econometrics Journal*, 2000, 3 (2): 198—215.
- [31] 陈浪南, 黄杰鲲. 中国股票市场波动非对称性的实证研究[J]. *金融研究*, 2002, (5): 63—73.
- [32] 陆蓉, 徐龙炳. 中国股票市场政策信息的不平衡反应研究[J]. *经济学季刊*, 2004, (1): 319—330.
- [33] 朱钧钧, 谢识予. 中国股市波动率的双重不对称性及其解释——基于 MS_TGARCH 模型的 MCMC 估计和分析[J]. *金融研究*, 2011, (3): 134—148.

The Impact of CSI 300 Index Futures on the Continuous Volatility and Jump Volatility of the Cash Market in China

QIAO Gao-xiu¹ LIU Qiang² ZHANG Mao-jun^{1,3}

(1. Shanghai Advanced Institute of Finance, Shanghai Jiao Tong University, Shanghai 200030, China;

2. School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;

3. School of Mathematics and Computing Science, Guilin University of Electronic Technology, Guilin 541004, China.)

Abstract: The impact of CSI 300 index futures on the volatility of cash market is examined in this paper by using jump diffusion stochastic volatility models. The parameters are estimated in terms of MCMC method, the volatility and jump features of cash market before index futures is listed are compared with those of cash market after index futures, and are also compared with that of futures market. It is found that index futures do have stabilizing effect for cash market, but it mainly happens in continuous part of index volatility. Continuous volatility of index accelerates its mean reversion speed with the decreasing trend, and the leverage effect of index begins to appear with the time evolving although there is no leverage effect at the beginning. The proportion for jump volatility of index is high, but jump size and jump proportion appears to be decreasing.

Key words: CSI 300 stock index futures; continuous volatility; jump volatility; MCMC method