



Effect of IC500 Future to the Index

Yu Liao

Economy, Shanghai University, Shanghai, China

Email address:

plumeliao@163.com

To cite this article:

Yu Liao. Effect of IC500 Future to the Index. *Science Innovation*. Vol. 4, No. 4, 2016, pp. 216-220. doi: 10.11648/j.si.20160404.18

Received: September 20, 2016; **Accepted:** October 12, 2016; **Published:** October 19, 2016

Abstract: This paper uses EGARCH model and VaR test method to study the effect of IC500 future to the ic500 index. The data used are divided for three periods: before, after and the whole period. After study, We figured out that IC500 future made the market more stable. The information spread faster so that the stock market can be more fair.

Keywords: Stock Index Future, Stock Market, EGARCH Model

中证500股指期货对现货的影响

廖羽

经济学院, 上海大学, 上海, 中国

邮箱

plumeliao@163.com

摘要: 本文采用修正的EGARCH模型与VaR方法检验中证500股指期货的推出对中国股票市场波动性所产生的影响, 采用的数据为中证500指数, 样本数据分为股指期货推出前, 股指期货推出后, 以及全体数据三个时期。经过实证研究, 本文发现发现股指期货推出后, 在一定程度上使得市场的信息传递更加迅速, 变得更加公开透明。

关键词: 股指期货, 股票市场, EGARCH模型

1. 引言

随着股票市场的不断发展以及外部环境不断复杂化, 股价的波动越来越剧烈, 导致股票市场的风险越来越大。投资者们亟需一种可以规避风险的投资工具, 股指期货应运而生。在最近几十年内, 股指期货已经在世界各个股票市场发挥着举足轻重的作用。20世纪80年代初股指期货推出以来, 由于其具有流动性好、交易成本低、可以卖空、高杠杆率等一系列特点, 很快成为世界各国投资者对冲系统性风险的一个重要工具。目前, 中国有三种股指期货在交易, 分别是沪深300股指期货, 上证50股指期货和中证500股指期货。中国沪深300指数期货于2010年4月16日中国金融期货交易所正式开始交易, 而上证50股指期货和中

证500股指期货则在2015年4月16日正式上市交易。其中, 中证500指数在上证500指数期货推出后, 半个月由7705.46点上涨至8469.67点, 涨幅达到9.92%, 但是在随后的4个交易日内狂跌至7903.48, 最后又经历了一周的疯涨一度达到8909.58点, 与5月15日收于8742.89点, 短短一个月经历了一次大跌两次大涨。这引起了市场的担忧, 人们认为中国股市还不成熟, 投机者大量存在, 股指期货的推出会加剧股票市场的风险, 即所谓的股指期货“助长助跌”效应。但另一方面, 这段时间的市场本来就不稳定, 因此, 将市场的波荡简单地归为股指期货很难令人信服。因此有必要研究股指期货对现货市场到底有怎样的影响。

对股指期货与股票市场波动性的研究, 学术界一直存在着争议。一种观点认为市场是非理性的, 尤其是股指期货市场采用保证金交易制度, 存在众多的投机者, 增大了

股市价格变动的不稳定性,对现货市场有“助长助跌”的效应。另一种观点认为股指期货可以通过套期保值来减少股市的不确定性,通过加快信息的传递来稳定股票市场。因此,针对这两种观点,有必要通过经济计量方法进一步分析。

2. 相关文献综述

对股指期货地控告中,比较有名地就是1987年美国发生股灾时,美国政府发表地《布雷迪报告》。这份报告指出导致股灾发生的罪魁祸首就是股指期货,随后便制定了一系列限制股指期货发展的条例。通过对股灾的分析,大多数学者反对《布雷迪报告》。Santoni (1987) 研究了1975-1982年间的S&P500指数,研究表明股指期货推出后指数的方差没有大的变化,同时日波幅率下降[1]。Edwards (1988) 对S&P500与ValueLine指数期货推出前后进行实证分析,研究表明期货的推出并没有加剧股市的波动性[2]。Bessembinder, Seguin (1992) 构建自回归分布滞后模型对S&P500日收益率,现货与期货两市的交易量等数据进行分析,结果表明股指期货的引入降低了市场的波动性[3]。Antonios, Phil Holmes (1995) 使用GARCH(1, 1)及其修正模型研究了FTSE-100股指期货在其推出前后对现货市场波动率的研究,结果表明股指期货推出后增大了现货市场的价格波动,同时现货市场的价格波动受新信息的影响显著商上升,受旧信息的影响显著下降[4]。Rericli Andreas, Gregory Koutmos (1997) 利用EGARCH模型分析了股指期货推出效应,研究表明,股指期货推出后,日收益率的非条件方差显著上升,其条件方差对前一期干扰项(即新信息)变得不敏感且可预测[5]。

在国内,也有许多学者对期货市场与现货市场之间的关系问题进行了大量的研究。李华,程婧(2006)基于日经255指数对辉期货的推出效应进行了实证分析,研究表明日本股指期货的推出对现货市场影响不大[6]。刘玉生,杨继(2007)对各国股指期货推出前后进行比较分析,研究表明股指期货对于股票市场的发展而言是个利大于弊的外因,中国应积极引入股指期货,但同时要做好风险防范工作[7]。徐志勇,郭明(2008)设计了一个由完全理性的策略交易者、有限理性的趋势交易者、提供市场出清的流动性交易者和从事无风险套利的套利者构成的多期多市场的决策模型,研究表明股指期货的推出对现货市场的短期效应由市场跟风行为的强弱决定。由于中国股市具有很强的跟风倾向,因此该文预测股指推出前会抬高大盘,推出后会压低大盘[8]。刘凤根,王晓芳(2008)以日本、韩国以及台湾地区的期货指数为研究对象,应用GARCH模型对股指期货额推出与股指的波动性进行分析,研究表明日韩两国股指期货的推出加剧了股指的波动性,但这种影响仅限于短期内。对于台湾地区,股指期货的推出对股指现货市场的波动性无影响[9]。张宗成,王郢(2009)以香港恒生股指期货为研究对象,应用EC-EGARCH模型,研究表明香港股市与期市之间存在引导关系,两市各自的波动性对消息的反应具有不对称性,并且两市存在不对称的溢出效应[10]。严敏,巴曙松,吴博(2009)应

用向量误差修正模型、公共因子模型等方法对股指期货市场与现货市场进行分析,研究认为两个市场不存在显著的非对称双向波动溢出效应[11]。邢天才,张阁(2010)基于沪深300仿真指数期货数据对沪深300指数的影响进行分析,研究表明股指期货的推出对现货市场的波动性没有较大影响,但增大了非对称效应[12]。蔡敬梅,强林飞,周海鹏(2013)采用沪深300指数为样本,运用EGARCH模型与VaR方法检验股指期货的推出对中国股票市场波动性影响,研究表明股指期货推出的短期与中期,市场对信息的反应比较混乱,从长期来看,股指期货的推出加速的信息的传递速度并且弱化了非对称性效应,并没有加大股市的波动性[13]。

3. 理论模型

计量经济学中,大多数的统计工具都是用来建随机变量的条件均值模型,而在本文中,我们想要研究的是变量的波动性,即建立变量的条件方差或变量波动性模型。

金融产品例如股票,其波动率的一个特殊性是它不能被直接观测,只能研究它的在资产收益率序列中表现出的一些特征。

自回归条件异方差模型 (autoregressive conditional heteroskedasticity model, ARCH模型)是由Engle, R. (1982)提出来的[14],并由Bollerslev, T. (1986)进一步研究发展成GARCH模型 (generalized ARCH model),即广义自回归条件异方差模型。这些模型被广泛应用于金融时间序列分析当中。

3.1. GARCH模型

ARCH模型是用来刻画预测误差的条件方差中可能存在的某种相关性的,其主要思想是扰动项的条件方差在一定程度上由其之前的值决定。比如ARCH(1)模型就是时刻 t 的条件方差 σ_t^2 依赖于时刻 $(t-1)$ 的扰动项的大小。

其中,这些扰动项虽然不独立,但至少也是序列不相关的。然后我们假设扰动项的不独立性可以用其值的二次函数来表示。

而Bollerslev提出GARCH模型相对于ARCH模型来说,更加适合用来刻画每日股价报酬行为,这一点已经被很多文献所证实。由于本文的研究目的式要检验股指期货推出前后是否对股市的波动性产生影响。因此,还要对GARCH模型进行一点补充,即对条件方差方程添加虚拟变量 D 用来描述股指期货是否加入的状态。当样本是来自股指期货推出前的时间段时(2015年4月16日以前,不含当日),设定 $D=0$;当样本来自股指期货推出后的时间段时, $D=1$,我们希望,引入虚拟变量后,由于样本之间的区分更加明确,这样能够使得结论更加直观。

一般的GARCH模型具体如下:

条件均值方程为:

$$r_t = c_1 + \sum_{i=1}^R \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^M \phi_j r_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = u_t \sqrt{h_t} \quad (2)$$

条件方差方程为:

$$h_t = k + \sum_{i=1}^q G_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^p A_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3)$$

其中 h_t 为条件方差, u_t 为服从标准正态分布的独立同分布的随机变量,并且, h_t 与 u_t 相互独立。

在式(3)中我们引入虚拟变量及其参数,建立修正的GARCH模型。当修正的GARCH模型的参数 $\phi=0$,则说明股指期货推出与否对现货市场的波动性毫无影响;而当参数 $\phi<0$ 时,则说明股指期货的推出在一定程度上降低了现货市场的波动性;当参数 $\phi>0$,则说明股指期货的推出反而增加了现货市场的波动性。

3.2. EGARCH模型

接下来,我们使用了EGARCH模型来反映非对称性的冲击和波动性对市场指数收益率的冲击。

EGARCH模型为:

$$\ln \sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \left[\frac{|\varepsilon_{t-j}|}{\sigma_{t-j}} - E \left\{ \frac{|\varepsilon_{t-j}|}{\sigma_{t-j}} \right\} \right] + \sum_{j=1}^q \xi_j \left[\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right] \quad (4)$$

当 $\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} > 0$,代表好消息;当 $\frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} < 0$,代表坏消息。

当 $\xi_j = 0$,表示市场对消息的冲击具有对称性。

当 $\xi_j < 0$,表示坏消息的冲击引起了市场波动性强于好消息,即具有杠杆效应。

3.3. 基于EGARCH模型的VaR

最后本文还将计算出基于EGARCH模型的VaR(Value at Risk),VaR的含义是在险价值,即指在一定置信水平下,某一金融资产在一定时间内的最大可能损失。设在给定置信水平 c 下,有:

$$Prob(R < R_{min}) = 1 - c \quad (5)$$

其中 R 为金融资产的收益率, R_{min} 为在给定的置信水平下的最小收益率;假设期望的收益率为 u ,期初时金融资产的价值为 P_0 ,则期末时,金融资产的价值为 $P = P_0 \times (1 + R)$ 。在给定置信水平 c 下,金融资产的最小价值 $P_{min} = P_0(1 + R_{min})$,故我们可以得到以下式子:

$$VaR = E(P) - P_{min} = -P_0(R_{min} - u) \quad (6)$$

如果想要计算VaR,我们就只要找出最小收益率 R_{min} 即可。

假定收益率分布的概率密度函数为 $f(R)$,则有:

$$1 - c = \int_{-\infty}^{R_{min}} f(R) dR \quad (7)$$

由于正太分布是一种最保守的收益率分布概率密度函数,所以我们一般假设收益率服从正态分布,即 $R \sim (u, \sigma^2)$ 。将其转换为标准正态分布,令 $w = (R - u)/\sigma$,则 w 服从均值为0,方差为1的标准正太分布,即 $w \sim (0,1)$,再令 $-a = (R_{min} - u)/\sigma$,可以推出:

$$1 - c = \int_{-\infty}^{R_{min}} f(R) dR = \int_{-\infty}^{-a} \varphi(w) dw \quad (8)$$

其中 $\varphi(w)$ 为标准正太随机变量密度函数,通过查标准正态分布表,得到对应的标准正态分布下分为 a ,将 $-a = (R_{min} - u)/\sigma$ 带入式(5),可以得到:

$$VaR = P_0 \times a \times \sigma \quad (9)$$

4. 实证分析

本文选取了2014年4月16日至2016年4月16日中证500指数的每日收盘价作为研究对。数据的划分按照推出股指期货推出前一年,推出后一年以及全体时期划分为三组。其中,股指期货推出前有244个数据,股指期货推出后有246个数据,全体时期一共490个数据。

然后对这些数据取对数收益率,即 $R_t \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$,这是因为对数收益率具有更容易处理的统计性质。不过这样处理后的数据就是从2014年4月17日开始,对结果影响不大。进行对数收益率的统计特征检验,平均值为0.000946,中间值为0.004366,最大值为0.063926,最小值为-0.089262,标准差为0.024326,偏度为-1.108659,峰度为5.479540,J-B检验统计值为225.4415,显著为正态分布的概率为0。

接下来我们对序列进行平稳性检验。这里我们采用Augmented Dickey-Fuller(ADF)检验

表1 对数收益率的平稳性检验表。

推出前		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-14.5164	0.0000
TestCritical values:	1% level	-3.45729	
	5% level	-2.87329	
	10% level	-2.57311	
推出后		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-13.8325	0.0000
TestCritical values:	1% level	-3.45695	
	5% level	-2.87314	
	10% level	-2.57303	
所有时期		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-19.7088	0.0000
TestCritical values:	1% level	-3.44352	
	5% level	-2.86724	
	10% level	-2.56987	

由上表可知,各时间序列的P值均小于1%的置信度,因此各时间序列都是平稳的,所以不需要进行差分就可以进行相关的ARCH族建模。

建立GARCH族模型需要通过内生变量的滞后值进行回归,从而估计出全部内生变量的动态关系。对于GARCH族模型来说,要先确定最为合适的滞后阶数,该阶数不宜过大,否则一方面会导致自由度大量减少,直接影响模型参数估计量的有效性,另一方面会导致计算量急剧放大。为了选择最为合适的滞后阶数,一般采用AIC、SC最小准则以确定各时期合适的滞后阶数,详细结果见表2。

因此,股指期货推出前,推出后,全部时期的滞后阶数的选择都为是1。

在每组数据最适自回归滞后阶数确定的情况下，需要对各组数据进行模型检验以确定最适合的模型形式。同样，本文通过AIC、SC最小准则，确定股指期货推出前，推出后，全部时期最适合的模型形式分别为：EGARCH(3, 1)、EGARCH(1, 1)、EGARCH(3, 1)，且各自回归结果良好。

最后，本文将各组数据分别带入其合适的模型中，计算得到各参数的估计值与P值，见表3。

模型（4）中k代表系统中原本就存在的不确定性，a表示波动的传递性效果的系数，即前几日市场有关的价格变化对今日指数价格变化的影响效果的传递速度。当a越大时，表示信息转换成未来波动性的速度越快，反之则速度越慢。从表3中的估计结果可以看出，当在引入期货市场后，a系数逐渐增大，表示新的信息对股价变化的影响速度在加快，表示市场的对信息的传播更加迅速，一旦有新的信息加入，价格会立刻反映。

γ 为 $\ln\sigma_{t-1}^2$ 的系数，因为 γ 表示的是本期的条件方差与前几期的条件方差的相关系数，因此可以说明过去的旧消息对于未来波动性的影响效果，即 γ 衡量了波动性的持续性效果。当 γ 越大时，表示股指期货现在的波动与过去的关联程度较高。

表2 对数收益率的平稳性检验表。

滞后期	1		2	
	AIC	SC	AIC	SC
推出前	-7.20717	-7.17993	-7.20463	-7.16377
推出后	-6.58406	-6.52851	-6.56186	-6.47853
全部时期	-7.02285	-7.00118	-7.01909	-6.98657
滞后期	3		4	
	AIC	SC	AIC	SC
推出前	-7.218674	-7.16419	-7.21105	-7.14296
推出后	-6.55259	-6.44149	-6.55591	-6.41703
全部时期	-7.032321	-6.98896	-7.02879	-6.97459
滞后期	5		6	
	AIC	SC	AIC	SC
推出前	-7.20720	-7.12548	-7.20237	-7.10704
推出后	-6.56388	-6.39723	-6.54885	-6.35442
全部时期	-7.03102	-6.96598	-7.03138	-6.95550

表3 实证回归结果。

项目	推出前 参数值	P值	推出后 参数值	P值	全部时期 参数值	P值
c	0.0014	0.0023	0.0012	0.129	0.00135	0.000
R	0.0548	0.411	0.1423	0.249	0.06694	0.268
k	-4.3818	0.002	-13.999	0.000	-4.71809	0.003
α_1	0.0035	0.983	0.3157	0.342	0.16337	0.209
α_2	-0.1813	0.210			-0.18234	0.202
α_3	0.3429	0.006			0.38283	0.001
ξ	-0.3527	0.000	0.1768	0.219	-0.15736	0.004
γ	0.5816	0.000	-0.4419	0.239	0.55270	0.000
ϕ					0.08482	0.494

从实证结果可以看出，股指期货推出后的 $\Sigma \gamma$ 与股指期货推出前有明显的降低，这说明股指期货推出后，现货市场的波动与过去的关系不如之前紧密了，这与本文预计的结果相符，即当引入期货市场后，由于信息的传输速度加快，使得新信息能够快速取代旧信息，从而旧信息对市场的影响变小，反映在模型中就是 $\Sigma \gamma$ 下降了。

ξ 系数代表股市的不对称效应，当 $\xi=0$ 的时候，表示市场对消息的冲击具有对称性；当 $\xi<0$ ，表示坏消息的冲击引起的市场波动性强于好消息，即具有杠杆效应。从实证估计的结果来看，在股指期货推出前， ξ 为负，取值为-0.352704，表明股市存在明显的不对称效应，表示市场对坏消息反应比较剧烈，这是引起市场剧烈震荡的原因之一。而当股指期货推出后，从整体上看， ξ 取值变为0.176826，表明市场趋于乐观。毕竟股指期货推出后，市场多了一种相对方便的对冲工具，大多数机构的持仓都进行了对冲，使其对坏消息不再有过激反应。 ϕ 很小并且不是很显著，表明股指期货推出后对股票市场的波动性并无影响，这一点有待研究。

通过上述结论看可知，股指期货推出后，市场对坏信息的反应没有之前那么激烈了，这表明市场更加理性，另一方面，市场对信息的反应加速了，这是由于股指期货的加入，多了一种直观反应市场情况的标的，投资者对信息的反应会直接地表现在四种到期日地合约上，信息交流更加通常。但是由于市场还是刚刚开始接受股指期货，所以波动性的变化并没有特别明显。从长期来看，股指期货的推出应该会较好地消除市场的系统性风险，从而使A股市场更加成熟。

此外，根据得到的条件方差方程，我们可以计算出条件方差地估计值，再对其开方，得到的条件标准差地估计值，最后而利用公式 $VaR = Z_{\alpha} \times \delta_t \times P_{t-1}$ 计算出每日VaR均值，其中选取 $\alpha=0.05$ ， $Z_{\alpha}=1.65$ 。得到股指期货推出前，推出后，整体的VaR均值分别是18.72878，17.79795，16.98112，方差分别为4.77272，4.081521，4.14296。

由结果可知，股指期货推出后，中证500指数的每日VaR均值呈现减小地趋势，同时VaR的方差也在减少，这表明股指期货的推出减少了现货市场地风险，并降低了其波动性。

5. 结论及建议

本文使用修正的EGARCH模型与VaR方法初步研究了中证500股指期货的推出对中国股票市场波动性所产生的影响，经过一系列地实证分析，主要得出了得出如下结论：

首先修正的EGARCH模型表明，从股指期货推出后，市场对信息的传递和反应更加迅速，对旧信息的舍弃更加迅速，使得市场能够更快地反应标的价值地变化，并使市场更加透明。

另一方面，市场弱化了不对称效应，即对坏信息地反应不如以前剧烈，而且并没有明显的证据表明市场的波动性增强了。

VaR分析表明，股指期货的推出降低了现货市场地风险，使得市场更加稳定，成熟。

股指期货作为一种在全球范围内广泛存在的投资衍生工具，是投资者规避风险的有效工具，得到了广大投资者的重视。随着我国衍生工具知识的不断普及。其社会影响也将越来越大。因此有必要对股指期货进行有效监管。

从微观上看，有资本市场自身的制度建设和专业认知等技术原因，包括但不限于：第一、杠杆的过度、无序因

用和金融产品监管不完善导致监管层难以实时监测、量化股票市场的风险状况,是本次异常波动的最重要原因;第二、市场机制多空不协调导致积累了大量风险,同时对金融衍生品和套利对冲等金融工具运用不力,阻碍了股票市场自身功能的正常发挥;第三、交易机制方面的设计缺陷加剧了本次股票市场异动的幅度;第四、投资者结构散户化问题突出,投资理念偏短视,价值投资理念弱化,羊群效应明显;第五、新股发行制度、上市公司行为规范等方面存在一些漏洞。另外,媒体言论成为牛市思维助推器,未在舆论监督和市场净化中发挥应有的作用。

本文认为,股指期货使用保证金制度,具有很强的杠杆效应,对投资者的风险教育十分重要。杠杆的过度、无序应用和金融产品监管不完善会诱使投资者过度暴露风险,从而增大整个市场的风险,这也是现在主要认为导致 2015 年股票市场崩盘的原因之一。

其次,中国股市应该尽快完善做空机制,改变现在的只有上涨能挣钱,下跌不行的问题。这样不利于市场对价格的自动调整。在现行的中国交易制度中,做多相对简单易行,而做空,比如融资容易融券则非常困难,融资规模占融资融券余额的比例不足1%。在国外成熟市场上,这一比例至少占到30%以上,这样的单边机制,造成了市场容易急涨,而急涨之后迟早伴随急跌。股指期货面对这种情况很难很好地发挥风险管理的功能,投资者难以有效对冲现货市场未来的价格波动风险。在股票市场上,股票的波动是常情,如果要有做空制约机制,就会减少剧烈的上和剧烈的下,会减少波动的幅度。

最后,加强监管,完善法律制度,减少内幕交易,让信息更加自由流通,市场更加透明,才能充分发挥市场的自我调节机制。

参考文献

- [1] Santoni G J. The Great Bull Markets 1924-29 and 1982-87: Speculative Bubbles or Economic Fundamentals? [R]. Federal Reserve Bank of St. Louis, 1987
- [2] Edwards F R. Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility [J]. Financial Analysts Journal, 1988(44)
- [3] Bessembinder H, Seguin P J. Futures Trading Activity And Stock Price Volatility [J]. Journal of Finance, 1992(47)
- [4] Antoniou Antonios, Phil Holmes. Futures Trading, Information and Spot Price Volatility: Evidence for the FTS-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH [J]. Journal of Banking & Finance, 1995(19)
- [5] Pericli Andress, Gregory Koutmos. Index Futures and Options and Stock Market Volatility [J]. Journal of Futures Markets, 1997(8)
- [6] 李华, 陈婧. 股指期货推出对股票市场波动性的影响研究: 来自日本的证据[J]. 金融与经济, 2006 (2)
- [7] 刘玉生, 杨继. 股指期货推出对股票市场的影响探析[J]. 宏观经济研究, 2007 (11)
- [8] 徐志勇, 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)
- [9] 刘凤根, 王晓芳. 股指期货与股票市场波动性关系的实证研究[J]. 财贸研究, 2008 (3)
- [10] 张宗成, 往郢. 股指期货波动溢出效应的实证研究——来自双变量EC-EGARCH模型的证据[J]. 华中科技大学学报, 2009 (4)
- [11] 严敏, 巴曙松, 吴博. 我国股指期货市场的价格发现与波动溢出效应[J]. 系统工程, 2009
- [12] 邢天才, 张阁. 中国股指期货对现货市场联动效应的实证研究——基于沪深300仿真指数期货数据的分析[J]. 财经问题研究, (4)
- [13] 蔡敬梅, 强林飞, 周海鹏. 中国股指期货与股票市场波动性关系的实证分析[J]. 统计与信息论坛, 2013 (1)
- [14] Engle, Robert F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K[J]. Inflation. Econometrica, 1982, 50: 987-1008
- [15] Bollerslev, Tim. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. [J] Journal of Econometrics, 1986, 31: 307-327