

股指期货与现货市场的风险溢出研究

周爱民 韩 菲

内容提要:本文采用偏 t 分布的 GARCH-时变 Copula-CoVaR 模型测度了内地和香港两地股票现货和期货四个市场两两间的风险溢出大小,以此来分析两地股指期货和现货市场在极端风险情况下的联动关系。结果表明,所考察的市场中任意两个市场间均存在双向的风险溢出效应,且沪深 300 股指期货和恒指期货间的风险溢出要明显强于沪深 300 指数和恒生指数间的溢出。另外,内地金融市场(股票现货和期货市场)对香港地区金融市场(股票现货和期货市场)的风险溢出要弱于反方向的溢出。值得注意的是,在所考察的市场中,恒指期货对沪深 300 指数的风险溢出程度最高,也就是说,沪深 300 指数受恒指期货的风险冲击最大,一旦恒指期货发生风险事件,沪深 300 指数发生风险的概率会大幅上升。长期来看,沪深 300 股指期货对沪深 300 指数的溢出明显强于反方向的溢出,但在 2015 年 9 月实施对期指的最严限令后,情况发生了反转。本文的研究结论对监管机构、交易所和投资者防范市场风险有重要的现实意义。

关键词:股指期货 风险溢出 时变 Copula CoVaR

作者简介:周爱民,南开大学金融学院教授、博士生导师,中国特色社会主义经济建设协同创新中心研究员,300350;

韩 菲,南开大学金融学院博士研究生,300350。

中图分类号:F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2017)08-0052-14

一、引言

从 2010 年 4 月 16 日上市至今,沪深 300 股指期货市场已发展了近 7 年的时间。然而,自推出以来,沪深 300 股指期货就备受争议,尤其在每次股票现货市场有大的波动时,矛头总会指向股指期货市场。经历了 2015 年 6 月的股灾,8 月的暴跌,人们更加认为股指期货市场的做空交易是造成 2015 年股灾的重要原因,为了打击股指期货市场的投机行为,中金所推出了最严限令。

2015 年 9 月 2 日,中金所称自 9 月 7 日起,沪深 300 期指的日内开仓量限制为 10 手。而在 2015 年 8 月 26 日前,这一限制还是 5000 手。另外,平今仓的手续费标准也从 8 月 26 日前的万分之零点二五,变为万分之二十三。非套期保值的保证金从 10% 提高到 40%。在此次最严限令下,2016 年沪深 300 股指期货成交量同比下降 98.48%,成交额同比下降 98.83%。

2017年2月16日,中金所称将有序放宽期指的日内开仓限制、下调保证金比例和手续费,这是继2015年9月对期指实施最严限令后的首次松绑。规定称,从2017年2月17日起,将股指期货日内开仓交易量限制从10手调整为20手;平今仓交易手续费标准调整为成交金额的万分之九点二,非套保持仓交易保证金比例降为20%。

虽然此次调整相对于2015年9月的最严限令有所放宽,但与2015年8月26日之前的监管标准相比,此次松绑幅度并不大。那么,限制股指期货市场的交易是否真的降低了股票现货市场的风险?沪深300股指期货与沪深300指数间的风险溢出情况如何?由于内地和香港的特殊联系,沪深300指数期货和现货市场是否会受到恒指期货和现货的影响?对这些问题的思考可以帮助我们了解股指期货与现货市场的联动关系,对监管部门、交易所和投资者进行风险管理有重要意义。

二、文献综述

国外学者对股指期货与现货市场之间关系的研究起步较早。Kawaller等(1987)分析了S&P500指数期货与现货价格的领先滞后关系,发现期货价格有更强的引导性。Antoniou等(2003)研究发现,美国、法国、德国的股指期货市场对现货市场有明显的价格引导关系。So和Tse(2004)基于双变量GARCH和信息共享模型分析发现恒指期货和恒生指数间存在双向的信息传递效应。Kuo等(2008)利用二元EGARCH模型分析发现,台湾地区的股指期货与现货市场存在双向的波动溢出,且股指期货对股票现货的波动溢出要强于反方向的溢出。Yang等(2012)对沪深300股指期货与现货之间价格引导关系的研究表明,内地股票现货市场对期货市场具有价格引导作用。

由于沪深300股指期货于2010年4月16日才正式上市,因此国内的研究起步较晚,对股指期货市场与现货市场之间的研究主要集中在两个方面:一是侧重于分析股票期货市场及现货市场的价格发现能力。何诚颖等(2011)、陶利斌等(2014)研究发现,沪深300股指期货对信息的反应更灵敏,其价格发现能力明显强于沪深300指数现货。在沪深300股指期货推出5年后,中金所又推出了上证50及中证500股指期货。基于此,李政等(2016)分析了这三种股指期货与相应的股票现货间的价格引导关系,发现大部分时间里三种股指期货都对现货有价格引导作用,但在股灾期间出现股票现货市场的价格贡献超过股指期货的情况。二是侧重于股票期货市场与现货市场间的溢出效应研究。刘庆富、华仁海(2011)基于双变量GARCH、EGARCH等模型分析发现,沪深300指数对沪深300股指期货的波动溢出要大于反方向的溢出。左浩苗等(2012)基于非参数的方法估计了股票期货市场和现货市场的波动和跳跃情况,并分析了两个市场间的波动和跳跃的溢出关系,研究发现,股票期货市场和现货市场间存在双向的波动和信息溢出,并且股指期货的跳跃不会对股票现货的跳跃造成影响。曹海军、朱永行(2012)基于ECM-GARCH-BEKK模型分析指出,沪深300股指期货和沪深300指数在资本流入不同阶段下的波动溢出表现有异。此外,魏振祥等(2012)采用VAR及双变量GARCH模型分析了沪深300股指期货与恒指期货、S&P500股指期货三个市场间的信息传递,发现恒指期货和S&P500股指期货对沪深300股指期货存在单向的波动溢出效应。

通过梳理已有文献,我们发现目前的研究对股指期货市场和现货市场在极端风险情况下的联动关系较少涉及。鉴于此,本文基于 ΔCoVaR 这一指标来测度内地和香港股票期货和现货四个市

场两两间风险溢出效应的大小。本文的特色主要体现在以下两点：一是同时考虑内地和香港两地的股指期货市场和现货市场间的关系，既涉及股指期货市场间的联动关系，也涉及股指期货和现货市场间的关系研究。二是采用偏 t 分布的 GARCH-时变 Copula-CoVaR 模型来测度四个市场间的相互溢出关系，更能把握在极端风险事件发生时，四个市场间的联动情况。

三、模型设计

本文选用 $\Delta CoVaR$ 这一指标来量化内地和香港股票现货和期货市场两两间的风险溢出大小。为求得最终结果，首先需要对边缘分布拟合，本文采用偏 t 分布的 GARCH 模型，更能刻画收益率序列的尖峰厚尾特性。接下来，由边缘分布拟合得到标准化的残差序列，并进行概率积分变换，以此为观测值代入 Copula 函数，选出最优的函数形式，进而明确两个变量间的条件密度函数，即可求得 $CoVaR$ 和 $\Delta CoVaR$ 。

(一) 边缘分布拟合

根据 AIC 准则，本文四个收益率序列的均值方程滞后阶数均为 0 阶，设为如下形式：

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

各收益率序列的方差方程如下：

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} \cdot z_t, h_t = \omega + \alpha \varepsilon_t^2 + \beta h_{t-1} \quad (2)$$

其中， h_t 为 ε_t 的条件方差， $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1$ 。

考虑到金融资产收益率序列通常表现出“尖峰厚尾”的分布特性，与标准正态分布相比，残差项服从偏 t 分布能更准确地刻画金融资产收益率序列的非对称分布情况(王天一、黄卓, 2012)，从而使得对 $CoVaR$ 的计算结果更精确。因此，本文假定 z_t 服从偏 t 分布，其密度函数形式如下：

$$f(z_t; \lambda, \eta) = \begin{cases} bc \left(1 + \frac{1}{\lambda - 2} \left(\frac{bz_t + a}{1 - \eta}\right)^2\right)^{-(\lambda+1)/2} & z_t < -a/b \\ bc \left(1 + \frac{1}{\lambda - 2} \left(\frac{bz_t + a}{1 + \eta}\right)^2\right)^{-(\lambda+1)/2} & z_t \geq -a/b \end{cases} \quad (3)$$

其中， λ 为偏 t 分布的自由度， η 为对称性参数，且 $2 < \lambda < +\infty, -1 < \eta < 1$ 。常数 a, b, c 由以下公式给出： $a = 4\eta c \left(\frac{\lambda - 2}{\lambda - 1}\right), b^2 = 1 + 3\eta^2 - a^2, c = \Gamma\left(\frac{\lambda + 1}{2}\right) / \left(\sqrt{\pi(\lambda - 2)}\Gamma\left(\frac{\lambda}{2}\right)\right)$ 。

由式(3)可看出，偏 t 分布具有很大的灵活性，当 $\eta = 0, \lambda \rightarrow \infty$ 时，偏 t 分布退化为标准正态分布；当 $\eta = 0, \lambda$ 为有限值时，偏 t 分布退化为标准 t 分布。可见，标准正态分布只是偏 t 分布的一种特殊形式。

(二) 相依结构选择——时变 Copula 函数

对于时变 Copula 的函数形式，与静态的形式一致，只是相应参数随时间变化。本文参考 Patton (2006) 给出的定义，对于时变 Gaussian 和时变 Student-t Copula 函数，其参数变化形式如下：

$$\rho_t = \Lambda\left(\varphi_0 + \varphi_1 \rho_{t-1} + \varphi_2 \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q \Phi^{-1}(u_{t-j}) \cdot \Phi^{-1}(v_{t-j})\right) \quad (4)$$

其中， $\Lambda(x) = (1 - e^{-x})(1 + e^{-x})^{-1}$ ，以保证 $\rho_t \in (-1, 1)$ 。 $\Phi^{-1}(x)$ 是标准正态分布的分位数函

数。当把式(4)中的 $\Phi^{-1}(x)$ 用 $t_v^{-1}(x)$ 代替时,即为时变 Student-t Copula。

对于时变 Gumbel 和 Rotated Gumbel 函数,其参数的动态变化服从 ARMA(1, q) 过程:

$$\delta_t = \omega + \beta\delta_{t-1} + \alpha \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q |u_{t-j} - v_{t-j}| \quad (5)$$

时变 SJC Copula 的参数动态变化过程如下:

$$\tau_t^U = \Delta \left(\omega_1 + \beta_1 \theta_{t-1} + \alpha_1 \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q |u_{t-j} - v_{t-j}| \right) \quad \tau_t^L = \Delta \left(\omega_2 + \beta_2 \delta_{t-1} + \alpha_2 \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q |u_{t-j} - v_{t-j}| \right) \quad (6)$$

本文采用 9 种静态 copula 函数和 5 种动态 copula 函数对四个市场的相依结构进行估计,依照 AIC 准则和对数似然值从中选出最优的 copula 函数形式。

(三) 风险溢出测度——CoVaR 模型

根据 Adrian 和 Brunnermeier (2016) 给出的最新定义, $CoVaR_a^{j|C(X^i)}$ 表示以下条件概率分布 $\alpha\%$ 的分位数:

$$\Pr(X^j | C(X^i) \leq CoVaR_a^{j|C(X^i)}) = \alpha\% \quad (7)$$

其中, $C(X^i)$ 表示机构(市场) i 发生的极端风险事件, j 表示不同的金融机构或金融市场, $\alpha\%$ 表示显著性水平。 $CoVaR_a^{j|C(X^i)}$ 为条件风险价值,表示机构(市场) i 发生极端风险事件 $C(X^i)$ 时, j 所面临的风险价值水平。

考虑机构(市场) i 对 j 的溢出风险价值:

$$\Delta CoVaR_a^{j|i} = CoVaR_a^{j|X^i = VaR_a^i} - CoVaR_a^{j|X^i = VaR_{50}^i} \quad (8)$$

通常情况下,认为机构(市场) i 发生的极端风险事件为 $\{X^i = VaR_a^i\}$,并简化 $CoVaR_a^{j|X^i = VaR_a^i}$ 为 $CoVaR_a^{j|i}$ 。可以看出, $\Delta CoVaR_a^{j|i}$ 量化了 i 对 j 的风险溢出的大小。

(四) 计算风险溢出强度 $\Delta CoVaR$

根据 Sklar (1959) 定理,记 Copula 函数 C 的密度函数为 $c: c(u, v) = \partial^2 C(u, v) / \partial u \partial v$,则由 Copula 密度函数可以很容易得到随机变量 X, Y 的联合密度函数:

$$f_{XY}(x, y) = c(u, v) f_X(x) f_Y(y) \quad (9)$$

其中, $f_X(x)$ 和 $f_Y(y)$ 分别为 X 和 Y 的边缘密度函数。

要求 $CoVaR$, 需要知道相关变量的条件密度函数,由式(9)可以得到:

$$f_{Y|X}(y | x) = \frac{f_{XY}(x, y)}{f_X(x)} = \frac{c(u, v) f_X(x) f_Y(y)}{f_X(x)} = c(u, v) f_Y(y) \quad (10)$$

由于各收益率序列均为残差序列的单调递增函数,而 Copula 函数的性质告诉我们,在单调递增的变换下, Copula 函数保持不变,所以在以下计算过程中,各收益率序列可以用残差序列 $z_{i,t}$ 来代替,由此将收益率序列间的研究转化为相应的残差序列间的研究。

由式(10),收益率序列 X^j 在 X^i 给定的条件下,其条件分布函数为:

$$F_{X^j|X^i}(X_j | X_i) = \int_{-\infty}^{x_j} c(t_{\lambda_j, \eta_j}(x_j), t_{\lambda_i, \eta_i}(x_i)) t_{\lambda_j, \eta_j}(x_j) dx_j \quad (11)$$

其中, $t_{\lambda, \eta}(x_i)$ 为序列 X^i 的边缘分布函数, 在本文即指自由度为 λ_i 、对称性参数为 η_i 的偏 t 分布的分布函数。

进一步, 当 X^i 在显著性水平 $\alpha\%$ 的风险价值水平给定时, 即上式中 $t_{\lambda, \eta}(x_i) = \alpha\%$, 令式(11)等于 $\alpha\%$, 即:

$$\int_{-\infty}^{x_j} c(t_{\lambda_j, \eta_j}(x_j), \alpha\%) t_{\lambda_j, \eta_j}(x_j) dx_j = \alpha\% \quad (12)$$

则可解得 x_j , 由此可求得式 $CoVaR_{\alpha}^{j|i}$ 式。再令显著性水平为 50%, 代入式(12), 即可求得 $CoVaR_{\alpha}^{j|X^i = VaR_{\alpha}^i}$, 根据公式(8), 得到 $\Delta CoVaR$ 。

另外, 显著性水平 $\alpha\%$ 下的无条件风险价值由下式给出:

$$VaR_{\alpha}^i = \mu_{i,t} + \sigma_{i,t} t_{\lambda_i, \eta_i}^{-1}(\alpha\%) \quad (13)$$

四、数据选取与实证分析

(一) 数据选取

本文旨在研究内地和香港的股票现货和期货间的风险溢出程度, 现货市场选用了沪深 300 指数(HS)和香港恒生指数(HSI)的每日收盘价。股指期货方面, 选取沪深 300 指数期货(IF)和恒生指数期货(HSIF)。在期货合约的选择上, 由于当月合约的流动性高, 且成交量最大, 因此选取当月合约为代表性合约, 并且以每日收盘价形成连续股指价格(魏振祥等, 2012)。由于沪深 300 股指期货于 2010 年 4 月 16 日正式上市, 本文选取的样本数据从 2010 年 4 月 19 日到 2017 年 2 月 16 日, 并去除节假日及各个市场交易时间不一致的情况, 最后得到每个市场的观测值为 1598 个。所有市场数据均来自 WIND 数据库。对原数据做如下处理: 各个市场的日度收益率由收盘价的一阶对数差分得到, 即 $r_t = 100 \cdot \ln(p_t/p_{t-1})$, 其中 p_t 为 t 日的收盘价。

(二) 描述性统计

表 1 的描述性统计量显示, 沪深 300 期指收益率的标准差最大, 表明其波动相较于其他市场更大。另外, 内地市场股票现货和期货市场的波动均强于香港市场, 这是由于内地的金融市场起步较晚,

表 1 描述性统计量

序列	沪深 300 指数	恒生指数	沪深 300 期指	恒生期指
均值	0.0014	0.0095	-0.0003	0.0064
标准差	1.6280	1.1929	1.7994	1.2504
偏度	-0.6940	0.0144	-0.5073	-0.1632
峰度	7.7219	6.1763	11.4017	5.8732
J-B 检验	1619.93(0.00)	674.73(0.00)	4789.48(0.00)	559.19(0.00)
Q(10)	34.7(0.00)	13.72(0.19)	23.49(0.01)	7.74(0.65)
ARCH	216.14(0.00)	84.07(0.00)	250.28(0.00)	60.15(0.00)
ADF	-39.06(0.00)	-38.09(0.00)	-38.96(0.00)	-41.21(0.00)
PP	-39.05(0.00)	-38.06(0.00)	-38.95(0.00)	-41.21(0.00)

注: J-B 表示 Jarque-Bera 统计量。Q(10) 是关于收益率序列滞后 10 阶的 Ljung-Box 统计量。ARCH 表示的是 10 阶滞后情况下的 LM 检验。括号内为 p 值。

还存在涨停板的设定,“T+1”的交易机制等尚未完全市场化的交易规则阻碍了信息的传播,加大了市场的波动。另外,内地和香港的期货市场波动明显强于现货,这与期货市场本身的高杠杆和高风险有关。四个收益率序列的偏度系数均异于正态分布的 0 值,峰度系数均大于 3,且 J-B 检验的 p 值均为 0。这表明各收益率序列呈现“尖峰厚尾”的特征,不服从正态分布。Q(10)统计量表明,除沪深 300 指数外,各收益率序列不存在明显的自相关性。ARCH-LM 检验表明,各收益率残差序列具有明显的 ARCH 效应。ADF 检验和 PP 检验都表明各市场收益率序列均为平稳序列。

(三)边缘分布拟合

表 2 给出了各收益率序列边缘分布拟合的结果。可以看出,四个收益率序列 GARCH(1,1)模型的参数估计都非常显著,偏 t 分布的自由度和对称性参数估计结果也很显著。

为考察边缘分布的拟合效果,将偏 t 分布的 GARCH 模型的残差序列标准化,即得到: $z_{i,t} = \epsilon_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$,并通过概率积分转换得到序列 $u_{i,t} = t_{\lambda,\eta}(z_{i,t})$,其中 $t_{\lambda,\eta}$ 表示自由度为 λ ,对称性参数为 η 的偏 t 分布的累积分布函数。由得到的 $u_{i,t}$ 序列做 Q 检验,发现四个收益率序列均接受不存在自相关的原假设,说明变换后的序列相互独立。进一步,对变换后的序列做 K-S 检验,结果表明,偏 t 分布较好地拟合了各市场收益率序列的边缘分布。综上,本文采用偏 t 分布的 GARCH(1,1)模型对四个市场收益率序列有很好的拟合效果。

表 2 GARCH(1,1)模型及偏 t 分布相关参数估计结果

序列	沪深 300 指数	恒生指数	沪深 300 期指	恒生期指
ω	0.018* (1.85)	0.017* (1.79)	0.032* (1.69)	0.017 (1.33)
α	0.054*** (5.25)	0.039*** (3.31)	0.069*** (4.37)	0.043*** (3.62)
β	0.942*** (91.96)	0.947*** (61.21)	0.930*** (59.94)	0.947*** (57.64)
λ	4.205*** (8.51)	7.142*** (5.90)	3.358*** (11.43)	6.458*** (6.16)
η	0.003*** (-7.50)	-0.059** (-2.07)	-0.047 (1.11)	-0.066* (-1.79)
Q(10)	0.66	0.65	0.75	0.95
K-S(p 值)	0.22	0.81	0.44	0.39

注:括号内为 t 值,*、**和*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

(四)时变 Copula 参数估计结果

对边缘分布拟合以后,接下来要选择合适的 Copula 函数来刻画两个变量间的相依结构。本文用 9 种静态 Copula 和 5 种动态 Copula 函数^①对变换后的序列 $u_{i,t}$ 两两进行估计,结果如表 3、表 4 所示。

根据 AIC 准则,沪深 300 指数与恒生指数、恒生指数与沪深 300 期指、恒生指数与恒生期指用

^① 5 种动态 Copula 函数分别为: TVP-Gaussian、TVP-Student-t、TVP-Gumbel、TVP-Rotated Gumbel、TVP-SJC。9 种静态 Copula 函数分别为: Gaussian、Student-t、Gumbel、Rotated Gumbel、SJC、Clayton、Rotated Clayton、Plackett、Frank Copula。

TVP-SJC Copula 的拟合效果最佳,说明它们之间存在非对称的尾部相关,下尾相关性要大于上尾相关性。沪深 300 指数与沪深 300 期指、沪深 300 指数与恒生期指、沪深 300 期指与恒生期指用 TVP-Student-t Copula 的拟合效果最佳,说明它们之间存在对称的尾部相关。总体而言,所考察的四个市场中,任意一个市场的下行必然伴随着另一个市场的下行。

表 3 TVP-SJC Copula 参数估计结果

TVP-SJC	ω_1	α_1	β_1	ω_2	α_2	β_2	AIC
沪深 300 指数与恒生指数	-11.66** (-1.96)	22.16* (1.86)	-5.14 (-1.34)	-3.06*** (-10.00)	0.50 (0.68)	7.53*** (2.88)	-104.07
恒生指数与沪深 300 期指	-13.28*** (-4.53)	24.99*** (3.50)	-1.43 (-0.32)	1.37* (1.69)	-10.34** (-2.52)	-10.19*** (-3.73)	-96.64
恒生指数与恒生期指	0.03 (0.22)	-6.45*** (-10.26)	-0.07 (-0.87)	-2.07*** (-22.05)	0.50*** (2.62)	3.74*** (9.47)	-423.05

注:括号内为 t 值,*、**和*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 4 TVP-Student-t Copula 参数估计结果

TVP-Student-t	φ_0	φ_1	φ_2	ν	AIC	对数似然值
沪深 300 指数与 沪深 300 期指	2.99*** (4.21)	0.42 (0.55)	-0.01 (-1.11)	2.10	-3564.6	-1782.3
沪深 300 指数与恒生期指	1.63*** (6.84)	-0.55 (-1.53)	-0.40*** (-2.99)	29.71	-500.8	-250.41
沪深 300 期指与恒生期指	1.85*** (6.05)	-1.06* (-1.90)	-0.30** (-2.13)	28.04	-504.55	-252.28

注:括号内为 t 值,*、**和*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

(五) 风险溢出程度的计算

1. 各个市场无条件风险价值(VaR)的比较

表 5 给出了 5%的显著性水平下,四个市场的 VaR 水平。平均来看,内地股票现货和期货市场的无条件风险价值要大于香港地区的市场,这主要是由于内地的股票现货和期货市场发展都不成熟,受政策影响较大,且以散户居多的投资群体缺乏专业理性的投资理念,更易引发市场的频繁波动,加大市场的风险。其中,沪深 300 股指期货市场的 VaR 水平要大于沪深 300 指数,沪深 300 股指期货市场本身杠杆更高,参与其中的投资者也有更高的风险偏好程度。另外,期货市场的价格发现能力使其在信息传递过程中处于主导地位,因此风险更大。

表 5 各个市场的 VaR($\alpha=5\%$)

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	平均
沪深 300 指数	-2.68	-2.15	-2.06	-2.27	-1.80	-3.77	-2.16	-1.26	-2.38
恒生指数	-1.85	-2.24	-1.83	-1.69	-1.56	-2.12	-1.84	-1.39	-1.87
沪深 300 股指期货	-2.87	-2.18	-2.05	-2.34	-1.96	-4.43	-2.30	-1.43	-2.55
恒生股指期货	-1.91	-2.33	-1.77	-1.57	-1.44	-2.14	-1.84	-1.21	-1.84

从时间趋势上看,四个市场收益率序列的 VaR 水平在 2015 年均显著上升,沪深 300 指数和沪深 300 期指的无条件风险价值在 2015 年更是达到了最大值。股灾过后,股票现货和期货市场的风险都有所减小。

2. 各市场间风险溢出强度($\Delta CoVaR$)的比较

表 6 给出了内地和香港股票现货和期货市场间 $\Delta CoVaR$ 的两两比较,从平均值来看,恒生股指期货对沪深 300 股指期货的风险溢出程度最大。这表明沪深 300 股指期货受恒指期货的影响最大,一旦恒指期货发生极端风险事件,沪深 300 股指期货发生风险的概率会显著提升。而沪深 300 股指期货对恒生指数的风险溢出最小,说明内地股指期货市场的影响有限,受交易制度及政策环境的影响,即使沪深 300 股指期货市场发生风险,对香港股票现货市场的冲击也较小。

表 6 HS、HSI、IF 和 HSIF 两两市场间的 $\Delta CoVaR(\alpha=5\%)$

年度	同类型市场				同地区市场				跨市场跨地区			
	现货市场		期货市场		内地		香港					
	HS →HSI	HSI →HS	IF →HSIF	HSIF →IF	HS →IF	IF →HS	HSI →HSIF	HSIF →HSI	HS →HSIF	HSIF →HS	HSI →IF	IF →HSI
2010	-0.82	-1.37	-1.63	-3.27	-1.25	-2.90	-1.34	-1.27	-1.65	-2.99	-1.48	-0.73
2011	-0.99	-1.11	-1.95	-2.50	-0.92	-2.30	-1.62	-1.52	-2.02	-2.41	-1.13	-0.89
2012	-0.84	-1.09	-1.50	-2.38	-0.87	-2.21	-1.24	-1.25	-1.53	-2.35	-1.05	-0.71
2013	-0.76	-1.17	-1.34	-2.70	-1.00	-2.45	-1.09	-1.14	-1.38	-2.58	-1.21	-0.66
2014	-0.72	-0.96	-1.22	-2.30	-0.84	-1.93	-1.03	-1.08	-1.24	-2.10	-0.95	-0.57
2015	-0.96	-1.98	-1.84	-5.11	-1.90	-4.07	-1.52	-1.46	-1.87	-4.24	-2.17	-0.79
2016	-0.83	-1.13	-1.59	-2.68	-0.98	-2.32	-1.31	-1.27	-1.63	-2.48	-1.17	-0.72
2017	-0.59	-0.62	-1.08	-1.71	-0.57	-1.32	-0.82	-0.93	-1.12	-1.56	-0.76	-0.56
平均	-0.84	-1.24	-1.57	-2.96	-1.09	-2.56	-1.29	-1.28	-1.60	-2.70	-1.29	-0.72

另外,可以看到股票期货市场间的风险溢出明显高于现货市场间的溢出,这是由于期货市场本身具有高杠杆的特点,更易吸引高风险的投资者,自然波动较大,因此会对其他市场产生更大的溢出。

下面具体分析各个市场间的风险溢出水平:

(1)同类型市场间的风险溢出。图 1 显示了在 95% 的置信水平下,同一类型市场间的风险溢出水平。左图是现货市场间的风险溢出,右图是期货市场间的风险溢出。可以看出,期货市场间的风险溢出水平明显强于现货市场。另外,就现货市场来看,恒生指数对沪深 300 指数的风险溢出明显强于反方向的溢出,这与梁琪等(2015)的研究结论一致,表明内地股票现货市场的对外影响力相对较弱,而香港地区的股市发生风险事件时,会对内地的股市产生明显的溢出。期货市场的情况类似,恒生股指期货对沪深 300 股指期货的风险溢出明显强于反方向的溢出(魏振祥等,2012),这主要是由于沪深 300 指数期货推出时间较短,受制度约束较多,因此对其他市场的影响较弱。

从风险溢出的走势来看,对比图 1 的左右两图,明显可以看出,期货市场间风险溢出的波动较大,波动区间在 -11 到 0 之间,而现货市场间风险溢出的波动在 -4 到 0 之间。这说明期货市场发生风险冲击时,容易迅速传播到其他期货市场,而股票现货市场间的风险传染相对较弱。另外,可以明显看到,在 2015 年期间现货市场和期货市场的风险溢出均有明显的大幅下跌。就市场的实际情况来看,2015 年 8 月 24 日(周一),沪深 300 指数较上一交易日(8 月 21 日)跌幅达到 8.75%,

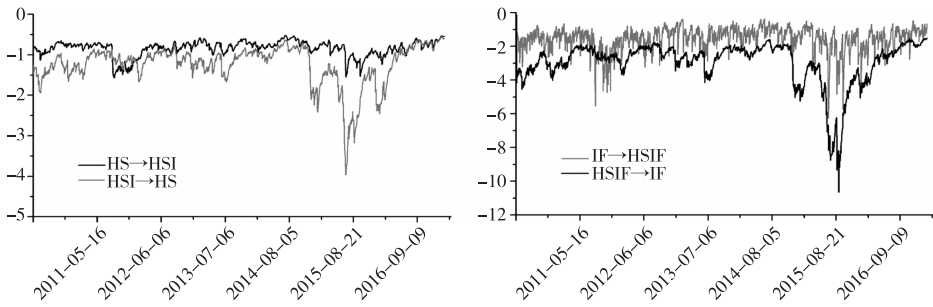


图 1 同类型市场间的风险溢出水平 (ΔCoVaR , 95%的置信水平)

恒生指数跌幅为 3.3%，沪深 300 股指期货跌幅为 14.08%，恒生股指期货跌幅为 6.05%。2016 年下半年以来，市场间的风险溢出水平明显降低，走势平稳。

(2)同地区市场间的风险溢出。图 2 显示了在 95%的置信水平下，同地区股票现货市场和期货市场间的风险溢出水平。左图是内地市场间的溢出，右图是香港地区的情况。就内地的情况来看，与刘庆富、华仁海(2011)的结论正好相反，从左图可以看出，沪深 300 股指期货对沪深 300 指数的风险溢出明显大于反方向的溢出，除了期货市场自身的高杠杆所致以外，另外一个重要原因是沪深 300 股指期货承担着价格发现的功能，其价格变化领先于现货市场，一旦发生风险事件，将迅速反应到现货市场，造成现货市场的波动。此外，沪深 300 股指期货市场的交易制度为“T+0”，而股票现货市场为“T+1”，一些投资者利用现货市场交易制度的滞后进行套利，这种投机行为加大了股指期货市场的风险。从香港地区的情况来看，恒生指数对恒生股指期货的风险溢出波动较为频繁，且大多数情况下均大于恒生股指期货对恒生指数的溢出。

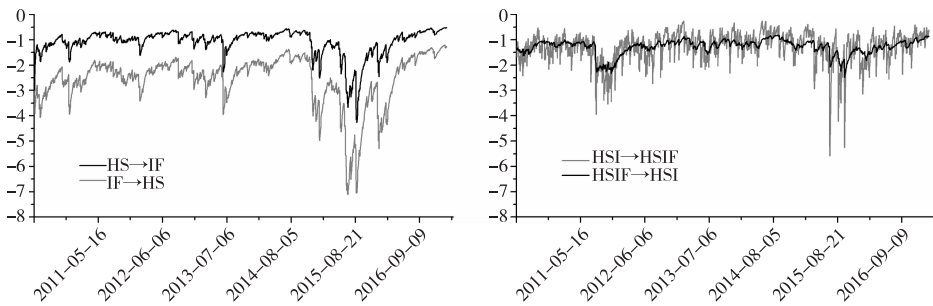


图 2 同地区市场间的风险溢出水平 (ΔCoVaR , 95%的置信水平)

从风险溢出的走势来看，对比图 2 的左右两图，明显可以看出，内地市场间风险溢出的波动幅度较大，波动区间在 -7 到 0 之间，而香港地区市场间风险溢出的波动在 -5 到 0 之间，且基本集中在 -2 到 -1 之间。这表明香港地区的市场较内地的波动要小得多，主要是由于恒生指数和恒股指期货市场发展较为成熟，两市场间的信息传递较为透明，一方市场发生大的风险事件还可通过国际市场分散风险，因此波动较小。

(3)跨地区、跨市场间的风险溢出。图 3 显示了在 95%的置信水平下，跨地区、跨市场间的风险溢出水平。左图是沪深 300 指数与恒股指期货间的风险溢出，右图是沪深 300 股指期货和恒生指数间的风险溢出。对比左右两图可以明显看出，左图的震荡幅度明显大于右图，即沪深 300 指数与恒股指期货间的风险溢出显著高于沪深 300 股指期货和恒生指数间的风险溢出，且波动区间也更大。

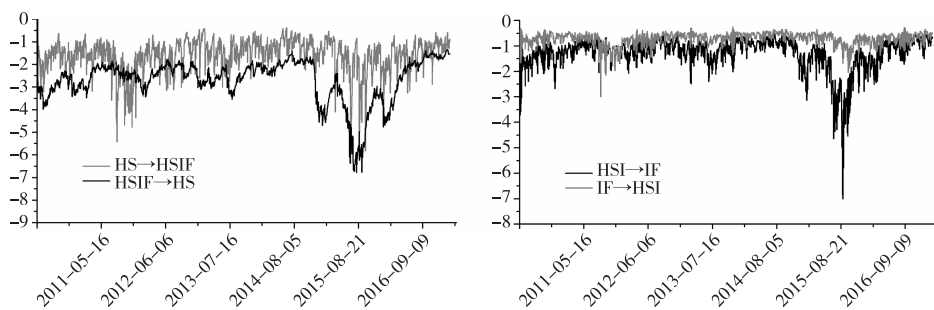


图 3 跨地区跨市场间的风险溢出水平 (ΔCoVaR , 95% 的置信水平)

结合表 6 可以看出,恒指期货对沪深 300 指数的风险溢出水平甚至大于沪深 300 股指期货对它的溢出。可见,内地股票现货市场不仅容易受到来自香港股票现货市场的风险冲击,更容易受到香港股票期货市场的影响。一方面,目前在香港上市的企业中,内地企业占 51%,市值占比达到 64%,日均交易量占 71%。此外,在恒生指数的 50 只成份股里有 24 只来自内地,更有一部分企业在内地和香港同时上市。因此当恒指期货发生大的风险冲击时,内地的企业会受到影响,进而影响内地的股票现货市场。另一方面,一旦恒指期货发生大的风险事件,将迅速反应到恒生指数,而恒生指数的波动将通过沪港通、深港通等渠道影响内地和香港投资者对现货市场的重新配置,进而影响到沪深 300 指数的波动。可见,资本流动、投资者情绪在两个市场风险溢出中扮演了重要角色。

另外,从图 3 的右图可以看出,恒生指数对沪深 300 股指期货的风险溢出要明显强于反方向的溢出,表明香港市场对内地的影响较大,而内地的市场对香港市场的影响有限。

3. 不同风险水平下的风险溢出强度比较

本文基于 ΔCoVaR 这一指标测度了四个市场两两间的风险溢出效应,理论上,四个市场放在一个系统中建模可能更为严谨。但是,金融市场之间的关联错综复杂,就国内情况来看,股市与债市、汇市都存在溢出效应(陈国进等,2009;史永东等,2013),而放眼全球,国内的股市与欧美、亚洲、澳洲的股市联动愈加紧密(梁琪等,2015;李岸等,2016)。如果要考虑全面,理论上应该将更多金融市场纳入到一个系统建模,而不只是本文所考察的四个市场,所以本文最终选择两两分析的方法进行研究。这可能也是 CoVaR 模型的固有缺陷,只关注金融市场(机构)间的局部关联水平而忽视了金融网络的整体结构特征(李政等,2016),这也启示我们在未来的研究中还需做更多思考和探索。

为了进一步考察一个市场受到风险冲击时对其他市场的影响,本文借鉴陈建青等(2015)的做法,考虑不同风险水平下四个市场两两间的风险溢出强度,结果如表 7、图 4 所示。可以看到,所考察的四个市场中,当其中一个市场的分位数水平从 0.05 变为 0.01 时(即 $X^i = \text{VaR}_\alpha^i$ 中 α 由 0.05 变为 0.01),对另一个市场的风险溢出都呈现增强态势。换句话说,其中一个市场风险加剧时,对其他市场的风险冲击明显增强。

表 7 不同风险水平下 HS、HSI、IF 和 HSIF 两两市场间的 ΔCoVaR

分位数	HS →HSI	HSI→ HS	IF →HSIF	HSIF →IF	HS →IF	IF →HS	HSI →HSIF	HSIF →HSI	HS →HSIF	HSIF →HS	HSI →IF	IF →HSI
0.05	-0.84	-1.24	-1.57	-2.96	-1.09	-2.56	-1.29	-1.28	-1.6	-2.7	-1.29	-0.72
0.01	-1.73	-2.77	-2.78	-5.71	-3.74	-4.62	-2.49	-2.42	-2.79	-4.40	-2.97	-1.47

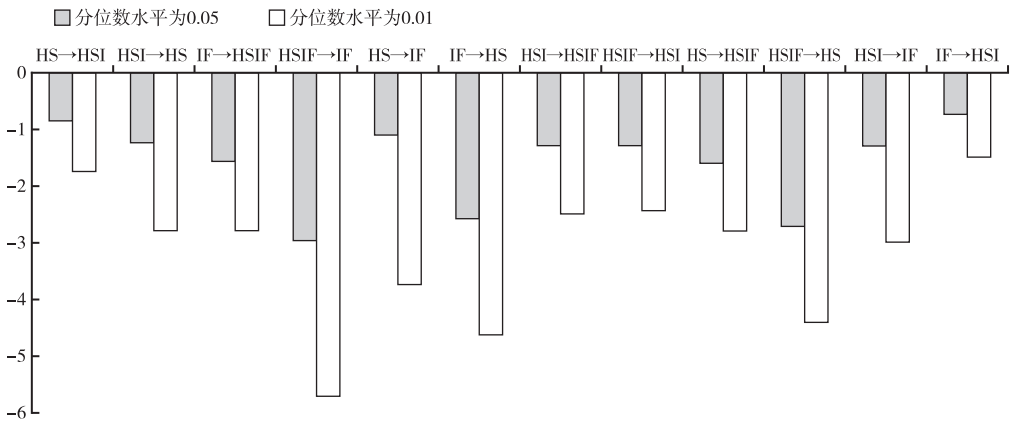


图 4 不同风险水平下各市场间的 $\Delta CoVaR$

4. 分样本情况下的风险溢出强度比较

为了对比 2015 年 9 月 7 日股指期货市场的最严限令推出前后沪深 300 指数现货和期货市场风险溢出情况,作者将原样本数据分为两段重新进行了实证:第一部分为 2010 年 4 月 19 日~2015 年 9 月 2 日,第二部分为 2015 年 9 月 7 日~2017 年 2 月 16 日。在相依结构选择时,根据 AIC 准则分析发现,最严限令推出前的样本用 TVP-Student-t Copula 函数对沪深 300 指数期货与现货间的相依结构拟合最佳,最严限令推出后的样本用 TVP-SJC Copula 函数拟合最佳。参数估计结果如表 8 所示。

表 8 TVP-Copula 参数估计结果

最严限令推出前							
TVP-Student t	φ_0	φ_1	φ_2	ν	AIC	对数似然值	
沪深 300 指数与沪深期指	3.00*** (9.00)	-0.45*** (3.37)	-0.02 (-0.03)	2.10	-2833.6	-1416.8	
最严限令推出后							
TVP-SJC	ω_1	α_1	β_1	ω_2	α_2	β_2	AIC
沪深 300 指数与沪深期指	-11.66*** (-5.84)	22.16*** (-20.23)	-5.14*** (3.98)	-3.06*** (14.21)	0.50*** (-5.69)	7.53*** (-10.26)	-653.66

注:括号内为 t 值,*、** 和*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

表 9 给出了分样本情况下沪深 300 指数期货与现货间风险溢出的比较。可以看出,在中金所最严限令推出前,沪深 300 指数现货对期货的平均风险溢出强度为 -0.67,最严限令推出后则加大为 -2.16。同样地,沪深 300 指数期货对现货的风险溢出由 -1.12 变为 -1.81。

表 9 分样本情况下沪深 300 指数期货与现货间风险溢出

	2010	2011	2012	2013	2014	2015.01— 2015.09	平均	2015.09— 2015.12	2016	2017	平均
HS→IF	-0.75	-0.54	-0.51	-0.60	-0.49	-1.14	-0.67	-3.19	-2.08	-1.21	-2.16
IF→HS	-1.21	-0.99	-0.96	-1.07	-0.81	-1.66	-1.12	-2.49	-1.89	-1.06	-1.81

注:表中 2015.01—2015.09 是指 2015 年 9 月 2 日之前,2015.09—2015.12 是指 2015 年 9 月 7 日之后。

图 5 给出了最严限令推出前后两市场间的风险溢出走势,通过对比,我们发现:

(1)2015 年 9 月 7 日以后,沪深 300 指数和沪深 300 股指期货间的风险溢出并没有迅速变小;相反,两者之间的风险溢出在 2016 年 1 月明显变大,直到 2016 年 5 月份才逐渐恢复到股灾前的水平。可见,对股指期货市场的限制并没有显著改变沪深 300 指数现货市场的风险。事实上,2016 年 1 月 A 股还出现了 4 次“千股跌停”的情况,其中 2016 年 1 月 7 日成交量最小,当日仅成交 1875 亿元,但有超过 1300 只股票跌停。

实际上,股指期货市场的套期保值交易可以为投资者提供对冲风险的工具,缓解现货市场的抛售压力,进而降低现货市场发生风险的概率。另外,与现货市场相比,股指期货市场的手续费较低,实行 T+0 的交易制度使其具备更强的流动性。当股票现货市场出现暴跌时,由于集中抛售的压力往往会造成流动性危机,此时的期货市场可以起到一部分分流的作用。以 2015 年 6 月 15 日至 2015 年 7 月 31 日为例,股指期货日均吸收的抛盘约为 25.8 万手,相当于每天减轻股票现货市场 3600 亿元的抛压。对股指期货的严格限制,使得期货市场不能有效分散现货市场的风险,反而在一定程度上加大了现货市场的波动。

(2)中金所最严限令推出前,沪深 300 股指期货对沪深 300 指数的风险溢出明显大于反方向溢出;到 2015 年 9 月 7 日以后,情况正好相反。这也说明对股指期货的限制交易阻碍了股指期货市场的价格发现功能,使得市场信息不能有效传导到现货市场,降低了现货市场股票定价的效率。

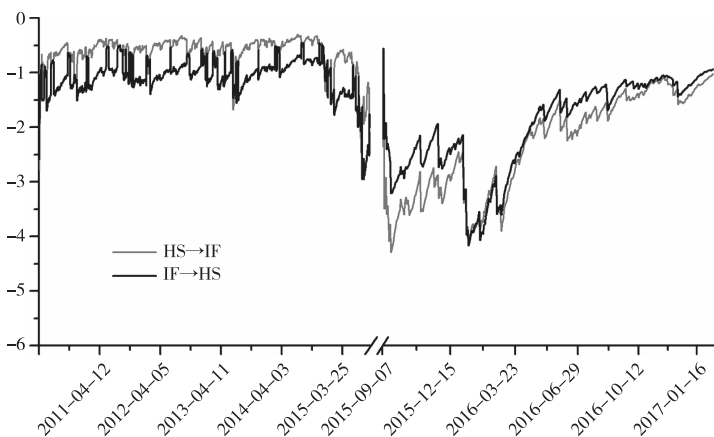


图 5 分段实证的风险溢出水平 (ΔCoVaR , 95% 的置信水平)

总体来看,2015 年我国股市的暴跌与高杠杆配资、高估值和投资者情绪都有关联,并不能认为是股指期货做空所致。中金所推出最严限令后并没有使沪深 300 指数现货市场的风险减小,甚至在 2016 年初沪深 300 指数仍出现了暴跌。直到 2016 年下半年,两市场间的风险溢出才逐渐减小,可以认为是股市自身的调整,与宏观经济基本面、货币政策调整及投资者预期等都有关联。

五、结论与政策建议

本文基于偏 t 分布的 GARCH-时变 Copula-CoVaR 模型来测度内地和香港股票现货和期货市场两两间的风险溢出,得出以下结论:(1)所考察的四个市场间均存在双向的风险溢出效应,且股票期货市场间的风险溢出要明显强于现货市场间的溢出。由于股指期货市场的手续费低、杠杆

高、实行“T+0”的交易制度,所以与现货市场相比,股指期货市场交易活跃,信息传递效率高,风险更大。(2)香港地区的金融市场(股票现货和期货市场)对内地金融市场(股票现货和期货市场)的风险溢出明显强于反方向的溢出。值得注意的是,在所考察的市场中,恒指期货对沪深300指数的风险溢出程度最高。(3)长期来看,沪深300股指期货对沪深300指数的溢出明显强于反方向的溢出。但在2015年9月实施对期指的最严限令后,情况发生了反转。可见,最严限令阻碍了期货市场价格引导作用的发挥,且没有降低沪深300指数现货市场的风险。

基于上述结论,我们给出的政策建议是:(1)2015年9月7日中金所推出对股指期货市场交易的限制本意是为了打击投机行为,并不针对套保交易,但在最严限令实施以后,股指期货的套期保值作用已经基本丧失,所以说靠改变交易规则来打击投机行为并不是明智之举,而更应注重优化市场投资者结构,引导更多机构投资者参与进来,使股指期货市场更加完善。(2)不管是监管部门还是投资者,都应密切关注香港股票现货市场和期货市场的波动,以此来防范内地股市的风险,调整投资策略。尤其应该关注恒指期货市场的变动,一旦其发生风险事件,应迅速调整对其他市场的投资,防止风险溢出引发在其他金融市场的损失。(3)监管部门应进一步放开对股指期货的交易限制,20手的日内开仓量限制应进一步放宽,平今仓交易手续费和非套持仓交易保证金都应进一步下调。逐步恢复股指期货市场套期保值、价格引导及对冲风险的作用,进而稳定现货市场。在现行的涨跌停板限制下,当现货市场受到风险冲击出现市场暴跌时,由于期指交易受限,投资者只能在现货市场抛售以降低损失,此时最容易发生流动性危机,而一个健康完善的市场应该配备多个渠道来分担现货市场的压力,比如股指期货市场、期权市场和融资融券等,以此来增加现货市场规避风险的途径。(4)应将股票现货市场“T+1”的交易制度调整为“T+0”。目前我国内地股票现货市场实行的仍是1995年制定的“T+1”的交易制度,而股指期货市场实行“T+0”的交易制度,这种交易机制的不匹配使得现货市场发生风险时,一部分中小投资者由于不满足股指期货市场的准入门槛,又不能在日内进行现货市场的回转交易,因而无法控制风险,而另一部分合乎规定的机构投资者则转向股指期货对冲风险,并利用股票现货市场的滞后交易制度进行投机套利。所以,“T+1”交易制度的改革可以为中小投资者和机构投资者提供同样的制度环境,减少投机套利行为,使股票期货市场和现货市场的信息传导更加有效。

参考文献:

1. 曹海军、朱永行:《中国股指期货与股票现货市场的风险溢出和联动效应:资本流动三阶段背景的研究》,《南开经济研究》2012年第2期。
2. 陈国进、许德学、陈娟:《我国股票市场和外汇市场波动溢出效应分析》,《数量经济技术经济研究》2009年第12期。
3. 陈建青、王擎、许韶辉:《金融行业间的系统性金融风险溢出效应研究》,《数量经济技术经济研究》2015年第9期。
4. 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研究》,《数量经济技术经济研究》2011年第5期。
5. 李岸、粟亚亚、乔海曙:《中国股票市场国际联动性研究——基于网络分析方法》,《数量经济技术经济研究》2016年第8期。
6. 李政、卜林、郝毅:《我国股指期货价格发现功能的再探讨——来自三个上市品种的经验证据》,《财贸经济》2016年第7期。
7. 李政、梁琪、涂晓枫:《我国上市金融机构关联性研究——基于网络分析法》,《金融研究》2016年第8期。
8. 梁琪、李政、郝项超:《中国股票市场国际化研究:基于信息溢出的视角》,《经济研究》2015年第4期。
9. 刘庆富、华仁海:《中国股指期货与股票现货市场之间的风险传递效应研究》,《统计研究》2011年第11期。
10. 史永东、丁伟、袁绍峰:《市场互联、风险溢出与金融稳定——基于股票市场与债券市场溢出效应分析的视角》,《金融研究》2013年第3期。
11. 陶利斌、潘婉彬、黄筠哲:《沪深300股指期货价格发现能力的变化及其决定因素》,《金融研究》2014年第4期。
12. 王天一、黄卓:《高频数据波动率建模——基于厚尾分布的Realized GARCH模型》,《数量经济技术经济研究》2012年第5期。

13. 魏振祥、杨晨辉、刘新梅：《沪深 300 指数期货与国内外股指期货市场间的信息传递效应》，《财贸经济》2012 年第 8 期。
14. 左浩苗、刘振涛、曾海为：《基于高频数据的股指期货与现货市场波动溢出和信息传导研究》，《金融研究》2012 年第 4 期。
15. Adrian, T. , & Brunnermeier, M. K. , CoVaR. *American Economic Review*, Vol. 106, No. 7, 2016, pp. 1705—1741.
16. Antoniou, A. , Pescetto, G. , & Violaris, A. , Modelling International Price Relationships and Interdependencies between the Stock Index and Stock Index Futures Markets of Three EU Countries: A Multivariate Analysis. *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 30, No. 5—6, 2003, pp. 645—667.
17. Kawaller, I. G. , Koch, P. D. , & Koch, T. W. , The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index. *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 5, 1987, pp. 1309—1329.
18. Kuo, W. H. , Hsu, H. , & Chiang, M. H. , Foreign Investment, Regulation, Volatility Spillovers between the Futures and Spot Markets: Evidence from Taiwan. *Applied Financial Economics*, Vol. 18, No. 5, 2008, pp. 421—430.
19. Patton, A. J. , Estimation of Multivariate Models for Time Series of Possibly Different Lengths. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 21, No. 2, 2006, pp. 147—173.
20. Patton, A. J. , Modelling Asymmetric Exchange Rate Dependence. *International Economic Review*, Vol. 47, No. 2, 2006, pp. 527—556.
21. Sklar, A. , Fonctions de Repartition à n Dimensions et Leurs Marges. *Publication de l'Institut Statistique de l'Université de Paris*, No. 8, 1959, pp. 229—231.
22. So, R. W. , & Tse, Y. , Price Discovery in the HangSeng Index Markets: Index, Futures, and the Tracker Fund. *Journal of Futures Markets*, Vol. 24, No. 9, 2004, pp. 887—907.
23. Yang, J. , Yang, Z. , & Zhou, Y. , Intraday Price Discovery and Volatility Transmission in Stock Index and Stock Index Futures Markets: Evidence from China. *Journal of Futures Markets*, Vol. 32, No. 2, 2012, pp. 99—121.

Risk Spillovers between Stock Index Futures and Stock Index Markets

ZHOU Aimin, HAN Fei(Nankai University, 300350)

Abstract: We examined risk spillover effects from stock index futures to stock index and vice versa for China. We characterized the dependence structure between the variables using TVP-Copula and measured risk spillovers by computing CoVaR. The results show that there are bidirectional risk spillovers between the markets. We documented that the risk spillovers between stock index futures market are greater than that between stock markets. In addition, the risk spillovers between the Chinese mainland are weaker than that between the Hong Kong markets. It is worth noting that the risk spillover from HSIF to HS 300 is greatest among all the markets. Finally, we also documented that the risk spillover from IF to HS 300 is greater than vice versa. However, the situation reversed after September 2015. The conclusions in our paper play important roles in preventing risk for regulator and investors.

Keywords: Stock Index Futures, Risk Spillover, TVP Copula, CoVaR

JEL: G15

责任编辑：无 明