

跨金融市场的风险传染和风险对冲： 基于高维 VAR for VaR 模型的研究

杨 涛¹, 贾妍妍²

(1. 山东大学商学院, 山东 威海 264209;

2. 天津财经大学金融学院, 天津 300222)

摘要:金融稳定需要防范和化解金融市场之间的风险传染。与以往文献只是探究两个市场的风险传染不同, 本文利用高维 VAR for VaR 模型将中国的汇市、债市、大宗商品、金融期货和股市等五个金融市场纳入统一框架, 分析这 5 个金融市场在不同状态的风险溢出效应, 这有助于捕捉冲击在不同金融市场之间传播而产生的间接影响。Wald 检验和后验分析表明 5 个市场间只在危机或泡沫状态时存在明显的风险溢出效应。同时, 本文利用压力测试发现单个市场的短期冲击影响会被其他金融市场如股市消化吸收, 但 4 个金融市场都处于正常状态会明显降低其他金融市场如股市的左尾风险。此外, 本文提出利用单个金融市场在同一时点的不同分位数计算每个金融市场在同一时点的预期收益、波动风险和崩盘风险, 这种做法的好处在于结果更加稳健以及减轻极端值的影响。在此基础上, 本文进一步探究金融市场间是否能够对冲彼此的波动风险和崩盘风险。结果显示大宗商品市场和金融期货市场能够有效地对冲其他金融市场的波动风险和崩盘风险, 但汇市、债市和股市无法对冲其他金融市场的波动风险和崩盘风险。

关键词: VAR for VaR; 风险传染; 风险对冲

中图分类号: F832.5; F832.59

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2024)02-0145-11

Cross-Market risk contagion and risk hedging: An analysis based on high-dimensional VAR for VaR model

YANG Tao¹, JIA Yanyan²

(1. School of Business, Shandong University, Weihai 264209, China;

2. School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Abstract: Financial stability needs the prevention and mitigation of risk contagion across financial markets. In contrast to previous literature that primarily explores risk contagion between two markets, this paper utilizes a high-dimensional VAR for VaR model to encompass the foreign exchange market, bond market, commodity market, financial futures, and stock market in China within a unified framework. It analyzes the risk spillover effects among these five financial markets under different states, aiding in capturing the indirect effects that result from shock propagation across different financial markets. The Wald test and backtesting analysis demonstrate pronounced risk spillover effects among the five markets only during crisis or bubble states. Furthermore, this study employs stress testing to reveal that short-term shock impacts

收稿日期: 2023-10-28 修回日期: 2023-12-29

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“‘稳增长’与‘防风险’双重目标的理论解构、量化评估与政策应对研究”(23CJY036)。

作者简介: 杨涛(1990—), 男, 山东威海人, 山东大学商学院讲师, 博士, 研究方向为金融风险管理等。通信作者: 贾妍妍。

in a single market can be absorbed by other financial markets such as the stock market. However, when all four financial markets are in normal states, they significantly reduce the left-tail risk of other financial markets like the stock market. Additionally, we propose calculating expected returns, volatility risk, crash risk, and kurtosis of a single financial market using different quantiles from the same financial market at the same point in time. This approach yields more robust results and mitigates the influence of extreme values. We further investigate whether financial markets can hedge each other's volatility risk or crash risk. The results reveal that the commodity market and financial futures market can effectively hedge the volatility and crash risk of other financial markets, while the foreign exchange market, bond market, and stock market are unable to hedge the volatility and crash risk of other financial markets.

Key words: VAR for VaR; risk contagion; risk hedging

金融市场之间的传染冲击使不同金融市场之间的波动周期趋于同步,而这又强化了金融市场之间的风险传染^[1]。随着中国金融体系市场化改革逐渐取得成效以及对外开放程度的逐渐加深,股市、汇市、债市等金融市场之间的联系越发紧密。沪港通、深港通和沪伦通的开启有利于国外资本流入中国股市,这加强了股市与汇市之间的联系。大宗商品市场也出现了金融化的趋势^[2]。此外,金融控股公司的出现增强了各参与主体之间的联系,从而加深了不同金融市场间的关联。金融体系各组成部分的关联性增加使得风险传播更加迅速且难以监控,从而增加了系统性风险发生的概率。因此,本文探究汇市、债市、大宗商品市场、金融期货市场和股市之间极端风险的传染,这对于金融稳定和金融高质量发展具有重要意义。

现有文献多是探究两个金融市场之间的风险传染效应,比如股市和债市^[3-4]、股市和汇市^[5-6]、股市和大宗商品市场^[7-8]、股市与加密货币市场^[9]以及股市和金融期货市场^[10],这种做法忽视了其他金融市场成为两者间风险溢出的渠道或者放大或缩小风险溢出效应的可能性。部分文献在研究两个以上金融市场间的风险溢出时多假设不同金融市场的相依结构是线性的,比如张信东等^[11]采用 VAR 模型探究沪深两市和香港股市之间波动风险的传染,陈创练等^[12]利用时变向量自回归模型研究中国股市、汇市和债市三者之间的关系,而何德旭等^[13]利用 DCC-GARCH 模型分析货币市场与股市的风险传染,以及谭小芬等^[14]采用基于 VAR 模型的溢出指数的方法研究商品市场与金融市场之间的双向溢出。线性的相依结构意味着金融市场之间存在对称的上行和下行溢出效

应,但现实中金融市场往往在危机时表现出更强的相关性。为刻画多个金融市场的非线性相依结构,本文采用 Halbert 等^[15]提出的高维 VAR for VaR 模型。其有 3 个优势:参数估计受异常值的影响微弱、对数据生成过程施加的假设较弱以及对尾部相依结构的直接刻画。VAR for VaR 模型在探究金融市场间的尾部风险溢出效应方面得到了广泛的应用^[16-18]。

相较于金融市场间的风险传染效应,较少有文献考虑金融市场之间的风险对冲效应。通常而言,投资者都是风险厌恶的。因此,某个金融市场的风险增大会促使投资者将资金转移到其他金融市场,使得其他金融市场的预期收益被推高,这在某种程度上意味着其他金融市场能够对冲该金融市场的风险。现有文献发现国内外金融市场之间存在风险对冲现象。如 Yang 等^[19]发现美国股市的预期收益率会随国债市场波动和极端风险的增大而上升,而债券市场的预期收益率也与美国股市的波动和极端风险正相关。周颖刚等^[20]发现中国股市和国债市场也存在类似的关系,但在股指期货和国债期货市场间这样的关系不显著。因此,本文试图探究 5 个金融市场两两之间能否对冲彼此的波动风险和崩盘风险。

本文的结果如下:第一,本文利用后验分析证明相较于二维 VAR for VaR 模型,高维 VAR for VaR 模型能够更好地刻画中国汇市、债市、大宗商品市场、金融期货市场和股市的相依结构,更加准确地估计每个金融市场的极端风险。在此基础上,本文利用 Wald 检验证明在危机状态或泡沫状态下 5 个金融市场之间有明显的极端风险的相互溢出,但在正常状态下风险溢出的效应不显著。

第二,考虑到股市是经济的晴雨表,本文利用压力测试分析其他金融市场的冲击对股市极端风险的影响,发现单个金融市场的单期冲击对股市的左尾风险有明显的影响,但这种影响会在一个月內逐渐减弱直到为零,还发现多个金融市场同时处于正常状态(或危机状态)会使得股市的左尾风险变小(或变大)。

第三,本文发现5个金融市场之间不仅存在极端风险的相互溢出,还存在波动风险和崩盘风险的对冲效应。具体而言,大宗商品市场和金融期货市场能够较为有效地对冲其他金融市场的波动风险和崩盘风险,但汇市、债市和股市无法对冲其他金融市场的波动风险和崩盘风险。

本文可能的边际贡献如下:第一,本文将外汇市场、国债市场、大宗商品市场、金融期货市场和股票市场等5个金融市场置于统一的研究框架,同时分析多个金融市场的非线性的风险溢出。已有文献多是讨论两个金融市场之间的风险但这种做法却忽视了其他金融市场的影响,或者利用VAR模型或DCC-GARCH模型刻画多个金融市场的线性关系但线性相关的假设无法刻画金融市场间尾部相依的不对称性。

第二,本文探究了多个金融市场间在危机状态、正常状态和泡沫状态等不同状态的风险溢出效应。以往文献多是关注不同金融市场在危机状态的风险溢出,但风险多是在泡沫状态下积累,因此本文不仅关注金融市场在危机状态的风险溢出,还探究在泡沫状态下金融市场之间极端风险的溢出。这有助于监管当局更好地判断金融市场间是否存在极端风险的传染和相应的溢出强度。

第三,本文利用高维VAR for VaR模型进行压力测试,分别考察单个市场的冲击或多市场的联合冲击如何影响特定金融市场如股市的极端风险的变化,其中多市场的联合冲击不同于单个市场的冲击之和,有可能产生叠加的效果。

第四,本文不仅探究了金融市场之间极端风险的溢出效应,还探究了金融市场间可能存在的

波动风险和崩盘风险的对冲效应,而后者很少被现有文献关注。某个金融市场的风险变大会促使投资者将资金转移到其他金融市场,如果其他金融市场的预期收益因此被推高,这意味着其他金融市场能够对冲该金融市场的风险。此外,本文提出利用某个金融市场的多个条件分位数计算该市场的条件波动和条件偏度,以此代表该市场每期的波动风险和崩盘风险。

一、数据说明与模型估计

(一)数据说明

根据市场的定位和功能以及考虑到数据的可得性、市场规模和政策等因素,本文的研究对象为外汇市场、国债市场、大宗商品市场、金融期货市场和股票市场。外汇市场(*exchange*)的指标是人民币兑美元中间价(直接标价法),其数值变大意味着美元升值和人民币贬值。国债市场(*bond*)用中债国债总指数(净价指数)表示,能够反映国债整体价格走势情况。大宗商品市场(*commodity*)用Wind商品指数表示,能够反映不同种类大宗商品价格的总体变化情况^①。金融期货市场(*future*)的代理变量是沪深300股指期货指数,是由该指数相邻两月的合约价格加权形成的。股票市场(*stock*)以沪深300指数作为代表。所有市场指数收益率等于 $\ln(P_t/P_{t-1}) \times 100\%$ 。样本期为2010年4月19日至2021年7月30日,共2745个观测值。表1列示了各金融市场指数收益率的描述性统计结果。

表1 各金融市场指数收益率的描述性统计

变量	exchange	bond	commodity	future	stock
均值	-0.002	0.001	0.005	0.026	0.015
标准差	0.176	0.114	1.047	1.509	1.456
偏度	0.669	0.094	-0.220	-0.448	-0.676
峰度	13.770	13.429	5.358	10.590	7.813
5%分位数	-0.277	-0.173	-1.634	-2.145	-2.184
25%分位数	-0.073	-0.045	-0.548	-0.622	-0.645
中位数	0.001	0.002	0.024	-0.007	0.037
75%分位数	0.065	0.050	0.596	0.668	0.713
95%分位数	0.266	0.164	1.633	2.418	2.330
单位根检验	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
单位根检验P值	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

^① Wind商品指数由不同种类大宗商品的合约价格加权而成,其中大宗商品可以分为贵金属指数、有色指数、煤焦钢矿、非金属建材、能源指数、化工指数、谷物指数、油脂油料、软商品指数和农副产品等。

(二) VAR for VaR 模型估计

在某一特定的概率水平 θ 下, 对于一个 N 维的收益率序列, Berkowitz 等^[21] 提出的 VAR for VaR(1,1)模型的矩阵形式如下:

$$q_t(\theta) = c(\theta) + A(\theta) |Y_{t-1}| + B(\theta) q_{t-1}(\theta) \quad (1)$$

式(1)中, $q_t(\theta) = [q_{1t}(\theta), q_{2t}(\theta), \dots, q_{Nt}(\theta)]'$ 是 $N \times 1$ 向量, 而 $q_{it}(\theta)$ 是 Y_{it} 的 θ 水平的分位数, $c(\theta) = [c_1(\theta), c_2(\theta), \dots, c_N(\theta)]'$ 是 $N \times 1$ 向量, $Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{Nt}]'$ 是 $N \times 1$ 向量, 矩阵 $A(\theta)$ 和 $B(\theta)$ 的维度都是 $N \times N$ 。矩阵 $A(\theta)$ 的非对角线上的参数代表其他金融市场冲击对某一金融市场的分位数的影响, 而矩阵 $B(\theta)$ 的非对角线上的元素衡量不同金融市场分位数的跨期相关程度。具体的估计步骤和相应的渐近理论可参考 White 等^[22]。

在接下来的实证分析中 $\theta = [0.01, 0.025, 0.05, 0.075, 0.1, \dots, 0.095, 0.0975, 0.99]'$ 是维度为 41 的列向量。在具体的参数估计过程中, 本文在 θ 的某一给定水平下分别估计 VAR for VaR(1,1)模型。金融市场收益率的分位数 $q_{it}(\theta)$ 可以理解为在 $1 - \theta$ 的可能性下金融市场第 t 期收益的最小值。当 $\theta \leq 0.1$ 时相应的分位数代表着金融市场的左尾风险, 其值越小意味着金融市场的左尾风险越大。通常而言, 当 $\theta \leq 0.1$ 时, 金融市场 i 的收益率的实际值在第 t 期小于 $q_{it}(\theta)$ 或者更小的分位数意味着金融市场 i 在第 t 期处于危机状态, 但这种情况在实际中并不常见, 因为发生的概率至多只有 10%。为此, 我们将 $\theta \leq 0.1$ 的 $q_{it}(\theta)$ 称为金融市场 i 在第 t 期的潜在的危机状态, 这也意味着当 $\theta \leq 0.1$ 时矩阵 A 和矩阵 B 的非对角线的元素衡量的是在潜在的危机状态时不同金融市场之间的风险溢出效应。同样地, 当 $\theta \geq 0.9$ 时相应的分位数代表着金融市场的左尾风险, 其值越大说明在相同的概率下金融市场第 t 期的最低收益率变大, 这意味着金融市场的右尾风险在变小。我们将 $\theta \geq 0.9$ 的 $q_{it}(\theta)$ 称为金融市场 i 在第 t 期的潜在的泡沫状态, 这也意味着当 $\theta \geq 0.9$ 时矩阵 A 和矩阵 B 的非对角线的元素衡量的是在潜在的泡沫状态时不同金融市场之间的风险

溢出效应。

需要指出的是, 二维 VAR for VaR 模型也能用在多项金融资产的情景, 其具体的做法是将多项金融资产的收益率算术加权平均成一个综合指数, 再和单个金融资产拟合二维的 VAR for VaR 模型。我们会在实证分析的高维模型效应检验中利用 5 个金融市场的数据将高维 VAR for VaR 模型与二维 VAR for VaR 模型进行比较分析。

(三) 风险溢出效应检验

本文通过检验 A 和 B 非对角线元素的联合显著性来检验不同金融市场间的风险溢出效应是否存在。在单一分位数下, $\alpha = [c', \text{vech}(A)', \text{vech}(B)']'$ 是维度为 $(N + 2N^2) \times 1$ 的参数列向量, 而向量 $\hat{\alpha}$ 是 α 的 QMLE 估计值。在满足特定假设下参数估计值 $\hat{\alpha}$ 服从渐近正态分布。

因此, 本文可以构造一个 Wald 统计量来检验矩阵 A 和 B 的非对角线元素是否联合显著。本文假设 R 是一个 $m \times n$ 的限制矩阵, 其中 m 为 $2N(N - 1)$ 维, n 为 $N + 2N^2$ 维。 R 的每行只有一个元素为 1 而其余元素皆为 0, R 中为 1 的元素对应着矩阵 A 或 B 的非对角线元素。 A 和 B 的非对角线元素同时为 0 对应着原假设 $R\alpha = 0$, 因此本文考虑如下的 Wald 统计量:

$$(R\hat{\alpha})' [R \times \hat{VC}_T \times R']^{-1} (R\hat{\alpha}) \xrightarrow{d} \chi^2(m) \quad (2)$$

式(2)中, $\hat{VC}_T$ 是 $\hat{\alpha}$ 的方差协方差矩阵。

(四) 高维模型效应检验

为了检验高维 VAR for VaR 模型的预测效果, 本文利用后验分析来检验预测的分位数是否满足相应的统计性质。此外, 本文将其与常用的二维 VAR for VaR 模型的做法进行比较。具体而言, 本文将样本分为内样本和外样本, 样本内数据用来估计模型参数, 样本外数据用来进行模型评估。

碰撞序列记为 $I_{it} \equiv I(Y_{it} < q_{it}), \forall i = 1, 2, \dots, N$ 。如果模型设定正确, 碰撞序列需要满足

$$E(I_{it} | F_{t-1}) = \theta, \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

借鉴 Berkowitz 等^[21], 本文考虑以下的 logistic 回归模型

$$I_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,1} I_{jt-1} + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,2} q_{jt} + \varepsilon_{it},$$

$$\forall i = 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

式(4)中 ε_{it} 服从 logistic 分布。在此基础上, 本文构造如下的似然比检验:

$$LR = -2(\ln L_r - \ln L_u) \xrightarrow{a} \chi_{2N+1}^2 \quad (5)$$

式(5)中, $\ln L_u = \sum_t [I_{it} \ln F_{ln}(\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,1} I_{jt-1} + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,2} q_{jt}) + (1 - I_{it}) \ln(1 - F_{ln}(\beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,1} I_{jt-1} + \sum_{j=1}^N \beta_{ij,2} q_{jt}))]$, $\ln L_r = \sum_t [I_{it} \ln(\theta) + (1 - I_{it}) \ln(1 - \theta)]$, $F_{ln}(\cdot)$ 是 logistic 分布的 CDF 函数。当 LR 统计量小于临界值时, 我们无法拒绝模型设定正确的原假设。

二、参数检验和后验分析

图1描绘了利用高维 VAR for VaR 模型估计出来的5个金融市场的5%分位数。阴影部分分

别为欧债危机、2015年中国股灾、中美贸易摩擦和新冠病毒感染疫情4个危机事件。由图1可见, 国债市场和外汇市场的左尾风险长期处于较低的水平且受危机事件的影响较小。样本期内大宗商品市场的左尾风险基本上处于 $-3\% \sim -1\%$ 区间内, 但4个危机事件的冲击使其波动较大。具体而言, 金融期货市场和股票市场的左尾风险易受危机事件的影响, 尤其是在2015年股灾时期, 金融期货市场和股票市场的5%分位数猛降到 -8% , 这意味着股票市场和金融期货市场在2015年中国股灾时期的崩盘风险要远远大于其他时期。欧债危机、中美贸易摩擦和新冠疫情等外生的负面冲击会导致中国的外汇、大宗商品、金融期货和股票市场的左尾风险呈现出共同上涨的趋势。另外, 在2015年中国股灾时期外汇市场和大宗商品市场的左尾风险也有所增加, 这佐证中国股市与外汇、大宗商品和金融期货市场存在极端风险溢出效应。

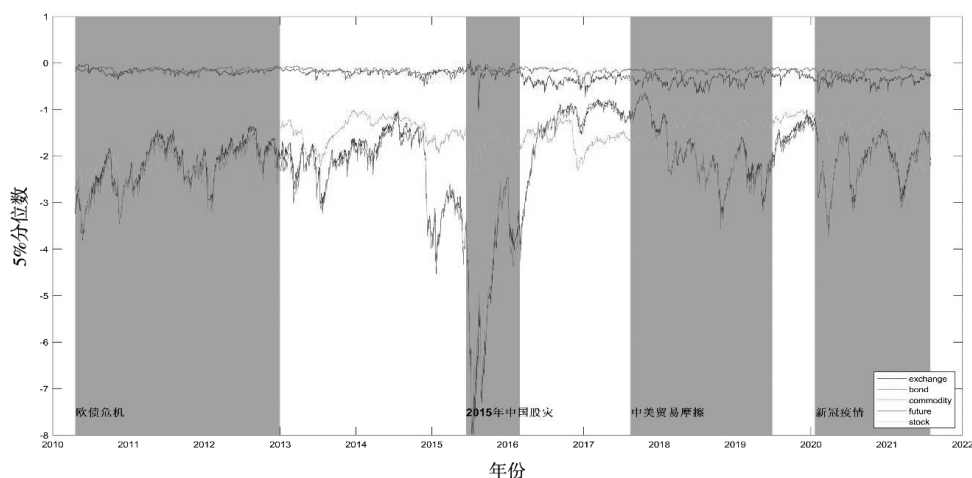


图1 不同金融市场收益率的5%分位数

表2汇报了矩阵 A 和 B 非对角线参数的 Wald 检验的 P 值。除在1%分位数和中位数附近外, 参数矩阵 A 和 B 非对角线上的参数都是联合显著, 这说明不同类型的金融市场存在明显的溢出效应且溢出效应受金融市场状态的影响。表2的结果显示金融市场处于正常状态时, 其他金融市场冲击的影响不显著, 这意味着不同金融市场间接近相互独立的情形。当金融市场处于危机状态或泡

沫状态时, 其他金融市场的冲击会产生较大的影响, 这表现为金融市场间的风险传染。

表3报告了外样本为最后250观测值时高维形式和二维形式的 VAR for VaR 模型的后验分析的结果^②。表3的结果显示除个别的概率水平外, 在 VaR 的后验分析结果中高维形式的表现优于二维形式, 这说明融入更多金融市场的信息有助于 VaR 的预测。

^② 本文也做了样本外数据为最后500观测值的后验分析, 其结果与表3的结果一致。

表 2 矩阵 A 和 B 的非对角线参数的 Wald 检验的 P 值

θ	P 值	θ	P 值	θ	P 值	θ	P 值	θ	P 值	θ	P 值
0.010	1.000	0.175	0.000	0.350	0.006	0.525	0.926	0.700	0.005	0.875	0.042
0.025	0.000	0.200	0.005	0.375	0.695	0.550	0.895	0.725	0.000	0.900	0.000
0.050	0.000	0.225	0.002	0.400	0.151	0.575	0.044	0.750	0.003	0.925	0.002
0.075	0.000	0.250	0.014	0.425	0.150	0.600	0.556	0.775	0.013	0.950	0.000
0.100	0.000	0.275	0.064	0.450	0.342	0.625	0.488	0.800	0.000	0.975	0.000
0.125	0.000	0.300	0.006	0.475	0.221	0.650	0.000	0.825	0.000	0.990	0.000
0.150	0.001	0.325	0.000	0.500	0.011	0.675	0.001	0.850	0.000	—	—

表 3 高维和二维 VAR for VaR 模型的后验分析结果

θ	P 值 > 1% 市场数目		P 值 > 5% 市场数目		P 值 > 10% 市场数目		θ	P 值 > 1% 市场数目		P 值 > 5% 市场数目		P 值 > 10% 市场数目	
	二维	高维	二维	高维	二维	高维		二维	高维	二维	高维	二维	高维
0.01	4	4	4	3	4	3	0.525	3	4	2	3	1	2
0.025	4	5	4	5	2	5	0.55	3	5	1	4	1	4
0.05	2	5	2	5	2	5	0.575	2	5	1	4	1	4
0.075	2	5	2	4	2	4	0.6	1	4	1	4	1	4
0.1	2	5	2	5	2	5	0.625	1	5	1	4	1	3
0.125	2	5	2	4	2	4	0.65	1	4	1	4	1	4
0.15	3	5	2	5	2	4	0.675	1	4	1	3	1	3
0.175	3	4	3	4	3	4	0.7	2	4	1	4	1	3
0.2	3	5	3	5	3	4	0.725	2	5	2	4	2	4
0.225	3	5	2	3	2	3	0.75	2	5	2	4	2	4
0.25	3	4	3	4	3	4	0.775	2	5	2	5	2	5
0.275	3	5	2	3	2	3	0.8	2	5	2	5	2	4
0.3	2	4	2	4	2	2	0.825	2	5	2	5	2	5
0.325	2	4	2	4	1	4	0.85	2	5	2	4	2	4
0.35	2	4	2	4	2	4	0.875	2	3	2	3	1	3
0.375	2	4	2	4	2	4	0.9	2	5	2	4	2	4
0.4	2	4	2	4	2	4	0.925	2	5	2	5	2	3
0.425	2	4	2	4	2	3	0.95	2	5	2	4	2	3
0.45	3	4	2	4	2	3	0.975	2	5	2	5	2	5
0.475	3	4	2	3	2	3	0.99	2	5	2	5	2	5
0.5	3	5	2	2	2	2	—	—	—	—	—	—	—

注:用于模型参数估计的样本内观测值为 2 494,样本外观观测值为 250。二维 VAR for VaR 模型的做法是将 5 个金融市场的收益率算术加权平均成综合指数,然后用某个金融市场和综合指数两两拟合从而得到相应的参数估计值,再预测样本外的分位数。

三、压力测试

本文实施两种压力测试以检验单个或多个金融市场的冲击对其他金融市场尾部风险的影响。本文以股票市场为例,第一种压力测试是利用分位数脉冲响应函数来检验单个市场的单期冲击对股市尾部风险的影响。压力情景设定为,第 i 个金融市场在第 t 期的收益率增加或减少 1 个百分点。这种压力测试的目的是检验单个金融市场的临时冲击对其他金融市场尾部风险的影响以及金融市场能否吸收消化短期冲击的影响。第二种压力测试是考察当外汇、国债、大宗商品和金融期货市场

处于不同状态时股票市场的左尾和右尾风险会如何变化。

(一)分位数脉冲响应

第一种压力测试是基于分位数脉冲响应函数(简称“QIRF”),在 VAR for VaR(1,1)模型下,具体计算公式如下:

当 $s = 1$ 时, $qirf_{ks} = AD_t$
当 $s > 1$ 时, $qirf_{ks} = B^{s-1}AD_t$ (6)

其中, $qirf_{ks} = [qirf_{ks}^1, qirf_{ks}^2, \dots, qirf_{ks}^N]'$, $k = 1, 2, \dots, N, s = 1, 2, 3, \dots$ 为第 t 期 Y_{kt} 冲击对 q_{t+s} 的影响; $qirf_{ks}^i$ 是第 t 期 Y_{kt} 的冲击 δ 对第 i 个市场的

q_{it+s} 的影响。 D_t 是维度为 $N \times 1$ 的列向量代表第 t 期的冲击大小,其中只有第 k 个元素不为零而其余元素皆为零。这意味着在 t 期冲击 δ 只是针对 Y_{kt} 。

图2展示了在面对其他金融市场冲击的情况下股票市场的分位数脉冲响应结果。由图2可见,外汇、国债、大宗商品和金融期货市场的冲击会使得股市收益率的左尾分位数变小,而右尾分位数变大,这意味着4个市场的冲击会使得股市的波动变大。但4个市场的冲击对股市收益率分布的中间部分几乎毫无影响,这是因为表2显示当 $0.375 \leq$

$\theta \leq 0.625$ 时矩阵 A 和 B 的非对角线参数联合不显著。此外,其他金融市场的冲击对股市收益率右尾分位数部分的影响要略大于其对股市收益率左尾分位数部分的影响。就不同金融市场冲击的影响大小而言,金融期货市场的冲击影响最大,大宗商品市场次之,外汇市场和国债市场最小。最后,其他金融市场的单期冲击使得股票市场的分位数初期变化较大,但冲击的影响会在20个交易日内收敛到零,这说明股票市场能吸收消化其他金融市场短期冲击的影响。

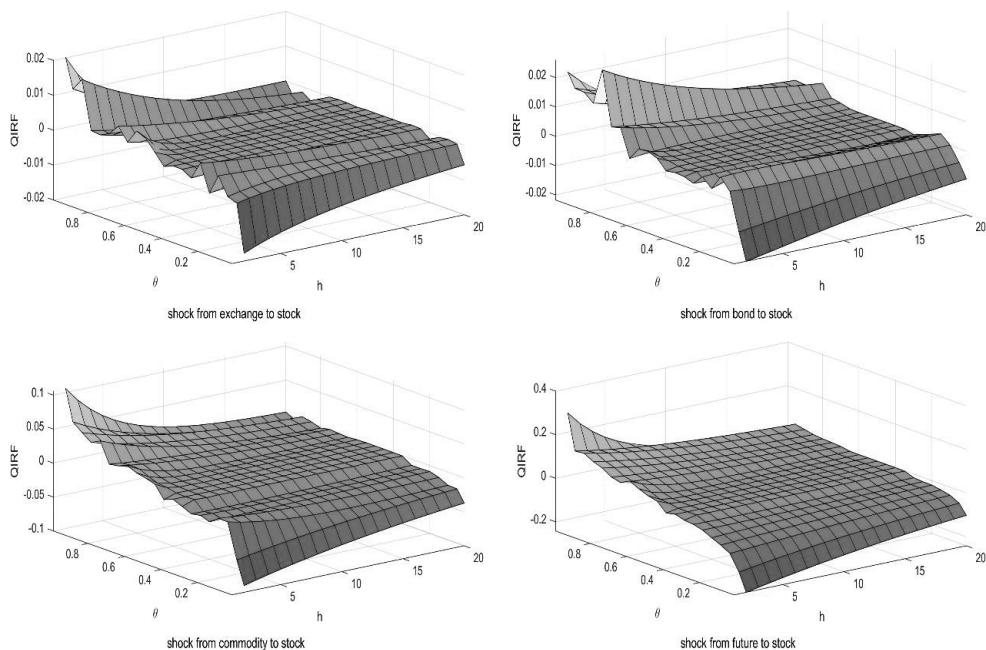


图2 其他金融市场的冲击对股票市场的分位数的影响

注:从左到右,从上到下,4幅图的压力情景分别是外汇、国债、大宗商品和金融期货四个市场的收益率分别增加或减少1%。

(二)考虑多市场状态的压力测试

本文进一步考察当汇市、债市、大宗商品和金融期货市场在样本期内始终处于正常状态或危机状态时股市极端风险的变化情况,其中正常状态(或危机状态)是指在样本期内这4个金融市场的收益率分别等于其每期的中位数(或5%分位数)。在压力情景的具体计算中外汇、国债、大宗商品和金融期货市场的收益率分别等于其每期的中位数或5%分位

数,但股票市场的收益率保持不变,然后将这些值代入VAR for VaR模型计算压力情景下股市收益率的5%分位数。在这样的设定下,本文可以将用历史数据计算的股市的5%分位数与压力情景下计算的股市的5%分位数进行比较,以此来判断在不同压力测试情景下股市的左尾风险如何变化^③。

图3显示相较于历史数据计算的股市收益率

^③ 我们也探究了在不同压力测试情景下股市的右尾风险如何变化,其结果显示当其他4个金融市场处于正常状态时股市的右尾风险会降低而当其他4个金融市场处于危机状态时股市的右尾风险会上升。此外,我们也考虑了其他市场处于不同压力情景下股市收益率的2.5%分位数,其结果与股市的5%分位数的变化一致。

的 5% 分位数, 外汇、国债、大宗商品和金融期货市场始终处于正常状态的设定会使得样本期内股市收益率的 5% 分位数变大 0.5 个百分点左右, 但股市收益率的 5% 分位数的最小值由 -8% 变为 -6%。相反地, 其他 4 个金融市场始终处于危机

状态的设定会使得股市收益率的 5% 分位数变小 0.5 个百分点左右, 也会促使股市收益率的 5% 分位数的最小值下降至少 1 个百分点。这说明保持外汇、国债、大宗商品和金融期货市场的稳定有助于降低股市的左尾风险。

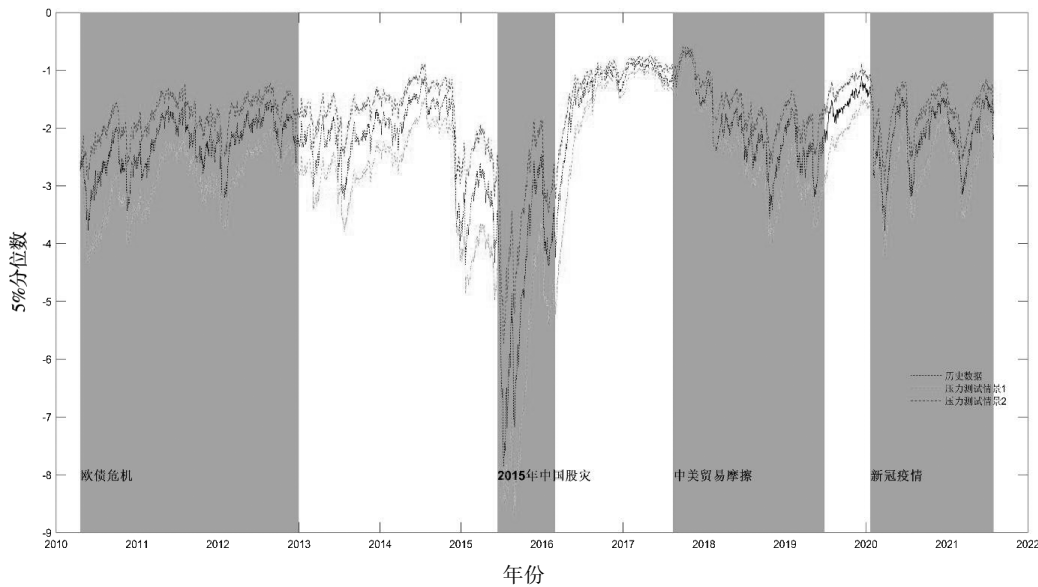


图3 其他市场处于不同压力情景下股市收益率的 5% 分位数

注: 历史数据是指样本数据; 压力情景 1 是样本期内其他金融市场始终处于危机状态, 即在每个时点上收益率分别等于其自身的 5% 分位数; 压力情景 2 是样本期内其他金融市场始终处于正常状态, 即在每个时点上收益率分别等于其自身的中位数。

四、金融市场波动风险和崩盘风险的对冲

金融市场间不仅存在风险传染效应, 还存在风险对冲效应。当某个金融市场的波动风险变大或出现崩盘风险 (收益呈现左偏) 时, 投资者为规避相应的风险将资金转移至其它金融市场, 从而推高其他金融市场的预期收益, 这种情况意味着其他金融市场能够对冲该金融市场的波动风险或崩盘风险。对中国金融市场间风险对冲效应的研究大多聚焦于股市和债市, 较少涉及中国其他金融市场的风险对冲效应。

本文分析单个金融市场的波动风险和崩盘风险是否影响其他金融市场的预期收益, 以此探究中国的股市、债市、汇市、大宗商品和金融期货市场等 5 个金融市场能否对冲彼此的波动风险和崩盘风险。考虑到现有研究用负偏度衡量股价崩盘

风险^[22-23], 本文用偏度和波动这两个指标分别衡量金融市场的崩盘风险和波动风险。具体而言, 偏度越小意味着金融市场的崩盘风险越大, 而波动越大意味着金融市场的波动风险越大。

Pearson 等^[24] (简称“PT”) 提出用 5% 和 10% 的无条件分位数和中位数估计样本无条件的均值和方差, 而 Kim 等^[25] 提出用样本的无条件分位数计算样本无条件的偏度和样本峰度。在此基础上, 使用高维 VAR for VaR 模型预测的第 i 个金融市场多个 $q_{it}(\theta)$ 计算相应市场在第 t 期的均值 μ_t^i 、波动 sd_t^i 、偏度 skw_t^i 和峰度 kur_t^i , 这种做法能够有效地减轻收益率的极端值对收益率的均值、波动、偏度和峰度的影响。相应的计算公式如下^④:

$$\mu_t^i = 0.63 q_{it}(0.5) + 0.185 [q_{it}(0.05) + q_{it}(0.95)] \quad (7)$$

④ 另外也有基于 10% 和 90% 分位数来计算 μ_t^i 、 sd_t^i 、 skw_t^i 和 kur_t^i 的方法, 但本文主要关注尾部极端风险, 所以在文中采用 5% 和 95% 分位数来计算上述统计量。

$$sd_t^i = \frac{q_{ii}(0.95) - q_{ii}(0.05)}{3.2897} \quad (8)$$

$$skw_t^i = \frac{q_{ii}(0.95) + q_{ii}(0.05) - 2q_{ii}(0.5)}{q_{ii}(0.95) - q_{ii}(0.05)} \quad (9)$$

$$kur_t^i = \frac{q_{ii}(0.95) - q_{ii}(0.05)}{q_{ii}(0.75) - q_{ii}(0.25)} - 2.4387 \quad (10)$$

为减轻极端值的影响,本文对每个金融市场的时变均值、时变波动、时变偏度和时变峰度进行1%和99%的缩尾处理。

本文接下来研究金融市场的波动风险和崩盘风险是否会对另一个金融市场的预期收益产生影响。为此,本文构建如下回归模型:

$$\hat{\mu}_t^j = \beta_0^j + \beta_1^j \hat{sd}_t^i + \beta_2^j \hat{skw}_t^i + \beta_3^j \hat{sd}_t^j + \beta_4^j \hat{skw}_t^j + \beta_5^j \hat{kur}_t^i + \lambda_t + \varepsilon_t^j \quad (11)$$

式(11)中, λ_t 为时间固定效应,包括年份、月份和周内固定效应。 $\hat{\mu}_t^j$ 是第 j 个金融市场收益率在第 t 期的均值, $\hat{sd}_t^i$ 、 $\hat{skw}_t^i$ 和 $\hat{kur}_t^i$ 分别是第 i 个金融市场在第 t 期的标准差、偏度和峰度。当上标 j 为股票市场时,上标 i 为外汇市场、国债市场、大宗商品市场或金融期货市场;当上标 i 为股票市场时,上标 j 为外汇市场、国债市场、商品市场或金融期货市场。本文分别用条件波动和条件偏度来衡量第 i 个金融市场的不确定程度和左尾的极端风险。条件波动变大意味着市场的不确定程度增加,而条件偏度变小意味着市场的崩盘风险上升。 β_1^j 为正意味着第 j 个市场的预期收益与第 i 个市场的波动正相关,这说明第 j 个市场能够对冲第 i 个市场的波动风险。同样地, β_2^j 为负意味着第 j 个市场的预期收益与第 i 个市场的偏度负相关,这说明第 j 个市场能够对冲第 i 个市场的极端风险。

考虑到VAR for VaR模型中 $q_t(\theta)$ 与 $q_{t-1}(\theta)$ 相关的设定有可能导致 μ_t^i 、 sd_t^i 、 skw_t^i 和 kur_t^i 分别与其滞后一期的值相关,同时为了从低阶因子分离高阶因子的影响,借鉴Yang等^[19]、周颖刚等^[20]研究,本文利用辅助回归分别从 μ_t^i 、 sd_t^i 、 skw_t^i 和 kur_t^i 中剥离自相关和低阶因子的影响。具体而言, $\hat{\mu}_t^i$

是 μ_t^i 为解释变量而 μ_{t-1}^i 为被解释变量的线性回归方程的残差,而 $\hat{sd}_t^i$ 是 sd_t^i 对 sd_{t-1}^i 和 $\hat{\mu}_t^i$ 进行最小二乘估计得到的残差。类似地, $\hat{skw}_t^i$ 为 skw_t^i 对 skw_{t-1}^i 、 $\hat{sd}_t^i$ 和 $\hat{\mu}_t^i$ 进行回归得到的残差, $\hat{kur}_t^i$ 为 kur_t^i 对 kur_{t-1}^i 、 $\hat{skw}_t^i$ 、 $\hat{sd}_t^i$ 和 $\hat{\mu}_t^i$ 进行回归得到的残差。

表4展示了中国汇市、债市、大宗商品市场、金融期货市场和股市5个金融市场两两之间的波动风险和崩盘风险的对冲效应。就汇市而言,汇市的波动只对大宗商品市场的预期收益有显著的正向影响,对金融期货市场的预期收益有正向影响但不显著,对债市和股市的预期收益的影响为负,这意味着只有大宗商品市场能够明显对冲汇市的波动风险。汇市的偏度对大宗商品市场、金融期货市场和股市的预期收益的影响显著为负,考虑到偏度越小意味着崩盘风险越大,这意味着大宗

表4 金融市场的风险对冲效应

序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	exchange	bond	commodity	future	stock
外汇市场					
$\hat{sd}_t^{exchange}$	—	-0.005 * (0.003)	0.279 *** (0.032)	0.039 (0.026)	-0.047 (0.031)
$\hat{skw}_t^{exchange}$	—	0.003 *** (0.001)	-0.084 *** (0.014)	-0.134 *** (0.013)	-0.063 *** (0.015)
调整 R ²	—	0.022	0.246	0.267	0.112
债券市场					
$\hat{sd}_t^{bond}$	-0.016 *** (0.002)	—	0.209 *** (0.039)	0.076 ** (0.030)	0.132 *** (0.036)
$\hat{skw}_t^{bond}$	-0.001 (0.001)	—	-0.037 *** (0.013)	-0.013 (0.013)	0.183 *** (0.012)
调整 R ²	0.065	—	0.220	0.201	0.223
大宗商品市场					
$\hat{sd}_t^{commodity}$	0.001 (0.000)	0.001 (0.001)	—	0.032 *** (0.009)	-0.026 * (0.014)
$\hat{skw}_t^{commodity}$	-0.005 *** (0.001)	0.002 (0.002)	—	-0.267 *** (0.020)	-0.019 (0.021)
调整 R ²	0.025	0.019	—	0.295	0.099
股指期货市场					
$\hat{sd}_t^{future}$	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	-0.035 *** (0.005)	—	-0.003 (0.006)
$\hat{skw}_t^{future}$	-0.002 (0.001)	-0.003 (0.003)	-0.486 *** (0.037)	—	0.014 (0.034)
调整 R ²	0.011	0.021	0.288	—	0.092
股票市场					
$\hat{sd}_t^{stock}$	-0.000 (0.000)	0.002 *** (0.001)	-0.031 *** (0.007)	-0.031 *** (0.006)	—
$\hat{skw}_t^{stock}$	-0.006 *** (0.001)	0.002 (0.004)	-0.122 *** (0.033)	-0.097 *** (0.027)	—
调整 R ²	0.032	0.025	0.220	0.223	—

注:括号内是参数的稳健标准误;*、**、***分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 和 $p < 0.01$ 时有统计学意义。表中的5项回归都控制了年份固定效应、月份固定效应和周内效应。

商品市场、金融期货市场和股市能够明显地对冲汇市的崩盘风险。同样地,债市的波动风险能够被大宗商品市场、金融期货市场和股市明显地对冲,而债市的崩盘风险能够被大宗商品市场、汇市和金融期货市场对冲但只有大宗商品市场有显著的对冲效果。另外,金融期货市场能够明显对冲大宗商品市场的波动风险和崩盘风险但汇市只能明显对冲大宗商品市场的崩盘风险。此外,除了大宗商品市场能明显对冲金融期货市场的崩盘风险以外,其余 4 个市场无法对冲金融期货市场的波动风险和崩盘风险。最后,股市的波动风险能被债市显著对冲,而股市的崩盘风险则能被大宗商品市场和金融期货市场显著地对冲。综上所述,大宗商品和金融期货能够有效地对冲其他金融市场的波动风险和崩盘风险,但汇市、债市和股市无法对冲其他金融市场的波动风险和崩盘风险。

五、结论与政策建议

(一) 研究结论

Wald 检验和 VaR 的后验分析的结果证实汇市、债市、大宗商品市场、金融期货市场和股市 5 个市场间存在极端风险溢出效应。溢出效应的大小取决于金融市场的状态,当金融市场处于正常状态时市场之间只有微弱的溢出效应,但当金融市场处于危机状态或泡沫状态时金融市场间的溢出效应显著。以股市为例,就单个金融市场的冲击的影响而言,股票市场与大宗商品市场和金融期货市场间极端风险溢出效应要大于股票市场与外汇市场和国债市场间极端风险溢出效应。就联合冲击的影响而言,四个金融市场处于危机状态会增加股市的左尾风险,而四个金融市场处于正常状态会减少股市的左尾风险。

以往文献发现金融市场间存在波动风险的相互传染,但本文进一步地发现金融市场之间存在波动风险和崩盘风险的对冲,即一个金融市场的预期收益与另一个金融市场的波动风险或崩盘风险正相关。具体而言,外汇市场和股票市场能够

实现波动风险和崩盘风险的互相对冲但崩盘风险的对冲幅度微弱。股票市场和国债市场能够实现波动风险的互相对冲但不能实现崩盘风险的互相对冲。随着大宗商品市场的金融化,股票市场能够对冲大宗商品市场的波动风险和崩盘风险但大宗商品市场不能对冲股市的波动风险和崩盘风险。

(二) 政策建议

本文的发现具有重要的现实意义。本文发现风险对冲的效应只存在于某些金融市场之间,但随着金融改革的推进以及市场限制的降低,金融市场间的风险对冲效应会更强,投资者可以基于不同金融市场间能否实现风险对冲的情况制定不同的投资策略。此外,中国的 5 个主要的金融市场在危机状态或泡沫状态有明显的极端风险的溢出效应,同时 4 个金融市场处于正常状态会使得股市的尾部风险有明显的下降,因此金融市场的稳定是系统性工程,需要政府的顶层设计和多个监管部门的通力合作。在泡沫或过度繁荣时期风险更容易积累,因此监管部门要警惕 5 个金融市场在泡沫状态的风险传染。总之,为维护国内金融市场稳健运行,监管部门既要推动和活跃资本市场,也要将人民币汇率稳定在合理均衡水平,防范跨境资金的异常波动风险,同时引导稳定金融市场行为和预期,根据市场形势及时采取措施,防范股市、债市、汇市、大宗商品市场和金融期货市场的风险传染。

参考文献:

- [1] 苗文龙. 金融危机与金融市场间风险传染效应:以中、美、德三国为例[J]. 中国经济问题, 2013(3): 89-99.
- [2] 尹力博,柳依依. 中国商品期货金融化了吗:来自国际股票市场的证据[J]. 金融研究, 2016(3): 189-206.
- [3] CHULIÁ H, TORRÓ H. The economic value of volatility transmission between the stock and bond markets[J]. Journal of futures markets: futures, options, and other derivative products, 2008, 28(11): 1066-1094.
- [4] 胡秋灵,马丽. 我国股票市场和债券市场波动溢出效应分析[J]. 金融研究, 2011(10): 198-206.
- [5] 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[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, 26 (12): 109-119.
- [6] REBOREDO J C, RIVERA-CASTRO M A, UGOLINI A. Downside and upside risk spillovers between exchange rates and stock prices [J]. Journal of banking & finance, 2016 (62): 76-96.
- [7] BÜYÜKŞAHİN B, ROBE M A. Speculators, commodities and cross-market linkages [J]. Journal of international money and finance, 2014, 42 (C): 38-70.
- [8] SHAHZAD S J H, RAZA N, SHAHBAZ M, et al. Dependence of stock markets with gold and bonds under bullish and bearish market states [J]. Resources policy, 2017 (52): 308-319.
- [9] 周卫华, 李一诺, 谭静. 加密货币与股票市场风险相关性研究[J]. 中国软科学, 2021 (S1): 116-126.
- [10] JIAN Z, WU S, ZHU Z. Asymmetric extreme risk spillovers between the Chinese stock market and index futures market: an MV-CAViaR based intraday CoVaR approach [J]. Emerging markets review, 2018 (37): 98-113.
- [11] 张信东, 赵芳. 沪、深股票市场与香港股票市场的溢出效应: 基于发布“港股直通车”方案前后的比较分析 [J]. 南开管理评论, 2009, 12 (4): 99-106.
- [12] 陈创练, 张年华, 黄楚光. 外汇市场、债券市场与股票市场动态关系研究 [J]. 国际金融研究, 2017 (12): 83-93.
- [13] 何德旭, 苗文龙. 国际金融市场波动溢出效应与动态相关性 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32 (11): 23-40.
- [14] 谭小芬, 张峻晓, 郑辛如. 国际大宗商品市场与金融市场的双向溢出效应: 基于 BEKK-GARCH 模型和溢出指数法的实证研究 [J]. 中国软科学, 2018 (8): 31-48.
- [15] HALBERT W, KIM T H, MANGANELLI S. VAR for VaR: measuring tail dependence using multivariate regression quantiles [J]. Journal of econometrics, 2015, 187 (1): 169-188.
- [16] 曾裕峰, 温湖炜, 陈学彬. 股市互联, 尾部风险传染与系统重要性市场: 基于多元分位数回归模型的分析 [J]. 国际金融研究, 2017 (9): 86-96.
- [17] 李政, 郝毅, 袁瑾. 在岸离岸人民币利率极端风险溢出研究 [J]. 统计研究, 2018, 35 (2): 29-39.
- [18] WEN D, WANG G, MA C, et al. Risk spillovers between oil and stock markets: a VAR for VaR analysis [J]. Energy economics, 2019 (80): 524-535.
- [19] YANG J, ZHOU Y, WANG Z. Conditional coskewness in stock and bond markets: time-series evidence [J]. Management science, 2010, 56 (11): 2031-2049.
- [20] 周颖刚, 林珊珊, 洪永淼. 中国股市和债市间避险对冲效应及其定价机制 [J]. 经济研究, 2020, 55 (9): 42-57.
- [21] BERKOWITZ J, CHRISTOFFERSEN P, PELLETIER D. Evaluating value-at-risk models with desk-level data [J]. Management science, 2011, 57 (12): 2213-2227.
- [22] CHEN C Y H, HÄRDLE W K, OKHRIN Y. Tail event driven networks of SIFIs [J]. Journal of econometrics, 2019 (1): 282-298.
- [23] JIN X, CHEN Z, YANG X. Economic policy uncertainty and stock price crash risk [J]. Accounting & finance, 2019, 58 (5): 1291-1318.
- [24] PEARSON E S, TUKEY J W. Approximate means and standard deviations based on distances between percentage points of frequency curves [J]. Biometrika, 1965 (3/4): 533-546.
- [25] KIM T H, WHITE H. On more robust estimation of skewness and kurtosis [J]. Finance research letters, 2004 (1): 56-73.

(本文责编: 默 黎)