

股票与外汇市场尾部风险的跨市场传染研究^①

杨子晖, 陈雨恬, 张平森

(中山大学岭南学院, 广州 510275)

摘要: 随着国际经济环境联系的日益紧密, 防范尾部金融风险的快速扩散与跨市场传染成为了各国政府当局与学术界的重要议题. 在此背景下, 采用条件自回归风险价值模型, 准确测度了全球45个主要国家(地区)股票市场与外汇市场的尾部风险. 同时, 从体制区间效应的角度进一步探讨在非线性框架下进行研究的合理性, 深入考察各经济体内部尾部风险跨市场的非线性传染. 其次, 从动态视角分析尾部金融风险在我国股市与汇市间的动态演变, 以及美国金融风险的跨国传染情况. 最后, 基于多元多分位数条件自回归风险价值模型, 具体量化了各经济体尾部风险传染的强度, 并展开跨国、跨市场的比较与分析. 在此基础上, 针对加强我国系统性金融风险的防范体系及监管方向提出了若干建议, 它将有助于改进系统性金融风险的测度指标、化解国际股票市场与外汇市场尾部风险的外溢冲击, 为我国防范跨市场的交叉性金融风险、维护金融稳定提供理论分析与实证检验的参考依据.

关键词: 系统性金融风险; 尾部风险; 多元多分位数条件自回归风险价值模型

中图分类号: F831.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2020)08-0054-24

0 引言

2008年席卷全球的国际金融危机引发了世界各国对系统性金融风险的广泛关注, 在联系日益紧密的国际经济环境下, 防范尾部金融风险的快速扩散与跨市场传染成为了各国政府当局与学术界的重要议题. 另一方面, 自2005年7月21日我国加快进行“人民币汇率形成机制改革”以来, 人民币开始盯住一篮子货币并进行有管理的浮动, 汇率的弹性与波动显著增强, 人民币国际影响力日渐上升. 与此同时, 在经济全球化的进程中, 我国金融市场自由化程度不断提高, 与国际资本市场的互动更为紧密, 跨市场的共振暴跌事件频频出现, 例如2015年8月24日, 道琼斯指数跌幅高达8.02%, 人民币指数随即下调61.4个基点,

上证综指重挫8.49%. 正因如此, 如何有效防范全球外汇与股票市场的尾部风险冲击成为了现阶段维护国家金融安全与稳定的重要环节. 2017年4月召开的金融稳定工作会议指出“将防范跨行业、跨市场的交叉性金融风险作为维护金融稳定的重点领域”, 并且需要“更加重视防范风险交叉传染和系统性金融风险”. 习近平总书记在2017年4月15日中共中央政治局的集体学习上更是进一步强调“准确判断风险隐患是保障金融安全的前提”. 由此可见, 现阶段对全球尾部金融风险在股票市场与外汇市场间的联动关系展开深入研究, 考察系统性金融风险的跨市场、跨地区传染显然具有重要的学术价值与现实意义. 它将有助于进一步改进系统性金融风险的测度指标、完善金融监管体系与风险处理机制, 从而未雨绸

^① 收稿日期: 2019-02-27; 修订日期: 2019-11-13.

基金项目: 国家社会科学基金重大资助项目(17ZDA073).

作者简介: 杨子晖(1979—), 男, 广东揭阳人, 教授, 博士生导师. Email: yangzhui@mail.sysu.edu.cn

《中国学术期刊(光盘版)》电子杂志社编者注: 本文中涉及香港、台湾的“国”均应为“国(地区)”, “国家”均应为“国家(地区)”, “国别”均应为“国别(地区)”。

缪地防范尾部风险联动造成的系统性风险隐患,缓解国际金融市场的外溢性冲击,为我国“货币政策+宏观审慎政策”双支柱调控框架的制度性设计与安排提供理论分析与实证检验的参考依据。

系统性风险可以通过金融市场间的相互联系而迅速传播,从而使得单个市场(机构)的风险对整个金融体系造成严重的负面影响^[1]。其中,尾部风险事件更容易对金融机构产生巨大冲击,并进一步加大了危机发生的概率^[2]。同时,这些位于损失分布尾部的风险,相互间存在普遍的依赖性,具有在金融机构之间快速扩散的传染力,从而极易引发系统性金融风险^[3,4]。正因如此,构建合适的风险测度指标以有效衡量各金融市场的尾部风险,并在此基础上深入研究各市场间尾部风险的联动效应对于维护金融体系的稳定至关重要^[5]。随着该领域研究的不断发展,基于不同研究视角构建的系统性风险的度量指标被相继提出,代表性的包括风险价值(value-at-risk, VaR)、条件风险价值^[6]、边际期望损失^[7]、系统性期望损失^[7]等。其中,风险价值概念简单,普适性强,能够仅使用一个数值来刻画任何投资组合的市场风险,目前为国内外大多数金融机构所采用。然而由于缺乏凸性和次可加性, VaR 被认为是不满足一致性的风险度量指标^[8]。同时,由于金融资产的收益率序列具有明显的条件异方差性、尖峰厚尾和波动聚集性等特征,基于正态分布假设的传统 VaR 估计结果往往存在显著偏差。正因如此,现有研究往往采用 T 分布、Logistic 分布和 Ged 分布等代替传统的正态分布假设^[9,10],或是使用历史模拟、蒙特卡洛模拟等方法对 VaR 进行估计^[11,12]。此外,由于相关研究表明,使用最优化途径方法估计参数,而非直接对分布做出正态假定时,能够有效克服过往 VaR 方法的不足,此后基于分位数回归估计 VaR 的半参数方法也开始为学界所重视。

与此同时,随着该领域研究的不断发展,相关文献发现金融投资组合的分布会随着时间推移而发生相应变化^[13,14],因此构建适合时变条

件分位数的模型成为了测度 VaR 的关键所在。此外,金融资产的收益率分布在不同的信息冲击和商业周期阶段中,也会呈现出显著的非对称性^[15]。正因如此,Engle 和 Manganelli^[13]构建了条件自回归风险价值(conditional autoregressive value at risk, CAViaR)模型,使用自回归过程来刻画分位数的演化,并提出了“非对称斜率模型”、“间接 GARCH 模型”、“对称绝对值模型”以及“适应性模型”四类估计模型,从而极大地改进了尾部金融风险的测度方法。在此之后,相关学者基于上述方法从多个不同角度对系统性金融风险展开了深入研究。如 Huang 等^[16]研究表明,在采用 CAViaR 模型测度 1994 年~2008 年美国的六个股票指数尾部风险的基础上,能够准确估计指数间的溢出效应。Wang 等^[14]在 CAViaR 模型与 Granger 因果检验的框架下构建了 2006 年~2015 年期间美国银行、多元金融、保险和房地产部门间的尾部风险溢出网络,研究发现房地产和银行部门是金融风险的净输出者。

除此之外,相关文献进一步表明,股票市场与外汇市场的尾部风险之间也存在着显著的联动关系,这就意味着单个市场的金融风险会通过两者的关联途径而快速传染^[17]。因此,深入考察股票市场与外汇市场间尾部风险的联动效应,成为了监管当局在防控系统性金融风险、维持金融市场安全与稳定时亟待重视的核心问题,学术界对此也展开了深入的研究。其中,Delgado 等^[18]采用向量自回归模型分析了 1992 年至 2017 年间墨西哥油价、名义汇率、股市指数和消费价格指数之间的关系,分析结果表明汇率的升值与股票指数的上涨显著相关。Zheng 等^[19]基于 TVP-VAR 模型对香港的股指和汇率间的动态关系展开分析,研究发现对外汇进行干预会显著提高股票的波动性。

纵观该领域的研究,国内有关系统性金融风险的文献已对银行市场、股票市场或汇率市场的内部传染进行了较好的阐述与分析^[20-24],而有关跨市场风险传染的研究还相对较少,尤其基于全球视野的跨国研究更是相对缺乏;其次,国外大部分文献主要考察单个经济体内部股票市场与外汇

市场的风险传递,较少在统一的框架下对各国进行系统性的比较分析,也常常忽略了风险具有在全球范围内的股市与汇市间进行广泛传播的特征^[14,18]。然而,近年来相继爆发的国际金融危机、欧债危机等全球性的金融风险事件却让人们深刻地认识到,经济全球化进程导致各国金融体系之间依存度日益提高,全球金融体系的密切关联也使得单个金融体系的内部冲击最后可能演变为具有全球性破坏力的危机事件。因此,为了有效防控系统性金融风险,对容易造成金融系统大幅震荡的尾部风险事件展开深入研究显得尤其重要^[21]。而现有文献在采用 VaR 指标刻画尾部风险时,往往结合传统的估计方法构造金融市场的损失分布,但随着该领域研究的不断深入,相关文献分析表明,股票回报以及汇率变动的分布均不服从标准正态分布,且随着时间的推移将发生动态变化^[14]。因此,为了对尾部风险进行准确测度,使用刻画时变条件分位数的 CAViaR 测度指标显然具有更好的学术价值和现实意义。此外,目前极少有文献探讨金融市场之间尾部风险传导的非线性关系,现有研究大多是在线性框架下对两者间的风险溢出效应进行分析^[25,26]。最新研究相继表明,汇率风险暴露往往呈现出不对称的非线性结构^[27]。而且,金融资产价格在动态演变中也存在着显著的非线性特征,从而使得系统性风险在金融市场间传递时往往发生非线性转变^[2,14]。因此,在传统的线性框架下考察金融风险的跨市场传染,将导致检验结论产生显著的偏差,进而难以对尾部风险在市场间的传递进行有效监控^[28]。此外,需要进一步指出的是,现有研究在考察全球金融尾部风险传导时,常常采用传统的分位数回归方法或者传统的 GARCH 模型,然而此类方法未必能正确测度不同序列的不同分位数,且无法准确捕捉风险冲击下各市场的不对称波动,故而难以有效刻画不同国家市场间系统性风险的异质分布^[29]。因此,使用全面涵括多个随机变量、置信水平和多种分位数滞后阶数的模型,准确考察各国金融市场间的尾部风险溢出效应显得十分重要

要^[30]。最后,在考察尾部风险的跨市场传染效应中,进一步甄别、区分“境内与境外”、“发达国家与发展中国家”以及典型国家金融市场对我国的冲击影响更是尤为必要,它对于更具针对性地“防范金融市场异常波动,防控输入性风险”具有现实的指导意义^②。

有鉴于此,本文尝试着在现有研究的基础上做一个有益的补充,采用前沿的 CAViaR 测度方法考察全球 45 个主要国家(地区)股票市场与汇率市场的尾部风险。在此基础上,从体制区间效应的角度考察各个市场尾部风险的非线性特征。与此同时,还运用了前沿的非线性 Granger 因果关系检验,深入研究了各经济体股票与外汇市场间的风险传导效应。其次,进一步采用“滚动非线性检验”方法,从动态分析的角度考察风险的联动效应。在此基础上研究相关风险事件对我国资本市场的影响与冲击。此外,结合最新发展的多元多分位数条件自回归风险价值(MVMQ-CAViaR)模型,从风险溢出的角度考察包括我国在内的 45 个国家(地区)的股票和外汇市场尾部风险的跨市场传染效应,深入对比分析境内与境外、发达国家与发展中国家金融市场对我国的冲击影响,并在此基础上准确测度了代表性国家对我国资本市场的风险溢出效应。最后,提出了富有启发意义的建议,它不仅有助于进一步改进系统性金融风险的衡量指标、完善跨市场金融监管体系与风险处理机制,而且还有助于进一步防范国际金融市场尾部风险的外溢冲击,健全“货币政策和宏观审慎政策”双支柱调控框架,并为我国“守住不发生系统性金融风险的底线”提供理论分析与实证检验的参考依据。

1 模型设定、方法说明

1.1 条件分位自回归风险价值模型

目前,风险价值(VaR)是国内外大多数监管机构与金融部门所使用的衡量尾部风险的常用指

② 2019年3月李克强总理在政府工作报告中指出:防范化解重大风险应“强化底线思维,防范金融市场异常波动,防控输入性风险”。

标,该测度指标衡量的是在给定的置信水平下,某一金融资产投资组合在一定的持有期内的最大可能损失。

因此,根据 VaR 的定义可以得到

$$P[y_t \leq VaR_t | \Omega_{t-1}] = \theta \quad (1)$$

其中显著水平 $\theta \in [0, 1]$, Ω_{t-1} 是在 $t-1$ 时刻的信息集。

大量研究表明,金融资产收益率序列往往随着时间的变化存在明显的波动性聚集现象,即收益率的分布具有自相关效应。因此,Engle 和 Manganelli^[13] 采用对分位数建模的方式替代以往研究对整个分布建模的方法,提出了条件分位自回归风险价值模型(CAViaR),以正确测度金融市场的尾部风险,即

$$V_t(\beta) = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i V_{t-i}(\beta) + \sum_{j=1}^q \beta_j l(y_{t-j}) \quad (2)$$

其中 β 的维度为 $b = p + q + 1$, $l(\cdot)$ 是依赖于有限数量的滞后观测值的函数,自回归条件 $\{\beta_i V_{t-i}(\beta)\}_{i=1}^p$ 确保 VaR 能够随时间的推移而平稳变化。他们提出,当前一天的收益率 y_{t-1} 极低时,第二日收益率会有较大的概率有所提高,即 VaR 对称依赖于 $|y_{t-1}|$ 。在此基础上,Engle 和 Manganelli 进一步提出了四种 CAViaR 模型,具体如下所示。

非对称斜率模型

$$V_t(\beta) = \beta_0 + \beta_1 V_{t-1}(\beta) + \beta_2 (y_{t-1})^+ + \beta_3 (y_{t-1})^- \quad (3)$$

间接 GARCH 模型

$$V_t(\beta) = [\beta_0 + \beta_1 V_{t-1}^2(\beta) + \beta_2 (y_{t-1}^2)]^{1/2} \quad (4)$$

对称绝对值模型

$$V_t(\beta) = \beta_0 + \beta_1 V_{t-1}(\beta) + \beta_2 |y_{t-1}| \quad (5)$$

适应性模型

$$V_t(\beta_0) = V_{t-1}(\beta_0) + \beta_0 \{ [1 + \exp(F[y_{t-1} - V_{t-1}(\beta_0)])^{-1} - \beta] \} \quad (6)$$

其中 F 是一个正的有限数,并且满足 $(y_{t-1})^+ = \max(y_{t-1}, 0)$, $(y_{t-1})^- = -\min(y_{t-1}, 0)$ 。上述模型中,仅非对称斜率模型能够刻画正回报和负回

报的非对称效应。

此外,为了评估选择的模型是否满足无偏、独立等性质,Engle 和 Manganelli 同样构建了一个动态分位检验测试(dynamic quantile test, DQ test)对 CAViaR 模型进行后验分析,从而检验模型的有效性。

具体而言,对于任意时刻 t ,当模型参数估计正确时,可根据式(1)重新表述为

$$\{I(y_t < VaR_t)\}_{t \neq 1}^T \sim \text{i. i. d} \quad (7)$$

其中 $\{I_t\}_{t \neq 1}^T$ 为示性函数。在此基础上,他们定义了如下方程

$$\begin{aligned} Hit(y_t, x_t, \theta) &\equiv Hit_{\theta t} \\ &\equiv \{I(y_t < VaR_t)\} - \theta \end{aligned} \quad (8)$$

则当模型参数估计正确时,恒有 $E(Hit_{\theta t} | \Omega_{t-1}) = 0$,即

$$\begin{aligned} Hit_{\theta t} &= \alpha_0 + \alpha_1 Hit_{\theta(t-1)} + \dots + \alpha_p Hit_{\theta(t-p)} + \\ &\alpha_{p+1} VaR_t + \alpha_{p+2} I_{year1,t} + \dots + \\ &\alpha_{p+2+n} I_{yearn+1,t} + \mu_t = X\alpha + \mu_t \end{aligned} \quad (9)$$

基于此,Engle 和 Manganelli 提出了以下的 DQ 检验统计量

$$DQ = \frac{\hat{\alpha}_{ols}' X' X \hat{\alpha}_{ols}}{\theta(1-\theta)} \sim \chi^2(p+n+2) \quad (10)$$

其中 $\hat{\alpha}_{ols}$ 为式(9)的系数矩阵的最小二乘估计值。当 DQ 检验统计量不显著时,表明风险测度指标无偏,模型能够对尾部风险进行有效刻画。

1.2 多元多分位数条件自回归风险价值(MVMQ-CAViaR)模型

分位数回归是分析各经济变量间条件分布的有力工具。传统的分位数回归仅仅将被解释变量的分位数简单地视作解释变量的线性组合,而 MVMQ-CAViaR 方法则尝试使用各解释变量的分位数对因变量的分位数进行回归,从而更好地捕捉变量间的尾部联系。因此,采用该方法对各个国家(地区)各个市场之间的尾部联动进行分析。

MVMQ-CAViaR 模型由 White 等^[30] 基于 Engle 和 Manganelli 提出的 CAViaR 模型扩展而来。具体而言,在原始的 CAViaR 模型中,被解释变量的分布只受到其自身滞后项的影响,即可将式(2)改写为

$$q_t(\theta) = c + A | Y_{t-1} | + Bq_{t-1}(\theta) \quad (11)$$

其中 $q_t(\theta)$ 表示某资产的收益率在 t 时刻的 θ 分位数,它受自身滞后项 $q_{t-1}(\theta)$ 和资产收益率的滞后项 $| Y_{t-1} |$ 的影响。

由于上述模型主要用于研究单个金融资产的尾部特征,无法刻画出市场间的联动作用,White 等在此基础上构建了 MVMQ-CAViaR 模型。他们提出,除受自身的滞后项影响外,被解释变量的分布也受到其它相关变量的滞后项的影响,并构建出如下的 MVMQ(1,1) 模型

$$q_{1,t}(\theta) = c_1 + a_{11} | Y_{1,t-1} | + a_{12} | Y_{2,t-1} | + b_{11}q_{1,t-1}(\theta) + b_{12}q_{2,t-1}(\theta) \quad (12)$$

$$q_{2,t}(\theta) = c_2 + a_{21} | Y_{1,t-1} | + a_{22} | Y_{2,t-1} | + b_{21}q_{1,t-1}(\theta) + b_{22}q_{2,t-1}(\theta) \quad (13)$$

把上式进一步转换为矩阵形式,即

$$q_t = c + A | Y_{t-1} | + Bq_{t-1} \quad (14)$$

其中 $q_{i,t}(\theta)$ 表示资产 i 的收益率在 t 时刻的 θ 分位数。

White 等指出,与 CAViaR 模型不同, $q_{i,t}(\theta)$ 还受到来自其他资产 j 的收益率滞后项 $| Y_{j,t-1} |$ 及其分位数滞后项 $q_{j,t-1}(\theta)$ 的影响。矩阵 A 与矩阵 B 的主对角元素 a_{11} 、 a_{22} 、 b_{11} 与 b_{22} 衡量了资产历史收益状况对自身尾部风险的影响,而非主对角元素 a_{12} 、 a_{21} 、 b_{12} 与 b_{21} 则刻画了历史收益对其它资产风险的冲击。因此, MVMQ-CAViaR 模型通过计算矩阵 A 、矩阵 B 非对角线元素的显著性,可以检验各个市场的收益之间是否存在尾部联动效应。

为了更直观地识别变量受冲击时对其他变量的影响,White 等还提出了伪脉冲响应函数的概念。与传统的脉冲响应函数衡量误差项在冲击下的影响不同,伪脉冲响应函数衡量了一个变量受到一次性冲击时对其他变量造成影响,即

$$\Delta_{i,s}(\tilde{Y}_{1t}) = \tilde{q}_{i,t+s} - q_{i,t+s}, s = 1, 2, 3, \dots \quad (15)$$

$\tilde{q}_{i,t+s}$ 为市场 j 处于困境时市场 i 的条件风险价值,而 $q_{i,t+s}$ 则为市场 i 的风险价值。通过计算处于困境的市场 j 给市场 i 的风险价值带来的变化 $\Delta_{i,s}(\tilde{Y}_{1t})$,可以刻画出市场 j 对市场 i 的尾部风险造成的影响以及该影响在不同时间内的演变趋势。

在此基础上,为了进一步检验 MVMQ-CAViaR 模型中各市场之间是否存在显著的尾部联动,借鉴 Wald 统计量的思想,在 MVMQ 模型下重新构造检验尾部风险溢出效应的统计量。针对原假设 $H_0: R\beta = r$ 构建统计量如下

$$(R\hat{\beta} - r)'(R \times \hat{VC}_T \times R)^{-1}(R\hat{\beta} - r) \xrightarrow{d} \chi^2(q) \quad (16)$$

其中 \hat{VC}_T 表示系数的协方差矩阵。对于原假设 $H_0: a_{12} = b_{12} = 0$ 以及 $H_0: a_{21} = b_{21} = 0$ 进行检验,分别判断市场 1 的尾部风险是否受市场 2 的显著影响,以及市场 2 的尾部风险是否受到来自市场 1 的显著影响;此时 $q = 2, r = 0$ 。当该统计量高于一定显著性水平下的临界值,即可认为市场间存在显著的尾部联动效应。

1.3 数据说明

为了对全球股票市场与外汇市场的尾部风险进行有效测度,并深入分析各市场间的联动关系,分别选用阿根廷、阿联酋、爱尔兰、奥地利、澳大利亚、巴西、比利时、波兰、丹麦、德国、俄罗斯、法国、菲律宾、芬兰、韩国、荷兰、加拿大、捷克、卢森堡、马来西亚、美国、墨西哥、挪威、欧盟、葡萄牙、日本、瑞典、瑞士、沙特阿拉伯、泰国、土耳其、西班牙、希腊、新加坡、新西兰、匈牙利、以色列、意大利、印度、印度尼西亚、英国、智利、中国、中国台湾以及中国香港,共计 45 个全球主要国家(地区)的股票市场指数以及有效汇率指数数据。鉴于数据的可获得性,选取的各经济体的股票指数及研究分析的样本区间如表 1 所示^④。其中,股指数据来源于 Yahoo Finance 数据库,汇率数据来源于国际清算银行。与此同时,考虑到在 2005 年 7 月 21 日,我国外汇市场进行了以市场供求为基础

④ 由于篇幅限制,在此没有列出所有国家的股指数据与样本区间,以备索方式提供。

的“人民币汇率形成机制改革”,人民币从单一盯住美元转为盯住一篮子货币进行有管理的浮动;此外,中国人民银行在 2015 年 8 月 11 日,宣布调整人民币对美元汇率中间价报价机制,进一步推动了人民币兑美元汇率中间价机制的市

场化. 因此为保证分析结果的有效性与合理性,分别以 2005 年 7 月 21 日、2015 年 8 月 11 日为分界点,将我国的样本区间划分为“汇改前”、“第一次汇改”与“第二次汇改”三组子样本进行比较分析.

表 1 部分国家股指数据及样本区间
Table 1 Stock index selection and sample interval of some countries

国家	股指	样本区间	国家	股指	样本区间
中国(汇改前)	上证综指	1997.7.1~2005.7.20	印尼	JKSE 指数	1997.7.1~2018.9.21
中国(第一次汇改)	上证综指	2005.7.21~2015.8.10	印度	孟买 30 指数	1997.7.1~2018.9.21
中国(第二次汇改)	上证综指	2015.8.11~2018.9.21	澳大利亚	AORD 指数	1997.7.1~2018.9.21
日本	日经 225 指数	1997.7.1~2018.9.21	比利时	Bel20 指数	1997.7.1~2018.9.21
韩国	KS11 指数	1997.7.1~2018.9.21	加拿大	TSX 指数	2001.3.14~2018.9.21
墨西哥	MXX 指数	1997.7.1~2018.9.21	智利	IPSA 指数	2002.1.1~2018.9.21
新西兰	NZ50 指数	2003.1.1~2018.9.21	德国	DAX 指数	1997.7.1~2018.9.21
英国	FTSE100 指数	2001.3.14~2018.9.21	法国	FCHI 指数	1997.7.1~2018.9.21
美国	道琼斯指数	1997.7.1~2018.9.21		

2 实证分析

2.1 各经济体股票市场与外汇市场尾部风险测度

首先,使用 CAViaR 模型测度了 45 个国家(地区)股票市场与外汇市场的尾部风险,并使用 DQ 检验对估计模型的总体拟合优度进行后验分析.遵循该领域的研究惯例^[14,31],当各市场的 DQ 检验统计量在 1% 的水平上不显著时,将采用非对称斜率模型对 VaR 进行估计.相反地,如果 DQ 检验高度显著,则将依次使用间接 GARCH 模型、对称绝对值模型和适应性模型来测度风险,直至 DQ 统计量无法通过 1% 的显著性水平检验,此

时,对应的模型为风险测度的最优模型.

由此,分别运用上述四种 CAViaR 模型测度了各金融市场在 5% 分位数下的和 1% 分位数下的尾部风险,并将估计结果和 DQ 检验的 p 值列于表 2^④.由表 2,可以清楚地看出,大部分的自回归系数 β_1 十分显著,表明金融资产的收益率分布存在明显的波动聚集效应.

与此同时,表 2 的分析结果清楚地表明,在非对称斜率模型下,绝大多数的 DQ 检验统计量在 1% 的显著性水平下均无法拒绝“风险测度指标无偏”的原假设,这就意味着基于“非对称斜率模型”的测度指标能够更好地反映各经济体股票市场与外汇市场的尾部风险,具备良好的适用性.

④ 由于篇幅限制,在该部分仅报道 1% 分位数下部分国家的估计结果,感兴趣的读者可以向作者索取其余国家以及 5% 分位数下的相应结果.

表 2 基于 CAViaR 模型的部分国家尾部风险测度结果 (1% 分位数)
Table 2 Measures of tail risk based on CAViaR in some countries (1% quantile)

模型	中国					美国					日本					
	非对称 斜率模型	间接 GARCH	对称绝 对值模型	适应 性模型												
β_0	股指	0.025*	0.087	0.029**	0.915***	0.082***	0.326***	0.101***	1.077***	0.188***	0.944***	0.232***	0.957***			
	汇率	[0.070]	[0.110]	[0.037]	[0.000]	[0.000]	[0.002]	[0.003]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
β_1	股指	0.015	0.006	0.003	0.416***	0.011**	0.008***	0.015***	0.321***	0.127***	0.083*	0.043	0.419***			
	汇率	[0.134]	[0.163]	[0.281]	[0.001]	[0.017]	[0.004]	[0.000]	[0.010]	[0.004]	[0.098]	[0.145]	[0.000]			
β_2	股指	0.941***	0.938***	0.944***	-	0.913***	0.886***	0.893***	-	0.838***	0.780***	0.792***	-			
	汇率	[0.000]	[0.000]	[0.000]	-	[0.000]	[0.000]	[0.000]	-	[0.000]	[0.000]	[0.000]	-			
β_3	股指	0.224***	0.474	0.187***	-	0.018	0.499	0.253***	-	0.205***	0.997***	0.487***	-			
	汇率	[0.000]	[0.187]	[0.000]	-	[0.404]	[0.365]	[0.000]	-	[0.000]	[0.007]	[0.000]	-			
RQ	股指	0.156***	0.285***	0.130***	-	0.141***	0.225	0.147***	-	0.370***	0.554***	0.296***	-			
	汇率	[0.000]	[0.000]	[0.000]	-	[0.000]	[0.298]	[0.000]	-	[0.000]	[0.000]	[0.000]	-			
DQ 检验 p 值	股指	0.182***	-	-	-	0.384***	-	-	-	0.538***	-	-	-			
	汇率	[0.000]	-	-	-	[0.000]	-	-	-	[0.000]	-	-	-			
p 值	股指	0.241***	-	-	-	0.114**	-	-	-	0.132***	-	-	-			
	汇率	[0.000]	-	-	-	[0.019]	-	-	-	[0.000]	-	-	-			
p 值	股指	255.561	256.169	255.859	275.696	175.059	179.142	180.579	201.876	219.447	225.120	226.381	274.361			
	汇率	46.244	46.247	46.435	51.524	46.622	46.774	46.658	51.785	98.902	99.451	100.160	106.933			
p 值	股指	0.000***	0.220	0.005***	0.217	0.206	0.010***	0.000***	0.002***	0.825	0.186	0.218	0.018**			
	汇率	0.820	0.674	0.813	0.145	0.800	0.854	0.858	0.534	0.185	0.211	0.208	0.809			

续表 2
Table 2 Continues

模型	韩国				德国				法国			
	非对称 斜率模型	间接 GARCH	对称绝 对值模型	适应 性模型	非对称 斜率模型	间接 GARCH	对称绝 对值模型	适应 性模型	非对称 斜率模型	间接 GARCH	对称绝 对值模型	适应 性模型
β_0	股指	0.052** [0.038]	0.073* [0.098]	0.034 [0.121]	1.805*** [0.000]	0.123*** [0.000]	0.304*** [0.002]	0.170*** [0.000]	0.124*** [0.000]	0.360*** [0.000]	0.160** [0.038]	1.125*** [0.000]
	汇率	0.102*** [0.002]	0.137*** [0.000]	0.071*** [0.000]	2.123*** [0.000]	0.013** [0.016]	0.005* [0.070]	0.014** [0.021]	0.010** [0.043]	0.004** [0.048]	0.011** [0.016]	0.001*** [0.000]
β_1	股指	0.908*** [0.000]	0.922*** [0.000]	0.908*** [0.000]	- -	0.909*** [0.000]	0.901*** [0.000]	0.862*** [0.000]	0.913*** [0.000]	0.909*** [0.000]	0.860*** [0.000]	- -
	汇率	0.796*** [0.000]	0.794*** [0.000]	0.824*** [0.000]	- -	0.920*** [0.000]	0.936*** [0.000]	0.916*** [0.000]	0.918*** [0.000]	0.922*** [0.000]	0.913*** [0.000]	- -
β_2	股指	0.199*** [0.003]	0.519*** [0.000]	0.290*** [0.000]	- -	0.094* [0.054]	0.453 [0.118]	0.296*** [0.000]	0.056* [0.052]	0.373 [0.150]	0.301*** [0.000]	- -
	汇率	0.329** [0.035]	1.085*** [0.000]	0.470*** [0.000]	- -	0.186*** [0.000]	0.301 [0.138]	0.186*** [0.000]	0.171*** [0.000]	0.342* [0.085]	0.195*** [0.000]	- -
β_3	股指	0.345*** [0.000]	- -	- -	- -	0.262*** [0.000]	- -	- -	0.250*** [0.000]	- -	- -	- -
	汇率	0.643*** [0.000]	- -	- -	- -	0.170*** [0.004]	- -	- -	0.202*** [0.000]	- -	- -	- -
RQ	股指	246.137	250.373	248.658	269.091	204.725	209.883	209.883	202.859	206.834	207.741	232.611
	汇率	100.413	103.006	102.379	141.801	33.094	33.075	33.105	27.395	27.347	27.398	30.516
DQ 检验 p 值	股指	0.749	0.280	0.784	0.636	0.843	0.929	0.340	0.820	0.034**	0.005***	0.000***
	汇率	0.884	0.760	0.198	0.969	0.863	0.837	0.902	0.850	0.246	0.253	0.000***

摇摇注：() 与 Engle 和 Manganelli 研究相一致 将样本外区间均设定为最新的 500 个交易日；() 中括号里的值表示为 p 值；() ***、**、* 及 * 分别表示在 1%、5% 及 10% 显著性水平上拒绝原假设。

由于篇幅限制,在图1中仅展示了在1%分位数下的部分国家股票市场的尾部风险测度结果.同时,为了便于识别,用灰色阴影区域标识测度指标发生明显波动的区间.图1表明,CAViaR指标能够准确测度出1998年7月亚洲金融危机、2008年6月国际金融危机、2011年5月欧债危机、2015年

6月中国“股灾”等风险事件.其中,国际金融危机对全球大部分国家均造成了大幅冲击,而日本海啸及大地震、美国首次失去3A评级等尾部事件也使得该国资本市场的风险急剧累积.显然,基于非对称模型的CAViaR测度指标能准确刻画各经济体金融市场因尾部风险而产生的极端损失.

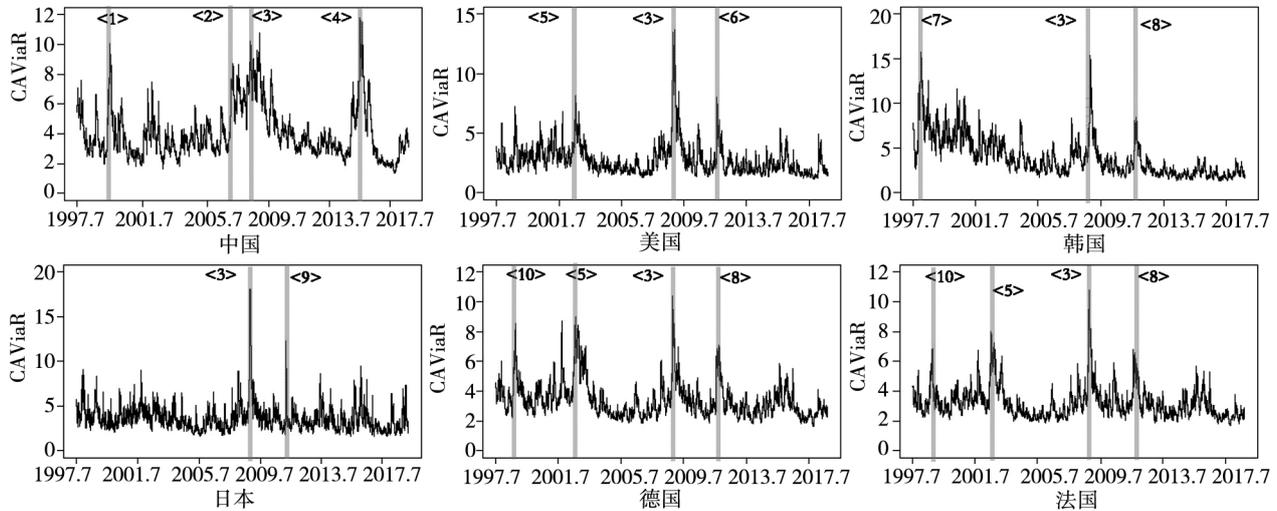


图1 全球股票市场尾部风险测度(1%分位数)

Fig. 1 Measures of risk in global stock markets (1% quantile)

注:事件1:中国股市开始持续6个月的熊市,时间:1999年7月;事件2:中国“5·30”股市暴跌,时间:2007年5月;事件3:国际金融危机,时间:2008年6月;事件4:2015年中国“股灾”,时间:2015年6月;事件5:2002年全球经济开始全年的持续衰退,2002年2月;事件6:美国历史上首次失去AAA主权信用评级,时间:2011年8月;事件7:亚洲金融危机,时间:1998年7月;事件8:欧债危机持续发酵,时间:2011年5月;事件9:日本9.0级大地震及百年一遇的海啸,时间:2011年3月;事件10:德国开始大幅削减社会福利,1998年4月.

类似地,在图2中展示了部分国家外汇市场的尾部风险测度结果.可以清楚地发现,1998年的亚洲金融危机对中国、日本和韩国三个亚洲主要经济体的外汇市场都造成了明显的风险冲击,其中韩国受到的影响最大.与图1股票市场的测度结果相比较,图2表明,亚洲金融危机时,汇市CAViaR指标大幅提高的时点略早于股市测度指标陡升的时刻,这就意味着该尾部风险事件可能首先引发了外汇市场的剧烈震荡,次而对股票市场造成负面冲击.此外,2011年8月美国首次失去3A评级和2017年10月日本银行业受到的国际货币基金组织的警告使得两国外汇市场分别出现了大幅震荡.同时,类似地,2008年的国际金融危机对全球各国的外汇市场也均产生了显著且持续的风险冲击.而2015年5月英国政府向下议院提交并公布了有关“脱欧公投”的议案后,欧洲国家的外汇市都出现了明显波动.由此可见,无论是对各经济体的股票市场

还是外汇市场进行分析,基于非对称模型的CAViaR指标均能准确识别风险聚集的尾部事件.

2.2 各经济体股票与外汇市场间尾部风险传染的非线性检验

在上述分析的基础上,为了进一步探讨全球股票市场与外汇市场间的风险联动效应,分别选用了5%分位数下的和1%分位数下的CAViaR测度指标,作为各市场尾部风险的代表变量,由此对全球主要股票市场与外汇市场的跨市场风险传染展开进一步分析.相关研究表明,存在非线性特征的金融变量的时间序列,往往会因为金融危机、尾部风险、商业周期变化等原因发生结构性变化^[32].因此,为了深入阐述在非对称框架下探讨尾部风险的跨市场联动效应的合理性与必要性,在Bai和Perron^[33]提出的结构性突变检验的基础上考察各经济体股市与汇市间的风险传导关系是否存在显著的体制区间效应,并将部分检验结果列于表3.

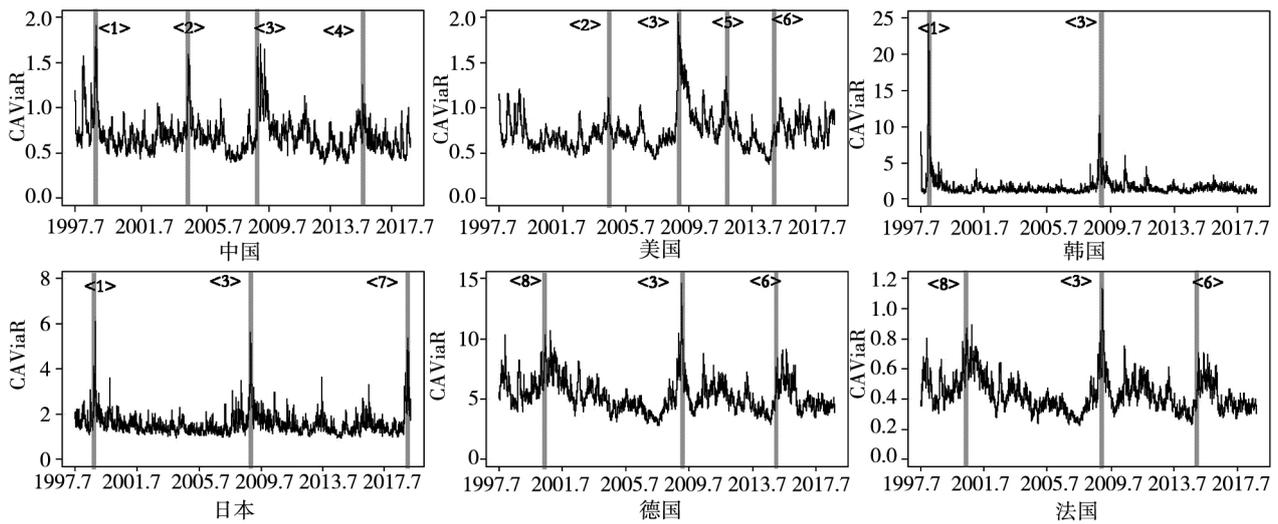


图 2 全球外汇市场尾部风险测度(1%分位数)

Fig. 2 Measures of tail risk in global exchange markets (1% quantile)

注: 事件 1: 亚洲金融危机, 时间: 1998 年 7 月; 事件 2: 美国巨额赤字 美元全线走软, 2004 年 9 月; 事件 3: 国际金融危机, 时间: 2008 年 6 月; 事件 4: 2015 年中国“股灾” 2015 年 6 月; 事件 5: 美国历史上首次失去 AAA 主权信用评级, 时间: 2011 年 8 月; 事件 6: 英国政府向下议院提交并公布了“脱欧公投”议案, 时间: 2015 年 5 月; 事件 7: 在持续的超宽松货币政策下, 国际货币基金组织 (IMF) 对日本银行业经营模式可持续性提出警告, 时间: 2017 年 10 月; 事件 8: 欧洲通信和高技术股票以及欧元债券遭恐慌性抛售, 2000 年 7 月。

表 3 的结构性检验结果表明 $SupF_T(i)$ ($i = 1, 2, \dots, 5$) 以及 UD_{max} 在 1% 的显著性水平下均显著拒绝“不存在结构性变化”的原假设, 因此尾部金融风险在中国、美国的股票市场与外汇市场间传导时, 均存在明显的结构性突变。与此同时, 循序检验 (sequential testing) $SupF_T(j+1|j)$ 的结

果也进一步表明, 中国和美国两个市场在风险联动的过程中分别存在着 4 个体制区间 (3 个结构性变化)。由此可见, 股票市场和外汇市场联动时存在显著的体制区间效应, 使得尾部金融风险在两个市场动态传导的过程中均呈现出了显著的非线性特征^⑤。

表 3 尾部风险非线性传染的结构性突变检验

Table 3 Structural mutation test of tail risk nonlinear contagion

	中国	美国	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
$SupF_T(1)$	72.793 ***	54.204 ***	15.370	11.470	9.810
$SupF_T(2)$	104.548 ***	53.641 ***	12.150	9.750	8.630
$SupF_T(3)$	69.820 ***	54.134 ***	10.270	8.360	7.540
$SupF_T(4)$	48.023 ***	93.743 ***	8.650	7.190	6.510
$SupF_T(5)$	42.165 ***	76.173 ***	7.000	5.850	5.270
UD_{max}	105.548 ***	93.743 ***	15.410	11.700	10.160
$SupF_T(2 1)$	144.406 ***	15.531 ***	15.370	11.470	9.810
$SupF_T(3 2)$	16.749 **	14.721 **	16.840	12.950	11.400
$SupF_T(4 3)$	1.580	0.1883	17.720	14.030	12.290
$SupF_T(5 4)$	0.000	0.000	18.670	14.850	12.900

注: (1) 该检验是基于 VAR 系统中以中国与美国股票市场作为被解释变量的关系式; (2) ***、** 及 * 分别表示通过 1%、5% 及 10% 显著性水平检验; (3) $SupF_T(i)$ ($i = 1, 2, \dots, 5$) 以及 UD_{max} 检验的原假设为“不存在结构性变化”; $SupF_T(j+1|j)$ ($j = 1, 2, \dots, 4$) 检验的原假设为“存在 j 个结构性变化”, 而备择假设则为“存在 $j+1$ 个结构性变化”。

⑤ 此外, 对所有国家的尾部风险序列分别采用了神经网络、BDS、McLeod-Li 等多种方法的非线性特征检验, 得到了一致的结论, 感兴趣的读者可向作者索取。

有鉴于此,下文将采用前沿的非线性 Granger 因果检验方法,进一步探讨尾部风险在全球股市与汇市之间的风险传染效应。为了准确地刻画各市场在严格意义上的非线性传染关系,使用 VAR 模型对各测度指标的平稳序列进行“线性过滤”,并对过滤后的残差进行非线性 Granger 因果检验。与此同时,与现有研究一致,将窗宽设定为 $e = 1.5\sigma$ (其中 $\sigma = 1$ 表示经标准化时间序列的标准差)并在表 4 中列出了部分国家在 5% 的分位数下基于共同滞后阶数 ($Lx = Ly$) 1-5 的检验结果^⑥。

表 4 的检验结果显示,大部分国家的股票市场与外汇市场的尾部风险间均存在着显著的非线性双向传导机制。其中,在 1% 的显著性水平下,美国、加拿大、德国、法国、日本等北美、欧洲以及东亚发达国家的股票市场对外汇市场存在显著的风险溢出效应。与此同时,检验结果也显示,这些国家外汇市场的尾部风险也极易对股票市场产生负面冲击。此外,值得注意的是,新西兰仅存在从股市至汇市的单向风险传导,这是由于较之其他发达国家,新西兰的股票市场总市值小,截至 2017 年 12 月仅为 1 352 亿纽币,约为我国沪深股市总市值的 1%,且其中占较大比例的公司均为政府基建和公用事业单位,资金来源和业务情况稳定,受外在经济环境影响较小。而且新西兰的股市中大部分投资者为机构投资者,进一步降低了其股票市场受外汇市场风险冲击的概率。

表 4 的检验结果进一步表明,在 1997 年 ~ 2005 年人民币单一盯住美元期间,我国金融市场的尾部风险间不存在显著的非线性传导。而 2005 年“721”汇改之后,汇率市场的波动导致股票市场发生尾部风险联动的概率显著提高,例如为了缓解国际金融危机带来的流动性紧张局面,央行在 2008 年 10 月 8 日宣布当月 15 日下调人民币存款准备金率 0.5% 后,汇率指数在 2008 年 10 月 14 日承压下跌 1.35%,股指随即也达到了 2.75% 的跌幅。类似地,可以从表 4 中清楚地发现,自 2015 年“811”汇改以来,我国两个市场间 TVAL 以及 T_n 非参检验统计量的显著性更是大幅增加,股市对汇市的尾部风险的传染效应明显增强。这意味着股票市场发生的尾部风险事件容易

引起汇率市场震荡,即当资本市场大幅下跌时,会相应削弱国内外投资者对本币的需求,进而使得人民币出现一定程度的贬值。以 2016 年 1 月 4 日为例,“熔断机制”出台使得 A 股市场剧烈震荡,上证综指跌幅高达 7.11%,汇率指数同也下跌了 58 个基点,这表明我国股票市场与汇率市场的尾部风险在现阶段呈现明显的双向传染关系。

2.3 尾部风险非线性联动效应动态分析

在上述静态分析的基础上,采用“滚动非线性检验”方法从动态的角度进一步考察尾部风险在股票市场与外汇市场间的跨国传导。具体而言,基于动态分析方法的基本原理^[35],选用 200 天的窗口长度进行滚动分析,同时依据 10% 显著性水平的临界值将检验统计量正则化,因此,统计检验值大于 1 时即代表在该时点能够拒绝“不存在非线性 Granger 因果关系”的原假设。此外,在非线性的滚动分析中,仍然将检验的窗宽设置为 $e = 1.5\sigma$,并画出正则化后共同滞后阶数为 1 的检验结果。由于篇幅限制,在此仅报道我国股市与汇市、以及美国金融市场对中国股市尾部风险传递的滚动分析结果^⑦。与此同时,分别报道了 TVAL 非参数检验方法与非参数的 T_n 检验方法的检验结果以确保结论的稳健性。此外,为了便于识别,用灰色阴影区域标识其显著度接近或是超过 10% 显著性水平的区间。图 3 展示了我国 2005 年“721”汇改后,在 1% 分位数的测度指标下,资本市场与外汇市场间尾部风险的检验结果。由图 3,可以清楚地发现,在尾部风险事件爆发时,我国股票市场与外汇市场间存在显著的非线性联动效应。其中,2009 年 9 月中国股市的大幅深跌、2015 年 6 月“千股跌停”的中国“股灾”等事件均使得我国股票市场对外汇市场的风险传染急剧增加。类似地,2008 年 10 月美股暴跌、2018 年 5 月美国对原产于中国进口商品加征关税等事件也致使我国汇市风险集聚,进而显著作用于股票市场。这就意味着由于我国股票市场与外汇市场间存在显著的非线性联动关系,单个市场的风险会通过两者间紧密的关联性而快速传染,成为我国金融系统中的风险隐患。

⑥ 为节省空间,该部分其余国家的非线性检验结果以备索的方式提供。

⑦ 为了节省空间,在这里没有报道所有国家的动态非线性因果检验结果,有兴趣的读者可向作者索取其余国家的分析结果。

表 4 摇各经济体股票市场与外汇市场尾部风险传染的非线性检验 (5% 分位数)
Table 4 Nonlinear test of tail risk contagion between stock market and exchange market in each country (5% quantile)

		原假设：股票市场的风险不是外汇市场系统性金融风险的非线性 Granger 因果原因							
		中国 (第一次汇改)		中国 (第二次汇改)		美国			
$L_x = L_y$	$TVAL$	T_n	$TVAL$	T_n	$TVAL$	T_n	$TVAL$	T_n	
1	-0.249 [0.598]	-0.282 [0.611]	0.391 [0.348]	0.283 [0.389]	2.710*** [0.003]	2.697*** [0.004]	5.414*** [0.000]	5.414*** [0.000]	
2	-0.765 [0.778]	-0.898 [0.815]	1.094 [0.137]	1.013 [0.156]	2.850*** [0.002]	2.894*** [0.002]	4.870*** [0.000]	4.870*** [0.000]	
3	-0.783 [0.783]	-0.848 [0.802]	0.618 [0.268]	0.560 [0.288]	3.169*** [0.001]	3.272*** [0.001]	4.465*** [0.000]	4.465*** [0.000]	
4	-0.800 [0.788]	-0.893 [0.814]	0.738 [0.230]	0.757 [0.225]	3.177*** [0.001]	3.251*** [0.001]	3.877*** [0.000]	3.877*** [0.000]	
5	-0.492 [0.689]	-0.485 [0.686]	1.731 [0.042]	1.760 [0.039]	3.182*** [0.001]	3.243*** [0.001]	3.347*** [0.000]	3.347*** [0.000]	
		英国		加拿大		德国		法国	
$L_x = L_y$	$TVAL$	T_n	$TVAL$	T_n	$TVAL$	T_n	$TVAL$	T_n	
1	5.940*** [0.000]	3.092*** [0.001]	4.520*** [0.000]	4.520*** [0.000]	4.520*** [0.000]	4.330*** [0.000]	4.785*** [0.000]	4.734*** [0.000]	
2	5.733*** [0.000]	2.791*** [0.003]	5.231*** [0.000]	5.231*** [0.000]	5.231*** [0.000]	5.017*** [0.000]	5.119*** [0.000]	4.911*** [0.000]	
3	5.060*** [0.000]	2.658*** [0.004]	5.235*** [0.000]	5.235*** [0.000]	5.235*** [0.000]	4.839*** [0.000]	5.276*** [0.000]	4.837*** [0.000]	
4	4.567*** [0.000]	2.704*** [0.003]	6.158*** [0.000]	6.158*** [0.000]	6.158*** [0.000]	5.552*** [0.000]	6.223*** [0.000]	5.631*** [0.000]	
5	4.401*** [0.000]	2.511*** [0.006]	5.564*** [0.000]	5.564*** [0.000]	5.564*** [0.000]	4.842*** [0.000]	5.777*** [0.000]	5.058*** [0.000]	
		新西兰		印度		日本		韩国	
$L_x = L_y$	$TVAL$	T_n	$TVAL$	T_n	$TVAL$	T_n	$TVAL$	T_n	
1	3.092*** [0.001]	5.730*** [0.000]	3.498*** [0.000]	3.376*** [0.000]	5.075*** [0.000]	4.627*** [0.000]	6.017*** [0.000]	6.497*** [0.000]	
2	2.791*** [0.003]	5.607*** [0.000]	4.335*** [0.000]	4.254*** [0.000]	4.700*** [0.000]	4.402*** [0.000]	6.297*** [0.000]	6.690*** [0.000]	
3	2.658*** [0.004]	4.972*** [0.000]	4.045*** [0.000]	3.931*** [0.000]	5.018*** [0.000]	4.793*** [0.000]	6.198*** [0.000]	6.482*** [0.000]	
4	2.704*** [0.003]	4.470*** [0.000]	3.901*** [0.000]	3.743*** [0.000]	4.548*** [0.000]	4.230*** [0.000]	5.918*** [0.000]	6.112*** [0.000]	
5	2.511*** [0.006]	4.182*** [0.000]	3.338*** [0.000]	3.173*** [0.001]	4.799*** [0.000]	4.467*** [0.000]	5.393*** [0.000]	5.536*** [0.000]	

续表 4

Table 4 Continues

		原假设 外汇市场的风险不是对股票市场系统性金融风险的非线性 Granger 因果关系				中国(第二次汇改)				美国			
		中国(G改前)		中国(第一次汇改)		中国(第二次汇改)		美国		中国(第二次汇改)		美国	
$I_x = I_y$		TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n
1		-2.072 [0.981]	-2.204 [0.986]	2.493*** [0.006]	2.450*** [0.007]	2.298** [0.011]	2.100** [0.018]	3.914*** [0.000]	3.914*** [0.000]	2.298** [0.011]	2.100** [0.018]	3.914*** [0.000]	3.914*** [0.000]
2		-2.056 [0.980]	-2.261 [0.988]	3.153*** [0.001]	3.112*** [0.001]	2.717*** [0.003]	2.670*** [0.004]	2.782*** [0.003]	2.782*** [0.003]	2.717*** [0.003]	2.670*** [0.004]	2.782*** [0.003]	2.782*** [0.003]
3		-1.248 [0.894]	-1.176 [0.880]	1.719** [0.043]	1.639* [0.051]	2.816*** [0.002]	2.850*** [0.002]	2.317*** [0.010]	2.317*** [0.010]	2.816*** [0.002]	2.850*** [0.002]	2.317*** [0.010]	2.317*** [0.010]
4		-0.229 [0.591]	-0.036 [0.515]	1.294* [0.098]	1.184 [0.118]	2.625*** [0.004]	2.683*** [0.004]	1.771** [0.038]	1.771** [0.038]	2.625*** [0.004]	2.683*** [0.004]	1.771** [0.038]	1.771** [0.038]
5		-0.030 [0.512]	0.054 [0.479]	2.217** [0.013]	1.983** [0.024]	2.476*** [0.007]	2.562*** [0.005]	1.059 [0.145]	1.059 [0.145]	2.476*** [0.007]	2.562*** [0.005]	1.059 [0.145]	1.059 [0.145]
		英国		加拿大		德国		法国		德国		法国	
$I_x = I_y$		TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n
1		1.793** [0.037]	1.689** [0.046]	3.425*** [0.000]	3.487*** [0.000]	3.487*** [0.000]	3.242*** [0.001]	3.216*** [0.001]	3.145*** [0.001]	3.487*** [0.000]	3.242*** [0.001]	3.216*** [0.001]	3.145*** [0.001]
2		1.790** [0.037]	1.779** [0.038]	3.446*** [0.000]	3.515*** [0.000]	3.515*** [0.000]	2.890*** [0.002]	4.316*** [0.000]	4.156*** [0.000]	3.515*** [0.000]	2.890*** [0.002]	4.316*** [0.000]	4.156*** [0.000]
3		1.728** [0.042]	1.724** [0.042]	3.806*** [0.000]	3.930*** [0.000]	3.930*** [0.000]	1.698*** [0.045]	4.698*** [0.000]	4.437*** [0.000]	3.930*** [0.000]	1.698*** [0.045]	4.698*** [0.000]	4.437*** [0.000]
4		2.123** [0.017]	2.131** [0.017]	3.286*** [0.001]	3.346*** [0.000]	3.346*** [0.000]	1.535*** [0.062]	4.439*** [0.000]	4.086*** [0.000]	3.346*** [0.000]	1.535*** [0.062]	4.439*** [0.000]	4.086*** [0.000]
5		2.062** [0.020]	2.047** [0.020]	2.839*** [0.002]	2.874*** [0.002]	2.874*** [0.002]	1.843*** [0.033]	4.829*** [0.000]	4.322*** [0.000]	2.874*** [0.002]	1.843*** [0.033]	4.829*** [0.000]	4.322*** [0.000]
		新西兰		印度		日本		韩国		日本		韩国	
$I_x = I_y$		TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n	TVAL	T_n
1		1.432** [0.076]	1.366** [0.086]	3.001*** [0.001]	2.970*** [0.001]	7.047*** [0.000]	6.815*** [0.000]	5.372*** [0.000]	5.610*** [0.000]	7.047*** [0.000]	6.815*** [0.000]	5.372*** [0.000]	5.610*** [0.000]
2		0.835 [0.202]	0.781 [0.217]	3.175*** [0.001]	3.175*** [0.001]	6.737*** [0.000]	6.551*** [0.000]	5.630*** [0.000]	5.951*** [0.000]	6.737*** [0.000]	6.551*** [0.000]	5.630*** [0.000]	5.951*** [0.000]
3		0.510 [0.305]	0.512 [0.304]	3.010*** [0.001]	2.920*** [0.002]	6.416*** [0.000]	6.116*** [0.000]	5.523*** [0.000]	5.748*** [0.000]	6.416*** [0.000]	6.116*** [0.000]	5.523*** [0.000]	5.748*** [0.000]
4		0.309 [0.379]	0.343 [0.366]	2.265** [0.012]	2.164** [0.015]	6.136*** [0.000]	5.757*** [0.000]	5.313*** [0.000]	5.376*** [0.000]	6.136*** [0.000]	5.757*** [0.000]	5.313*** [0.000]	5.376*** [0.000]
5		0.654 [0.257]	0.711 [0.238]	3.103*** [0.001]	2.986*** [0.001]	5.707*** [0.000]	5.239*** [0.000]	5.172*** [0.000]	5.182*** [0.000]	5.707*** [0.000]	5.239*** [0.000]	5.172*** [0.000]	5.182*** [0.000]

插注：(1)中括号里的值表示为 p 值；(2)***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 显著性水平上拒绝“不存在非线性 Granger 因果关系”的原假设；(3)为了节省空间 在这里只报道部分国家的检验结果 其他国家(地区)的分析结果以备索的方式提供；(4)表 5 ~ 表 7 类似 不再赘述；(5)由于篇幅限制 1% 分位数下的结果以备索形式提供。

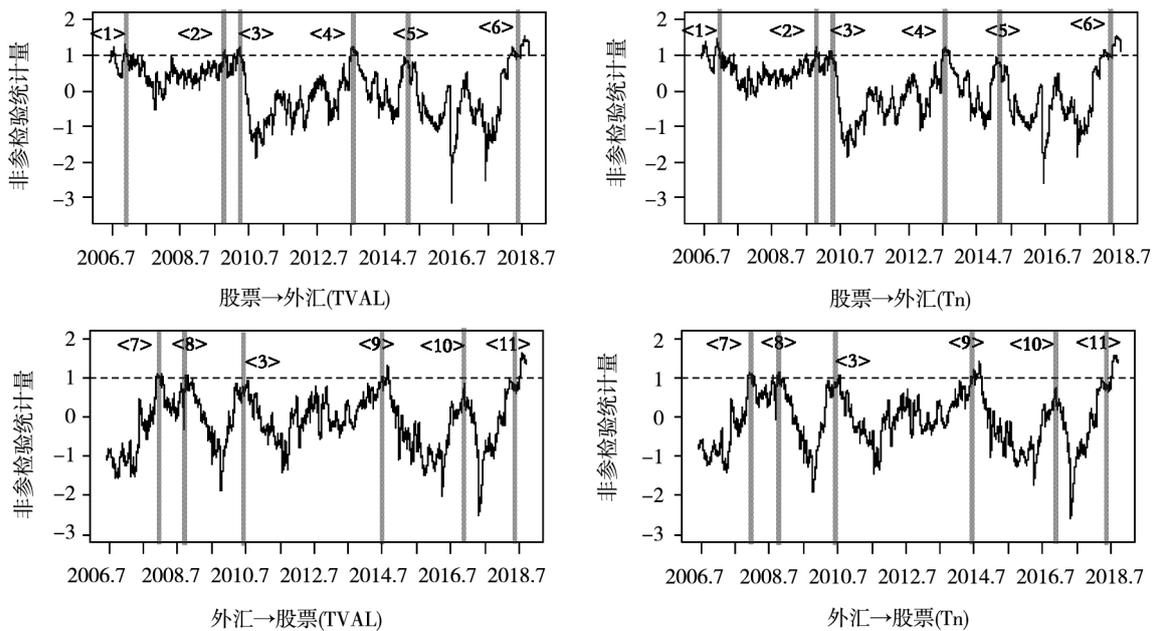


图 3 中国股票市场与外汇市场非线性传染的动态分析(1%分位数)

Fig. 3 Dynamic analysis of nonlinear contagion in Chinese stock market and exchange market (1% quantile)

注: 事件 1: 入世五周年过渡期结束, 银监会颁布《外资银行管理条例实施细则》时间: 2006 年 11 月; 事件 2: 中国股市巨幅深跌, 时间: 2009 年 9 月; 事件 3: 中国人民银行决定进一步推进人民币汇率形成机制改革, 增强人民币汇率弹性, 时间: 2010 年 6 月; 事件 4: 中国人民银行推进利率市场化改革, 时间: 2013 年 7 月; 事件 5: 2015 年中国“股灾”, 时间: 2015 年 6 月; 事件 6: 中国股市巨幅下跌, 重现“千股跌停”, 时间: 2018 年 6 月; 事件 7: 美联储向银行系统总注资 410 亿美元临时资金, 为 2001 年 9 月来单日注资最大规模, 时间: 2007 年 11 月; 事件 8: 国际金融危机以来美国股市暴跌, 创 1987 年 10 月来单日最大跌幅, 时间: 2008 年 10 月; 事件 9: 欧洲开启负利率时代, 时间: 2014 年 6 月; 事件 10: 人民币被正式纳入 SDR, 时间: 2016 年 10 月; 事件 11: 美国宣布对原产于中国的 1300 余种进口商品加征 25% 的关税, 时间: 2018 年 5 月。

在上述研究的基础上, 考察在 5% 分位数和 1% 的分位数的尾部风险测度指标下, 美国股市对中国股市的风险传导, 探讨国际尾部风险事件对我国资本市场的负面影响, 并将检验结果分别在图 4 中展示。图 4 清楚地表明, 在 5% 分位数下, 自 2006 年以来, 美国股市对我国资本市场产生了多次显著的负面冲击。其中, 美国首次失去 AAA 评级、正式结束量化宽松政策等事件均使得我国股市发生明显的非线性联动。此外, 由图 4 可以看出, 2016 年以来, 在 1% 分位数测度下, 美股的尾部风险多次冲击我国资本市场, 其中贸易保护政策的出台更是致使两个市场间的风险传导变得尤为频繁。值得注意的是, 2016 年以来, 两个市场的非线性关联程度始终在高位徘徊, 因此, 在全球联系日益紧密的今天, 防范国际股票市场与外汇市场尾部金融风险的输入性冲击, 成为了维护我国金融体系的稳定与安全的重要环节。

与此同时, 进一步探讨美国外汇市场的尾部风险对我国股票市场的传染情况。图 5 可以清楚地表明, 在 2010 年之后, 两个市场间的关联度显著提高, 美国外汇市场的尾部风险易对我国股市产生风险冲击, 如 2010 年美股千点大跌、2012 年量化宽松政策的推出及 2016 年贸易保护政策的出台等。因此, 随着中国金融市场的逐步开放, 世界各国外汇市场对我国资本市场的尾部风险传导也逐渐加强。

此外, 同样考察在 1% 分位数的测度指标下, 位于损失分布更尾端的金融风险在两国金融市场间的动态传染关系。图 5 进一步表明, 伴随着世界经济一体化的发展趋势以及我国经济开放程度的不断提高, 近年来, 来自美国外汇市场的风险传染变得更加频繁与剧烈。这就意味着我国监管部门亟需加强外来风险预警机制, 完善尾部风险防控措施, 避免我国资本市场在外溢冲击下的剧烈震荡。

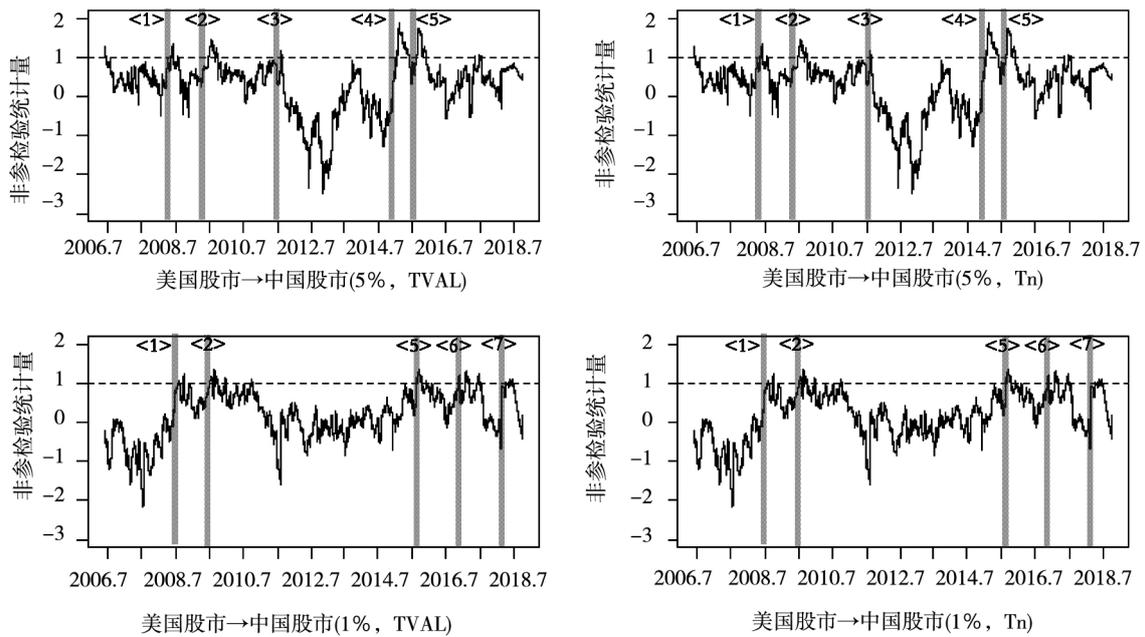


图4 美国股票市场对中国股票市场非线性传染的动态分析

Fig. 4 Dynamic analysis of nonlinear contagion from American stock market to Chinese stock market

注:事件1: 全球金融危机 时间: 2008年5月;事件2: 美国经济达到金融危机以来最低点 时间: 2009年6月;事件3: 美国历史上首次失去AAA主权信用评级 时间: 2011年8月;事件4: 美国正式结束量化宽松政策 时间: 2014年10月;事件5: 全球遭遇“黑色星期一”的重大股灾 时间: 2015年8月.事件6: 特朗普执政 出台贸易保护政策 时间: 2016年11月;事件7: 道琼斯指数创2008年金融危机以来最大单日跌幅 时间: 2018年2月.

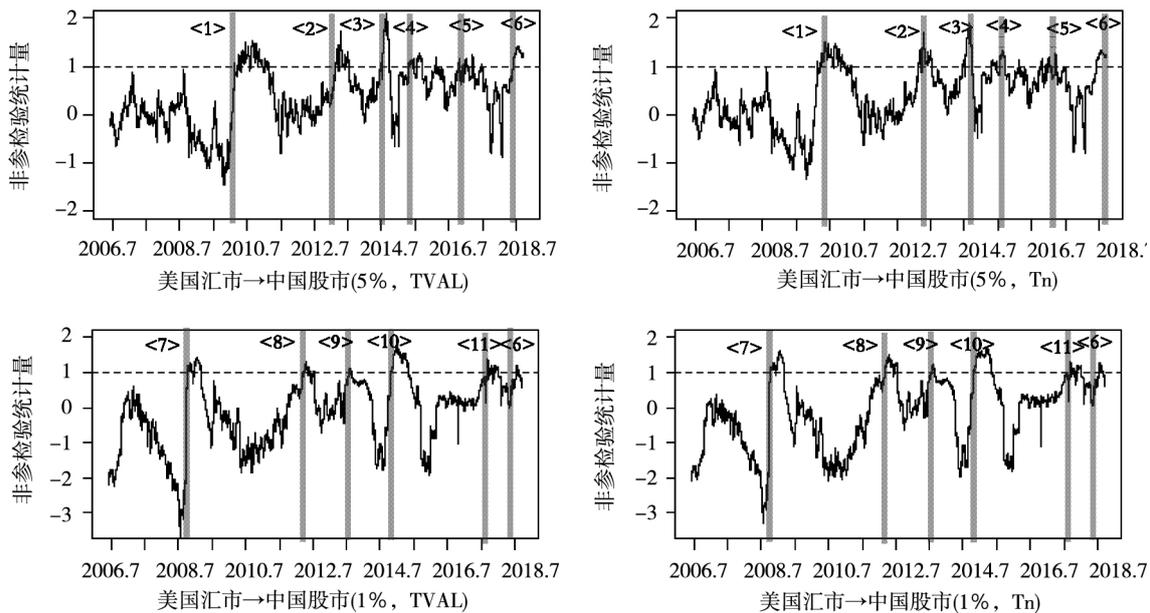


图5 美国外汇市场对中国股票市场非线性传染的动态分析

Fig. 5 Dynamic analysis of nonlinear contagion from American exchange market to Chinese stock market

注:事件1: 美国股市千点大跌事件 时间: 2010年5月;事件2: 美联储宣布推出第四轮量化宽松QE4 时间: 2012年12月;事件3: 欧洲开启负利率时代 时间: 2014年6月;事件4: FTSE宣布将启动将A股纳入全球基准的过渡计划 时间: 2015年5月;事件5: 特朗普执政 出台贸易保护政策 时间: 2016年11月;事件6: 美国宣布对原产于中国的1300余种进口商品加征25%的关税 时间: 2018年5月.事件7: 金融危机开始失控并导致多家大型金融机构倒闭或被政府接管 时间: 2008年9月;事件8: 准许外资对国内合资券商持股扩至49% 时间: 2012年5月;事件9: 中国人民银行推进利率市场化改革 时间: 2013年7月;事件10: 美国正式结束量化宽松政策 时间: 2014年10月;事件11: 中国出台外汇管制 美国外汇流入大幅减少 时间: 2017年7月.

2.4 全球金融市场尾部风险跨市场传染分析

为了进一步考察股票与外汇市场尾部风险的传染关系,采用 MVMQ 模型对 45 个国家(地区)金融市场进行交叉匹配,从而测算出各市场尾部风险的冲击强度.具体而言,遵循该领域的研究惯例^[16],首先分别测度了当外汇市场产生 2 单位标准差的负向冲击时,在 1% 分位数下的股市风险的脉冲响应.接着,基于所有样本国家脉冲响应函数的均值,计算出汇市的风险事件对股市造成的平均影响强度.类似地,同样测算了股票市场对外汇市场产生的风险冲击.此外,为了克服国际上各国开市时间非同步性的问题,与 Yang 和 Zhou^[34] 等人的研究相一致,对各序列均进行了一阶滚动平均的数据处理.

首先根据 MVMQ 模型考察全球外汇市场与

股票市场间尾部风险的传染效应,并将系数估计结果列于表 5.由表 5,可以清楚地看出,两个市场的自相关系数 b_{11} 与 b_{22} 的均值处于较高水平,且标准差较低,这意味着各国(地区)外汇市场与股票市场的尾部风险间有较强的正自相关性.而系数 b_{12} 与 b_{21} 的平均值大于 0,两类市场间易产生明显的风险联动.与此同时,系数 a_{11} 、 a_{12} 、 a_{21} 与 a_{22} 的均值小于 0,这意味着外汇(股票)市场的剧烈震荡将会显著提高股票(外汇)市场发生尾部风险事件的概率.总体来说,与前文分析结论一致,MVMQ 模型的估计结果表明,全球外汇市场与股票市场之间存在着显著的尾部风险传染效应,这也验证了流量导向模型和存量导向模型的相应观点,即股市与汇市间存在相互反馈的作用机制.

表 5 国际外汇市场与股票市场间尾部风险的联动效应估计

Table 5 Estimation of tail risk comovement effect between international exchange market and stock market

外汇市场	c_1	a_{11}	a_{12}	b_{11}	b_{12}
均值	-0.074 4	-0.579 5	-0.024 8	0.591 3	0.029 4
标准差	0.102 5	0.360 2	0.068 2	0.285 1	0.067 4
最小值	-2.261 4	-2.930 9	-0.524 9	-1.001 4	-0.216 2
最大值	0.263 1	0.109 2	0.369 1	1.584 9	0.690 2
股票市场	c_2	a_{21}	a_{22}	b_{21}	b_{22}
均值	-0.191 2	-0.355 8	-0.741 3	0.441 1	0.574 8
标准差	0.430 7	0.739 2	0.218 3	2.525 3	0.289 9
最小值	-6.788 7	-5.675 5	-1.356 8	-34.124 3	-1.294 7
最大值	2.443 9	2.773 8	0.021 9	31.533 8	1.072 7

在此基础上,采用伪分位数脉冲响应函数,对国际外汇市场与股票市场间尾部风险的传染效应展开深入分析,并在图 6 中画出冲击发生后的 50 个交易日内,跨市场冲击的动态演变过程.由图 6(a),可以清楚地发现,当一国外汇市场产生两单位标准差的风险冲击时,全球股票市场在 1% 分位数下的风险价值平均下降了 0.36 个百分点,该影响随着时间推移逐渐衰减,直至约 21 个交易日后回到原有稳态水平.与此同时,图 6(b)表明,股市对汇市也会产生一定的风险传导.其中值得注意的是,由于各经济体的外汇市场的流动性相对较弱,因此股票市场负面冲击造成的影响在初期未能即刻反映,直至冲击产生后的两个交易日才达到最大强度.此时,汇市风险受到的冲击自第 1 期时的 -0.04 增强至 -0.06,并在约 30 个交易日后逐渐消失.这意味着由于全球外汇市场

与股票市场的风险间存在着明显的尾部依赖性,因此源自股市的尾部风险冲击将导致该国的资本流动发生变化,从而影响本国货币与外国货币的供求关系,导致外汇市场出现相应联动,加剧了潜在的系统性金融风险隐患.

与此同时,为了准确测度中国股票市场与外汇市场间尾部风险的传染强度,在图 7 中测算了两个市场尾部风险传染的伪脉冲响应函数,并用虚线标识其对应的 95% 置信区间.由图 7,可以清楚地看出,在冲击初期,两个脉冲响应函数 95% 的置信区间下的误差带均未跨越零线,因而从统计意义上拒绝了“不存在风险冲击”的原假设.其中图 7(a)表明,外汇市场对股票市场的冲击在第 1 期达到了 -0.48,而 7(b)中,股票市场对外汇市场的冲击则为 -0.27,这表明,我国的金融市场间存在着显著的非对称双向尾部风险传染效应,

且汇市的尾部风险在短期内对股市造成的不利影响大于其受到的负面冲击. 与此同时, 较之图 6, 可以清楚地发现, 我国的金融市场间的尾部风险传染效应(中国外汇市场→中国股票市场: -0.48; 中国股票市场→中国外汇市场: -0.27)

远高于国际平均水平(国际外汇市场→国际股票市场: -0.36; 国际股票市场→国际外汇市场: -0.04), 因此, 现阶段我国在完善系统性金融风险监管机制时, 需要重点防范金融体系内部尾部风险的交叉感染.

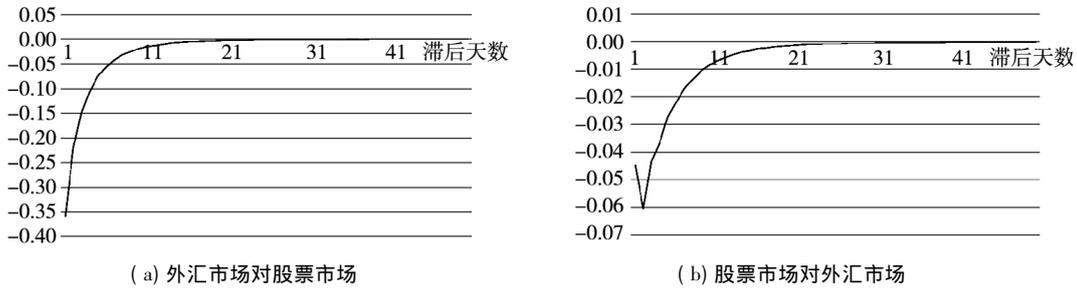


图 6 全球外汇市场与股票市场间尾部风险传染效应分析

Fig. 6 Contagion effect analysis of tail risk in global exchange markets and stock markets

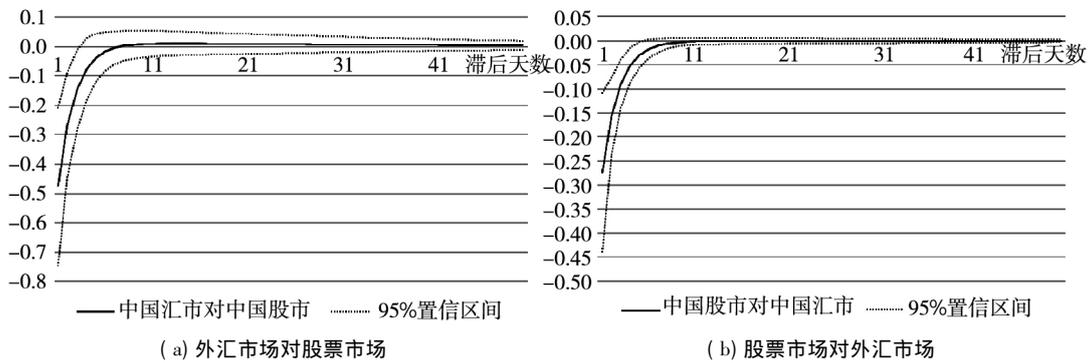


图 7 中国外汇市场与股票市场间尾部风险传染效应分析

Fig. 7 Contagion effect analysis of tail risk in Chinese exchange markets and stock markets

接着, 进一步分析境内外金融市场尾部风险的传染情况. 图 8(a) 表明, 在冲击初期, 股票市场受到来自境内汇市的影响为 -0.44, 大于跨境外汇市场 -0.36 的平均冲击力度. 而图 8(b) 同样显示, 对于外汇市场而言, 来自境外股票市场的冲击强度在初期为 -0.04, 随后进一步增加, 达到 -0.06, 但始终低于来自本国股市的冲击(-0.10). 这表明随着全球金融一体化的推进, 境外汇市和股市的尾部风险事件会对一国金融体系的安全与稳定造成不利冲击, 但境内市场的风险间依旧存在更明显的跨市场传染效应. 此外, 可以由图 8(c) 和图 8(d) 清楚地发现, 境外汇市对境内汇市的负面冲击最为持久, 近 40 个交易日后才被完全吸收, 初期冲击强度为 -0.07; 而境外股市对境内股市的影响力度较大, 初期达到了 -0.50, 衰减速度则相对较快, 大约在 15 个交易日后就已恢复至稳态水平.

类似地, 在图 9 中展示了来自境外市场的尾

部风险对我国金融市场的动态传染过程. 可以发现, 在短期内, 境外股票市场对我国股市的冲击最大(-0.33), 境外汇市造成的冲击影响次之(-0.22). 值得注意的是, 我国汇市对来自国际汇率市场尾部风险的敏感性较低, 冲击造成的影响也存在一定的滞后性, 在第二个交易日才达到 -0.03 的最大强度, 远低于图 8(c) 中 -0.07 的国际平均水平.

综合上述分析, 可以发现, 我国金融体系风险水平的升高更多地应归因于国内金融市场间尾部风险的传染效应. 我国股市与汇市受境外风险的冲击相对较小, 对跨境风险的抵御能力高于国际平均水平, 且外汇市场对境外风险的传染具有较强的免疫力; 相对于外汇市场而言, 股票市场已成为我国金融开放过程中最易遭受风险冲击的薄弱环节. 这一结果也与我国现状相一致: 由于我国的外汇管制相对严格, 境外金融市场的波动通过资

本账户对我国金融系统造成的影响往往相对较小。而相比之下，我国股市中的资本流动更为宽松。随着合格境内机构投资者(QDII)、“沪港通”、

中港基金互认等机制启动，我国股票市场开放程度不断提高，与世界金融市场的融合程度也日益加深，因而存在着更为显著的尾部风险传染效应。

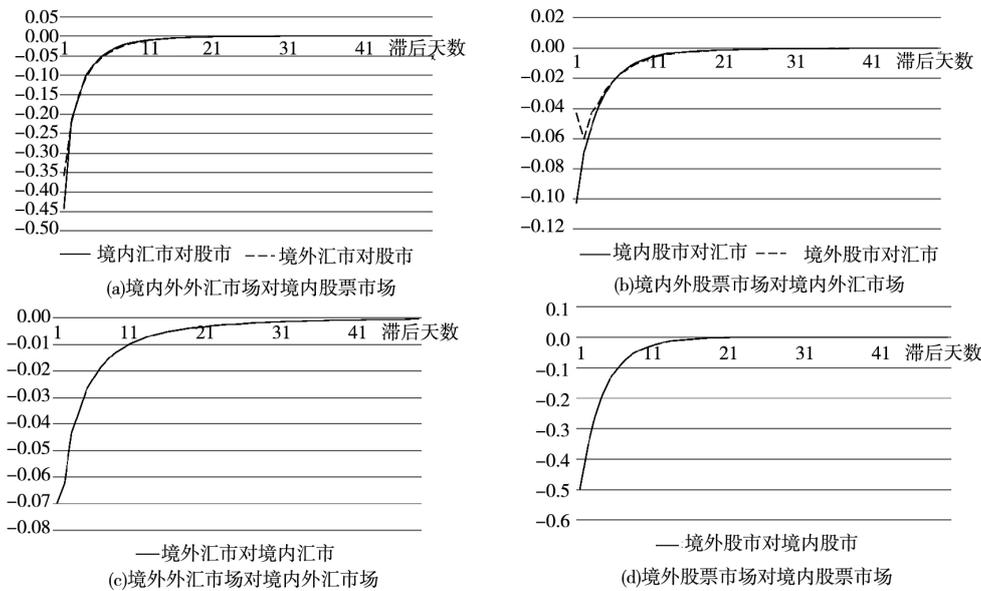


图 8 境内外外汇市场与股票市场间尾部风险传染效应分析

Fig. 8 Contagion effect analysis of tail risk between domestic and foreign exchange markets and stock markets

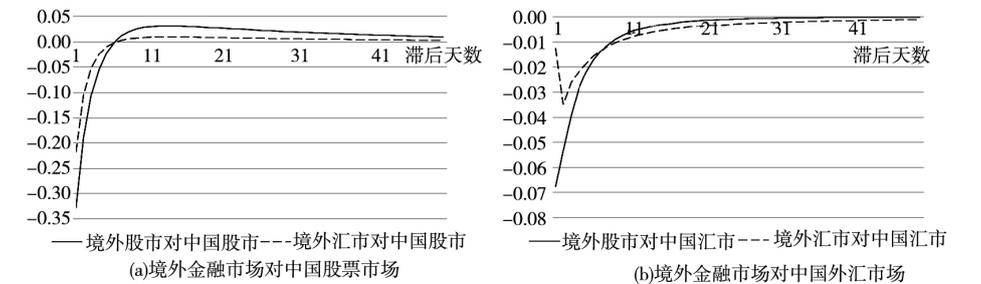


图 9 我国金融市场与境外金融市场间尾部风险传染效应分析

Fig. 9 Contagion effect analysis of tail risk between Chinese financial markets and foreign financial markets

2.5 不同类型金融市场尾部风险跨市场传染分析

在前文分析的基础上，按照世界银行 2018 年的国别收入分组标准^⑧，将样本划分为典型的发达国家以及发展中的新兴国家，讨论不同类型金融市场对我国股市尾部风险的影响力度，从而正确识别对我国资本市场具有系统重要性的境外市场。

首先，分别测算了两类国家的金融市场与中国股市间尾部风险传染的平均强度，如图 10 所示。其中，图 10(a) 和图 10(b) 表明，来自典型发

达国家金融市场的冲击将给我国的股票市场带来更高的尾部风险。相比之下，新兴国家的金融市场对我国股市的影响较小，其股市与汇市的风险事件对我国资本市场产生较小的负面冲击。这一结果表明，我国股票市场易受到来自发达国家的尾部风险传染，而对来自发展中国家金融市场的冲击有着更强的风险抵御能力。这可能由于我国与发达国家交叉持有的资产远多于发展中国家，故而当发达国家的股票或汇率市场出现尾部风险事件时，对我国造成的冲击力度更大。因此，在我国

^⑧ 世界银行按照人均国民收入(GNI)将全球国家(地区)分为四类：高收入经济体(H)、中高收入经济体(UM)、中低收入经济体(LM)和低收入经济体(L)。将样本中的高收入经济体(H)作为发达国家样本，其余作为发展中国家进行比较分析。

构建跨境尾部风险防范体系时,要更加警惕来自发达国家金融市场的风险冲击.此外,图10(c)和图10(d)清楚地表明,源自我国股市的两单位标准差的负向冲击对发达和 development 国家的外汇市场

造成的影响为 -0.19 和 -0.10,而对股票市场产生的强度则分别为 -0.56 和 -0.54,略高于图8(d)中国际范围内境外股市对境内股市 0.50 个百分点的负面影响.

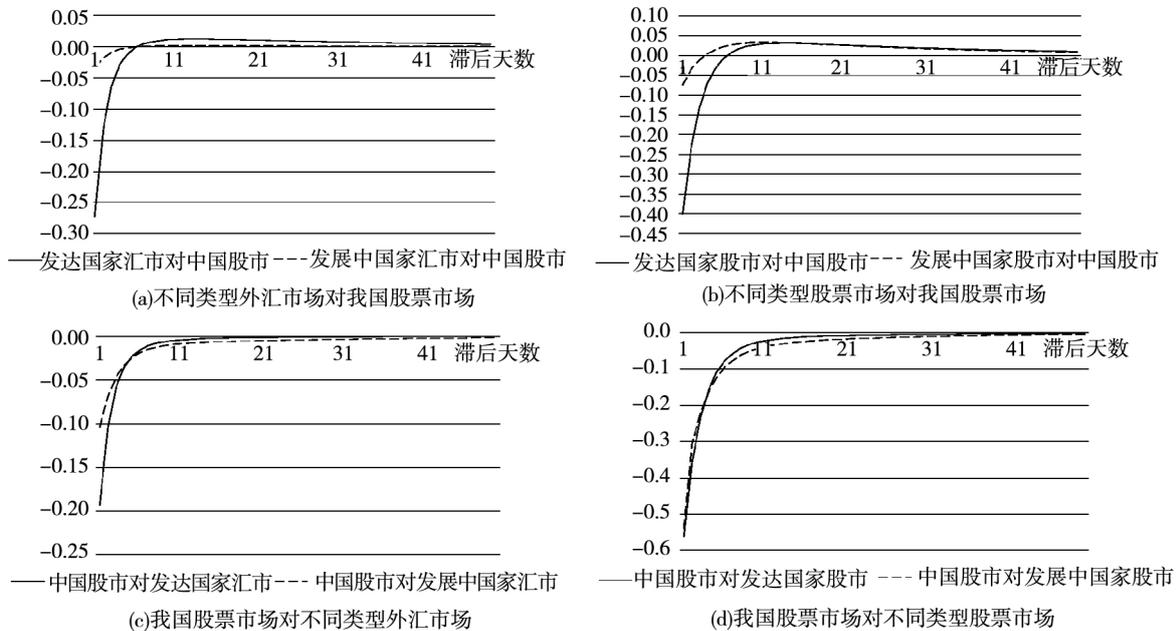


图10 不同类型金融市场与我国股票市场间尾部风险传染效应分析

Fig. 10 Contagion effect analysis of tail risk between Chinese stock markets and different kinds of financial markets

类似地,也对境外金融市场与我国外汇市场之间的尾部风险传染效应展开了研究,具体结果如图11所示.由图11(a)和图11(b)可以清楚地发现,发达国家的汇市与股市对我国外汇市场有显著的负面冲击(-0.03和-0.06),且该影响较为持久,衰减程度也较为稳定.与此同时,来自各经济体外汇市场的冲击有一定的滞后性,负面影响往往要在一至两个交易日后才能完全显现,这是因为由于我国实行严格的资本账户管制和有管理的浮动汇率制度,外汇市场流动性较弱,受冲击后的调整存在滞后性.但发展中国家的外汇市场对我国汇市输出风险的最大力度可达-0.06,远高于发达国家-0.03的最强力度,这可能与新兴国家的外汇市场不完善,流动性相对较弱且缺乏足够的风险应对机制有关,也表明在防范境外金融风险时,我国外汇市场除应关注发达国家的金融市场外,还应警惕源自新兴国家的汇率风险冲击.

此外,图11(c)进一步表明,在我国外汇市场对境外金融市场造成的冲击中,对发展中国家汇

市尾部风险的影响在冲击产生的8个交易日内较为强烈,对其的冲击在第1期时(-0.20)也远高于对发达国家汇市的冲击(-0.10),而新兴国家的股票和外汇市场则会产生较大的波动性,这是因为发达国家的金融体系较之发展中国家更为成熟与完善,对外部冲击有更强的吸收能力.由图11(d),可以发现,我国外汇市场对两类国家股票市场的影 响分别为-0.48和-0.84,高于图8(a)测度的国际平均水平(-0.36),因此,随着人民币国际化和市场化进程的不断推进,人民币在国际金融市场上的影响力日益提升.

进一步以美国、日本与印度为例,在图12中考察三国金融市场的尾部风险溢出对我国金融市场尾部风险水平造成的总体影响.其中,美国股票和外汇市场的波动将显著增加我国股票市场的尾部风险,日元的波动也会对我国资本市场产生一定冲击,而印度金融市场的波动没有造成显著影响.可能的原因是美国和日本分别作为世界第一和第三大经济体,与我国保有密切的经济来往与资本流动,交叉持有的资产也相对较多,因此其金

融市场在受到冲击时,会对我国的股票市场产生较为显著的影响. 而印度与我国之间的经济往来与美日相比相对较少^⑨,来自印度市场的冲击对我国的影响较不明显. 另外值得关注的是,美国和日本两国的外汇市场对我国股票市场造成的

冲击极为接近(分别为 -0.48 和 -0.47),这表明全球金融一体化下,发达国家的外汇市场之间可能存在着较强的相关性,从而导致不同发达国家的外汇风险对我国股票市场有着相近的影响.

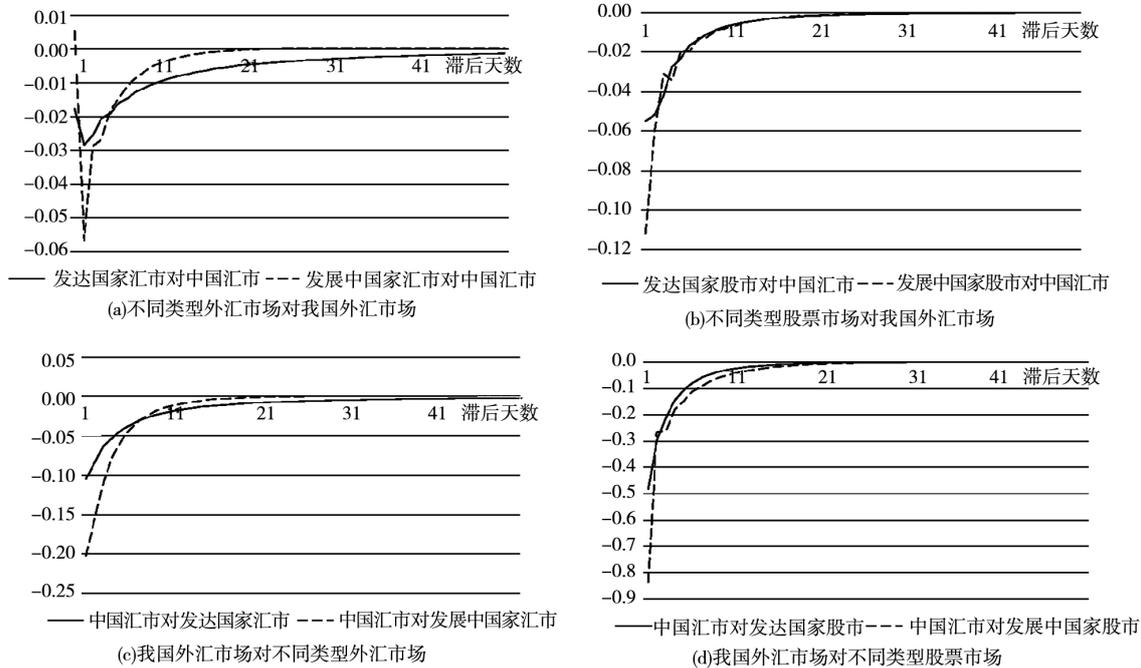


图 11 不同类型金融市场与我国外汇市场间尾部风险传染效应分析

Fig. 11 Contagion effect analysis of tail risk between Chinese exchange markets and different kinds of financial markets

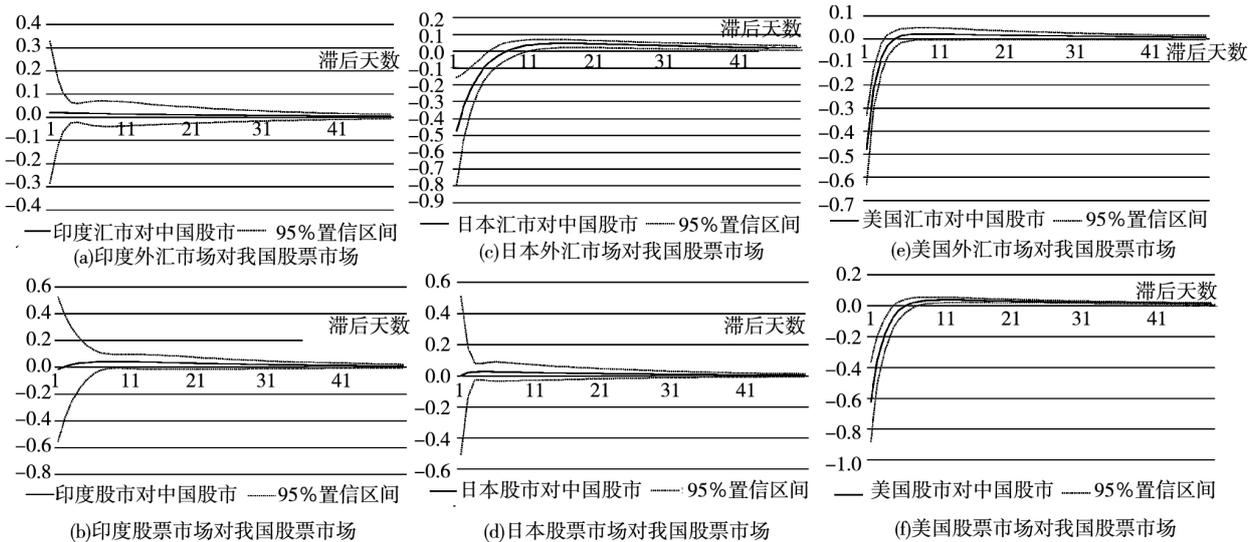


图 12 典型国家金融市场与我国股票市场间尾部风险传染效应分析

Fig. 12 Contagion effect analysis of tail risk between Chinese stock markets and financial markets in typical countries

⑨ 根据国家统计局 2019 年 2 月 28 日公布的《2018 年国民经济和社会发展统计公报》显示,2018 年中国对印度的货物出口额为 5 054 亿元,占中国全部出口比重 3.1%,进口额为 1 242 亿元,占中国全部进口比重 0.9%,远低于美国(8.6%、7.2%),日本(4.4%、8.5%)的相应数值. 数据来源: http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228_1651265.html. 2019 年 4 月 2 日 9:32 访问.

接着,分别基于 MVMQ 模型对美国、日本和印度市场与中国外汇市场之间的尾部风险关联进行了分析,并将脉冲响应函数的分析结果画于图 13. 图 13 表明,美国金融市场和印度外汇市场对我国汇市尾部风险都有一定冲击,但冲击影响衰减较快.与此同时,印度股市与日本汇市出现波动时,我国外汇市场脉冲响应函数的误差带始终包含零线.这表明我国的外汇市场与此类市场之

间几乎不存在尾部风险联动,这与我国现行的汇率机制与外汇管制有关——我国人民币汇率决定很大程度上仍然是“传统的固定盯住制”或“可调整的盯住”^[35],与此同时,我国现行的较为严格的外汇管制措施限制了资本流动,进一步抑制了汇率的波动.因此在上述政策环境下,我国的外汇市场对于境外金融市场的尾部风险冲击有着较强的免疫力.

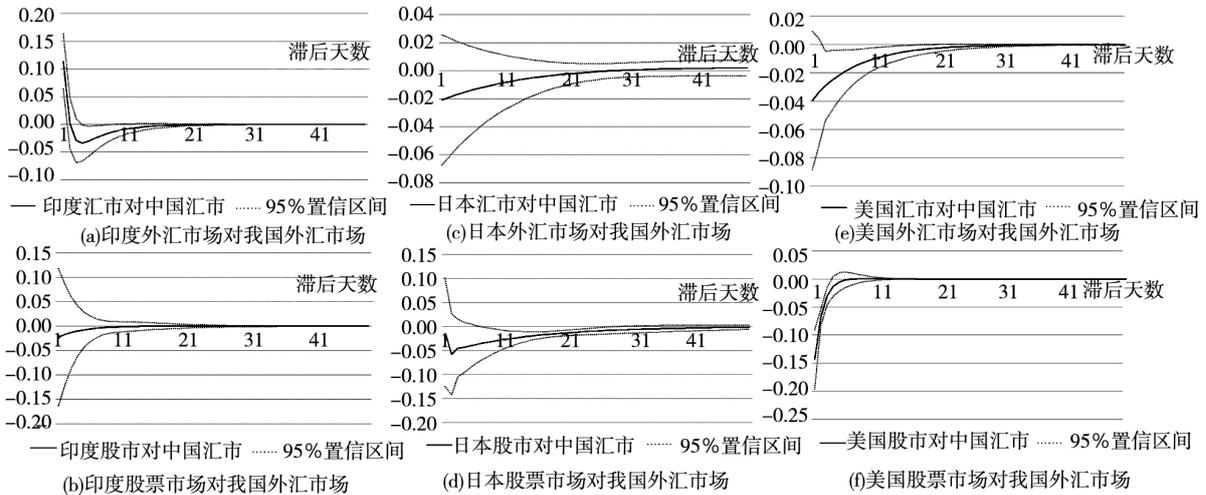


图 13 典型国家金融市场与我国外汇市场间尾部风险传染效应分析

Fig. 13 Contagion effect analysis of tail risk between Chinese exchange markets and financial markets in typical countries

3 结束语

首先,使用 CAViaR 方法测度了 45 个样本国家(地区)的股票市场与外汇市场在 5% 和 1% 分位数下的尾部风险,并采用 DQ 检验对估计模型的总体拟合优度进行后验分析.检验结果显示,非对称斜率模型中各风险测度指标序列存在明显的波动聚集效应,且绝大多数的 DQ 检验统计量在 1% 的显著性水平下均无法拒绝“风险测度指标无偏”的原假设,并能够准确识别 1998 年 7 月亚洲金融危机、2008 年 6 月国际金融危机、2011 年 5 月欧债危机、2011 年 8 月美国首次失去 3A 评级、以及 2015 年 6 月中国“股灾”等风险事件,有效衡量了各国(地区)股票市场与外汇市场的尾部风险,具有良好的适用性.

在以上风险测度的基础上,考察尾部风险在全球主要经济体股市与汇市之间的传染.结构性检验显示,各经济体的股市与汇市在风险传导的过程中存在多个体制区间,由此产生显著的非线

性变化趋势.在此基础上,采用非线性 Granger 因果检验发现,在 5% 分位数和 1% 分位数的测度指标下,全球主要国家(地区)股票市场与外汇市场的尾部风险间均存在显著的非线性双向传导机制.此外,自 2005 年“721”汇改之后,我国汇率市场对股票市场的风险传染效应明显上升,而 2015 年的“811”汇改更是使得两个市场间的风险联动关系显著增强.

从动态分析的角度看,我国股票市场与外汇市场间存在显著的非线性联动效应,单个市场的风险会通过两者间紧密的关联性而快速传染,成为我国金融系统中的风险隐患.此外,我国资本市场多次受到美国股市尾部金融风险事件的非线性冲击.且 2016 年以来,两个市场间的非线性关联始终在高位徘徊,贸易保护政策的出台更是进一步加强了风险传导.与此同时,随着中国金融市场的逐步开放,美国外汇市场对我国资本市场的尾部风险传导也逐渐加强,2010 年美股千点大跌、2012 年量化宽松政策及 2016 年贸易保护政策的出台等事件均对我国金融市场出现了显著的风险

冲击. 因此我国监管部门亟需加强风险预警机制, 防范国际金融风险的输入性冲击.

其次, 基于 MVMQ-CAViaR 模型的脉冲响应研究表明, 全球外汇市场与股票市场的尾部风险间有明显的依赖性, 而境内市场间的风险跨市场传染效应更为明显. 与此同时, 我国的金融市场间也存在着显著的非对称双向尾部风险传染效应, 远高于国际平均水平, 且汇市的尾部风险在短期内对股市造成的不利影响大于其受到的负面冲击. 此外, 我国股市与汇市受境外风险的冲击相对较小, 对跨境风险的抵御能力高于国际平均水平, 而外汇市场对境外风险的传染具有较强的免疫力, 受国际汇率市场冲击产生的影响也存在一定的滞后性; 相较之下, 随着合格境内机构投资者 (QDII)、“沪港通”、中港基金互认等机制启动, 我国资本市场开放程度不断提高, 与世界金融市场的融合程度的日益加深, 股票市场已成为我国对外开放过程中最易遭受尾部风险事件冲击的金融市场.

最后, 对比了发达国家和发展中国家两类市场与我国金融市场尾部风险间的影响力度差异. 研究表明, 在源自我国的尾部金融风险冲击下, 发展中国家的股票和外汇市场会产生更大的波动. 我国的股市则更多地受到来自美国、日本等发达国家金融市场的尾部风险传染, 而对来自发展中国家金融市场的冲击有着更强的风险抵御能力. 在此基础上, 对典型国家展开了深入分析, 发现我国汇市对来自日本、印度等国金融市场尾部风险的敏感性较低. 究其原因, 这是由于我国人民币汇率决定很大程度上仍然是“传统的固定盯住”或“可调整的盯住”制度, 同时我国也实施了较为严格的外汇管制措施.

基于以上的研究结论, 得到以下三点启示.

参 考 文 献:

- [1] Fang L, Sun B, Li H, et al. Systemic risk network of Chinese financial institutions [J]. *Emerging Markets Review*, 2018, 35: 190 - 206.
- [2] Benoit S, Colliard J E, Hurlin C, et al. Where the risks lie: A survey on systemic risk [J]. *Review of Finance*, 2017, 21 (1): 109 - 152.
- [3] Balla E, Ergen I, Migueis M. Tail dependence and indicators of systemic risk for large US depositories [J]. *Journal of Financial Stability*, 2014, 15: 195 - 209.
- [4] 陈海强, 方颖, 王方舟. 融资融券制度对尾部系统风险的非对称影响——基于 A 股市场极值相关性的研究 [J].

1) 注意防范尾部风险的跨国、跨市场冲击. 根据非线性分析结果, 大部分国家的股票市场与外汇市场的尾部风险间均存在显著的非线性双向传导机制, 尾部风险的跨市场传染效应十分显著, 而且, 脉冲响应研究表明, 全球外汇市场与股票市场的尾部风险间有明显的尾部依赖性. 美国、日本等发达国家的金融风险更是易对我国资本市场产生显著冲击. 因此, 随着全球金融一体化进程的不断加深, 需要警惕金融风险的跨国、跨市场传导, 不仅应注意国内单个金融市场内部的风险, 还应对境内其他金融市场和境外市场的风险建立实时监控机制, 重点关注来自发达国家的风险传染, 未雨绸缪地防范国际输入性的金融风险冲击.

2) 进一步完善金融监管协调机制与风险处理机制. 研究显示, 我国的金融市场间的尾部风险传染效应远高于国际平均水平, 金融风险易在两个市场间快速传播, 共振暴跌的事件频频发生. 同时, 我国金融体系风险水平的升高更多地应归因于国内金融市场间尾部风险的传染效应. 因此, 应进一步完善金融监管协调机制与风险处理机制, 避免违规融资行为、债务风险、房地产泡沫等风险隐患引发股市和汇市的共震, 有效防范系统性金融风险的跨市场传染.

3) 针对性构建股市风险“缓冲带”, 加强境外风险监测. 进一步的分析结果表明, 较之外汇市场, 我国股市与境外金融市场的联系更为紧密, 因而更易受到境外市场尾部风险的负面冲击. 因此, 监管机构一方面应当构建我国股票市场与境外市场之间的风险“缓冲带”, 防止境外热钱违规流入股市; 另一方面, 应当加强对境外股票市场风险波动的监测, 警惕源自美国的国际股票市场对于我国股票市场产生的破坏性冲击, 防范输入性境外股市风险引发我国系统性金融风险.

- 管理科学学报, 2019, 22(5): 99-109.
- Chen Haiqiang, Fang Ying, Wang Fangzhou. Asymmetric effect of margin trading and short selling on tail systematic risk: An empirical analysis of extreme dependence in Chinese A-share market [J]. Journal of Management Sciences in China, 2019, 22(5): 99-109. (in Chinese)
- [5] Bisias D, Flood M, Lo A W, et al. A survey of systemic risk analytics [J]. Annual Review of Financial Economics, 2012, 4(1): 255-296.
- [6] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR [J]. The American Economic Review, 2016, 106(7): 1705.
- [7] Acharya V V, Pedersen L H, Philippon T, et al. Measuring systemic risk [J]. The Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 2-47.
- [8] Kratz M, Lok Y H, McNeil A J. Multinomial VaR backtests: A simple implicit approach to backtesting expected shortfall [J]. Journal of Banking and Finance, 2018, 88: 393-407.
- [9] Kao L J, Wu P C, Lee C F. Time-changed GARCH versus the GARJI model for prediction of extreme news events: An empirical study [J]. International Review of Economics and Finance, 2012, 21(1): 115-129.
- [10] Mabrouk S, Saadi S. Parametric Value-at-Risk analysis: Evidence from stock indices [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2012, 52(3): 305-321.
- [11] Pritsker M. Knightian uncertainty and interbank lending [J]. Journal of Financial Intermediation, 2013, 22(1): 85-105.
- [12] Li X L, Chang T, Miller S M, et al. The co-movement and causality between the US housing and stock markets in the time and frequency domains [J]. International Review of Economics and Finance, 2015, 38: 220-233.
- [13] Engle R F, Manganelli S. CAViaR: Conditional autoregressive value at risk by regression quantiles [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2004, 22(4): 367-381.
- [14] Wang G J, Xie C, He K, et al. Extreme risk spillover network: Application to financial institutions [J]. Quantitative Finance, 2017, 17(9): 1417-1433.
- [15] Beber A, Brandt M W. When it cannot get better or worse: The asymmetric impact of good and bad news on bond returns in expansions and recessions [J]. Review of Finance, 2009, 14(1): 119-155.
- [16] Huang D, Yu B, Lu Z, et al. Index-exciting CAViaR: A new empirical time-varying risk model [J]. Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, 2010, 14(2): 1-24.
- [17] Wong H T. Real exchange rate returns and real stock price returns [J]. International Review of Economics and Finance, 2017, 49: 340-352.
- [18] Delgado N A B, Delgado E B, Saucedo E. The relationship between oil prices, the stock market and the exchange rate: Evidence from Mexico [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2018, 45: 266-275.
- [19] Zheng L, Jiang Y, Long H. Exchange rates change, asset-denominated currency difference and stock price fluctuation [J]. Applied Economics, 2019, 1-18.
- [20] 刘晓星, 段斌, 谢福座. 股票市场风险溢出效应研究: 基于 EVT-Copula-CoVaR 模型的分析 [J]. 世界经济, 2011(11): 145-159.
- Liu Xiaoxing, Duan Bin, Xie Fuzuo. Research on the spillover effect of stock market risk: Based on EVT copula CoVaR model [J]. The Journal of World Economy, 2011, (11): 145-159. (in Chinese)
- [21] 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 [J]. 经济研究, 2015, 4: 150-164.
- Liang Qi, Li Zheng, Hao Xiangchao. The internationalization of Chinese stock market: Based on information spillover. Economic Research Journal, 2015, 4: 150-164. (in Chinese)
- [22] 方意, 郑子文. 系统性风险在银行间的传染路径研究—基于持有共同资产网络模型 [J]. 国际金融研究, 2016, (6): 61-72.
- Fang Yi, Zheng Ziwen. Research on contagion paths of systemic risk in the interbank system: Based on network model with common assets holdings [J]. Studies of International Finance, 2016, (6): 61-72. (in Chinese)
- [23] 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.
- Li Zheng, Hao Yi, Yuan Jin. The extreme risk spillover between onshore and offshore RMB interest rates [J]. Statistical Research, 2018, 35(2): 29-39. (in Chinese)
- [24] 杨子晖, 李东承. 我国银行系统性金融风险研究——基于“去一法”的应用分析 [J]. 经济研究, 2018, 53(8): 36-51.
- Yang Zihui, Li Dongcheng. An investigation of the systemic risk of Chinese banks: An application based on leave-one-out [J]. Economic Research Journal, 2018, 53(8): 36-51. (in Chinese)
- [25] Betz F, Hautsch N, Peltonen T A, et al. Systemic risk spillovers in the European banking and sovereign network [J]. Jour-

- nal of Financial Stability , 2016 , 25: 206 – 224.
- [26] Corsi F , Lillo F , Pirino D , et al. Measuring the propagation of financial distress with Granger-causality tail risk networks [J]. Journal of Financial Stability , 2018 , 38: 18 – 36.
- [27] Bahmani-Oskooee M , Kanitpong T. Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on the trade balances of Asian countries? [J]. Applied Economics , 2017 , 49(46) : 4668 – 4678.
- [28] De Vita G , Trachanas E , Luo Y. Revisiting the bi-directional causality between debt and growth: Evidence from linear and nonlinear tests [J]. Journal of International Money and Finance , 2018 , 83: 55 – 74.
- [29] Chuliá H , Gupta R , Uribe J M , et al. Impact of US uncertainties on emerging and mature markets: Evidence from a quantile-vector autoregressive approach [J]. Journal of International Financial Markets , Institutions and Money , 2017 , 48: 178 – 191.
- [30] White H , Kim T H , Manganelli S. VAR for VaR: Measuring tail dependence using multivariate regression quantiles [J]. Journal of Econometrics , 2015 , 187(1) : 169 – 188.
- [31] Hong Y , Liu Y , Wang S. Granger causality in risk and detection of extreme risk spillover between financial markets [J]. Journal of Econometrics , 2009 , 150(2) : 271 – 287.
- [32] Atil A , Lahiani A , Nguyen D K. Asymmetric and nonlinear pass-through of crude oil prices to gasoline and natural gas prices [J]. Energy Policy , 2014 , 65: 567 – 573.
- [33] Bai J , Perron P. Critical values for multiple structural change tests [J]. The Econometrics Journal , 2003 , 6(1) : 72 – 78.
- [34] Yang Z , Zhou Y. Quantitative easing and volatility spillovers across countries and asset classes [J]. Management Science , 2016 , 63(2) : 333 – 354.
- [35] 林伟斌 , 王艺明. 汇率决定与央行干预——1994 ~ 2005 年的人民币汇率决定研究 [J]. 管理世界 , 2009 , (7) : 67 – 76.
- Lin Weibin , Wang Yiming. Exchange rate decision and central bank intervention: A study of the RMB exchange rate decision from 1994 to 2005 [J]. Management World , 2009 , (7) : 67 – 76. (in Chinese)

Cross-market contagion effect on tail risks between stock markets and exchange markets

YANG Zi-hui , CHEN Yu-tian , ZHANG Ping-miao

Lingnan College , Sun Yat-sen University , Guangzhou 510275 , China

Abstract: As the international economic environment becomes increasingly connected , to prevent the rapid cross-market spreading of tail financial risks has become an important issue for governments and academia. In this context , this paper uses the CAViaR model to accurately measure the tail risks of the stock market and exchange market in 45 major countries and regions around the world. At the same time , this paper discusses the reliability of nonlinear framework research from the perspective of institutional interval effect , and further investigates the cross-market contagion of tail risks. In addition , the paper takes the transnational contagion between United States and China as an example , to examine the gradual evolution of tail financial risk transmission between the stock market and the exchange market from the perspective of dynamic analysis. Finally , this paper quantifies the intensity of tail risk contagion in economies based on MVMQ-CAViaR models , and conducts cross-country and cross-market comparisons and research. On this basis , this paper puts forward some suggestions for strengthening the prevention system and supervision direction of China's systemic financial risks. It will help us to improve the measurement of systemic risk , to resolve the spillover impact of tail risks in the international stock market and exchange market , and to provide a reference for theoretical analysis and empirical testing for preventing cross-market financial risks and maintaining financial stability.

Key words: systemic financial risk; tail risk; MVMQ-CAViaR models