

doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2024.12.007

重大事件冲击下全球股票市场波动溢出与跳跃传导研究^①

朱福敏¹, 刘仪榕^{1, 2}, 郑尊信^{1*}, 刘小泉²

(1. 深圳大学经济学院, 深圳 518060; 2. 宁波诺丁汉大学商学院, 宁波 315100)

摘要: 为研究重大事件冲击下国际股票市场间不同类型风险的传染特征, 本文借助动态跳扩散双因子交叉回馈模型, 将股票市场风险分解为连续波动风险与非连续跳跃风险, 采用非线性格兰杰因果检验考察国际股市间的风险传染路径, 并引入网络拓扑方法量化波动溢出和跳跃传导程度, 进而构建了全球股市波动和跳跃风险的传染网络图谱。研究表明: 欧美股票市场总体上依然是全球主要的风险净输出者, 大陆市场虽然是主要的风险溢入方, 但对全球其他市场也存在持续性的波动溢出和微弱的跳跃传导。重大突发性事件发生时, 全球总的平均跳跃传导程度更高但持续期较短。此外, 同一类型重大事件发生在不同地区具有截然不同的传染特征, 表现为新冠疫情下美国市场对中国大陆存在显著的单向溢出影响。本研究有助于动态认识全球主要市场风险传导特征和路径变化, 可为监管当局针对不同风险制定相应的监管政策提供参考。

关键词: 风险传染; 波动溢出; 跳跃传导; 非线性 Granger 因果检验; 网络拓扑方法

中图分类号: F830 文献标识码: A 文章编号: 1007-9807(2024)12-0116-23

0 引言

随着我国金融经济的国际化进程持续加深, 全球金融市场联动效应日益增强, 重大外部突发事件对中国股票市场的冲击和影响不可忽视。这些冲击一部分以连续波动的形式直接扩散溢出, 另一部分以非连续突变的方式间接跳跃传导, 两者都可能造成短期内中国金融市场风险大幅上升, 形成内外风险共振现象, 进而引发潜在的系统性金融风险^[1-3]。中国作为世界第二大经济体, 在输出风险的同时易受到境外金融风险的传染。新冠疫情和俄乌战争等重大事件加剧了全球经济的不确定性与投资者的悲观情绪, 这也导致国际金融体系出现更大幅度的波动溢出、更大强度的跳跃传导, 在此情景下探究国际股市间的风险传染机制及其动态变化趋势对预防系统性风险、巩固

金融安全防线具有重要意义。

现有的风险传染研究主要关注股市间的价格传导(一阶矩)与波动方差溢出(二阶矩)现象^[4-6]。然而, 近年来, 各种“黑天鹅”或“灰犀牛”事件频发, 如英国脱欧、中美贸易摩擦等外部突发事件的发生给国际金融系统带来了不同程度的影响。尤为甚者, 新冠肺炎疫情初期, 美国股票市场出现 10 t 内四次熔断。这些突发性冲击瞬间引起资产价格发生非连续变动(也称为随机跳跃), 导致市场剧烈震荡、暴涨暴跌, 这是传统布朗运动和连续波动模型所不足以刻画的^[7, 8]。

研究表明, 资产价格的跳跃现象是金融市场的典型特征, 对金融风险管理、资产定价、投资组合有着至关重要的影响^[9-11]。与波动风险类似, 跳跃风险也被视为金融市场风险的一个重要来源^[12-15]。然而, 市场间的波动溢出呈现出连续性、

① 收稿日期: 2022-05-04; 修订日期: 2023-07-17。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(72071132; 72173089; 72471152)。

通讯作者: 郑尊信(1979—), 男, 福建福清人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: zxzheng@szu.edu.cn

累积性的特征,一般与两个国家或地区的经济贸易^[16]或资本流动^[3]密切相关,这种过程相对缓慢而持久。跳跃风险则截然相反,这种由重大政策或非预期信息引发的突发性冲击^[17, 18],一般随投资者情绪跨越式间接快速传导^[19]。当重大事件出现时,非理性投资者的恐慌情绪被迅速点燃,一方面持续提高市场内部的跳跃强度与跳跃幅度,另一方面迅速蔓延至其他金融市场,最终引发全球资本市场的跳跃共振,这一特征在危机时期如2008年金融危机和新冠疫情期间尤为明显^[20, 21],因此区分经济贸易联动和政策情绪传导具有重要意义。

为捕捉这类突发性冲击引发的风险传染,部分学者对跳跃风险在国际股市之间的传导进行了建模。如 Ait-sahalia 等^[22]针对市场中的非连续暴跌,构造 Hawkes 跳-扩散模型,刻画跳跃强度之间的非线性依赖,研究发现,发达市场和欠发达经济体之间的跳跃传导存在显著不对称性,且美股指数的跳跃强度和 VIX 指数变化趋势十分相似,因此跳跃风险能较好地反映市场恐慌情绪的动态变化。Dungey 等^[23]的研究也证明跳跃风险传导在市场压力较大时会更加显著。Jawadi 等^[24]基于阈值模型(TAR)开发非线性函数,研究表明总变差中跳跃成分占比远高于波动成分,同时欧洲市场内部,跳跃行为存在较为明显的区域传染现象,这意味着对跳跃过程及其传染的动态建模尤为重要。Feng 等^[19]探究了中国不同金融部门之间的跳跃风险传染特征,研究显示股市中的下行风险比上行风险对其他市场的传染性更强。Gong 等^[21]聚焦于中国市场的研究表明考虑跳跃风险的测度指标对极端事件具有较好的预警效果。与此同时,其他中国学者也对跨市场的跳跃传导机制展开了深入分析,得到类似的结论^[25-29]。

上述研究表明,跳跃风险在金融市场中普遍存在,且在捕获非预期变化引发的市场震荡和极端事件上具有较好的效果,相较于波动风险,其传导速度更快,与市场压力紧密相关的特点也能更好地解释金融风险跨时间和跨空间的传染特征,因此将股票市场总风险分解成非连

续跳跃风险和连续波动风险进行区别研究具有重要学术价值。

风险传染的测度方法有许多种。近年来,网络分析方法因能较好地从全局角度刻画风险传染演变机制,而被广泛应用于量化金融市场之间的风险关联。杨子晖等^[30]同时结合网络拓扑方法与非线性 Granger 因果检验,探究了全球 19 个国家或地区之间的股票和外汇市场之间的风险传染效应,结果表明境外金融市场会对中国大陆市场产生显著的风险传染。宫晓莉和熊熊^[31]构建波动溢出复杂网络,分析中国金融系统内部的风险传染特征,实证研究发现股票市场的单向对外溢出效应最强。刘精山等^[32]运用波动溢出和网络关联方法,考察了全球经济政策不确定性的溢出效应和关联水平。研究显示发达经济体是经济政策不确定性的净溢出国,而新兴市场则处于净溢入状态。此类代表性的研究还包括梁琪等^[33],杨子晖等^[34],周开国等^[35],王纲金等^[36]。上述传染研究大多基于方差的风险波动框架,没有对市场的间断跳跃和连续扩散进行剥离,可能无法有效捕捉非预期突发性外部冲击引发的跳跃风险^[37]和其随市场情绪快速传导的特征,也难以区分和辨识不同重大冲击事件背后的风传播类型与不同市场风险传染角色的动态转变,可能低估市场间断性震荡引发的跳跃风险传染带来的影响。现有研究表明,跳跃风险在刻画非预期信息引发的突发性外部冲击等方面具有较好的效果,但遗憾的是,由于传统模型难以精准区分跳跃风险与波动率风险,鲜有学者从网络关联视角考察全球金融市场的跳跃风险传染图谱。跳跃风险是一个不可直接观测的潜在变量,分离波动与跳跃风险,并量化跳跃风险传染水平是一个较大的挑战。

为将风险传染、波动溢出与跳跃传导纳入统一理论框架,本文在现有研究的基础上做如下探索尝试:首先引入一类跳扩散分离模型从收益率序列中精准分离连续波动风险和非连续跳跃风险,在此基础上从网络关联视角,综合全面、多角度地考察在重大事件冲击背景下,波动和跳跃在全球金融市场之间的动态传导机制。与现有文献

的研究工作相比,本文的特点有:1)在风险传染研究之前,预先采用跳扩散双因子交叉回馈模型(CFJDEC)对跳跃与波动风险进行分解,详细刻画股票市场中随机跳跃和连续波动率之间的动态双向影响关系,精准捕捉现实市场中跳跃风险和波动风险的运动特征,在模型上实现精准的风险量化;2)结合广义矩估计和粒子滤波方法,实现模型参数和潜在风险变量的准确估计,这为风险传染研究提供了重要的变量载体,在传染关系研究上,首先采用非线性 Granger 因果检验诊断全球股市间是否存在显著的非线性风险传染、波动溢出与跳跃传导,并识别传染方向,然后借助网络拓扑方法量化具体传染程度大小,绘制全球传染网络图谱;3)在此基础上,结合滚动估计分析和重大外部冲击事件,探究不同时期总风险分解前后的动态传染特征,并判断市场内风险水平变化主要是由外部冲击直接引发还是其他市场间接传染所致,最后基于不同频率下高频交易数据的传染分析论证本文结论的稳健性。

研究发现,总体来看,欧美市场为全球主要的金融风险净输出者,中国大陆、中国香港等市场仍为主要的风险接受方。总风险被分解成波动与跳跃风险后,国际股市间呈现出更丰富的风险传导特征,这些主要结论在两类风险传染测度方法下保持一致。同时,不同外部冲击事件发生后,国际股市间不同类型风险呈现出差异化的传染特征,表现为金融危机、新冠疫情等事件发生时,全球平均风险传染、波动溢出与跳跃传导水平显著上升,且大部分重大冲击事件发生时,相较于波动溢出,国际股市跳跃平均总溢出程度更高,但风险溢出持续期较短,这说明风险分解是十分有必要的。同一类型重大事件发生在不同市场具有显著不同的传染特征,如新冠疫情下,美国市场对中国大陆单向输出波动与跳跃,反之,则未发现中国大陆对美国市场的传导。此外,研究还发现,平均而言,风险分解前,仅体现美国对中国大陆的风险输出,但分解成跳跃和波动后,中国大陆市场对美国市场的风险传导以持续的波动溢出和较弱的跳跃传导体现出来,这和两个市场之间的经济贸易关系是相

符的。上述结论有助于动态认识国际股市间不同类型风险的传导特征与路径演变,可为完善跨市场金融风险监管体系与处理机制提供参考依据。

1 传导机制和模型设定

1.1 风险传染机制

现有研究表明,通常欧美发达国家金融市场的系统性风险会对其他国家或地区的资本市场产生显著的外部溢出效应,且在溢出方向上呈现典型的非对称性。这些研究主要关注市场变动的方差层面或基于布朗运动的连续波动层面的风险传染^[30, 35],然而仅考虑波动溢出而忽略跳跃传导在刻画非理性预期或极端事件引发的风险传染方面往往是不全面、不充分的^[15, 22, 38]。为此,在风险传染研究之前,本文预先将股票市场风险分解成非连续跳跃风险与连续波动风险,在此基础上,综合考察国际股市中总风险、波动风险和跳跃风险的跨市场传染特征与传导规律,并绘制风险的传染机制图,具体可参见图 1。该图以主导市场与跟随市场两两间的风险传染关系为例,直观地展示了不同风险的传染路径,其中,市场之间总波动的相互影响体现为风险传染,扩散波动率的相互作用即波动溢出,跳跃到达率的相互关联体现为跳跃传导。借助图 1,本文从诊断传染存在性及持续性、识别传染方向和量化传染程度三个维度探究和量化全球股市之间的连续波动溢出和非连续跳跃传导,并考察不同事件冲击下的波动溢出与跳跃传导是否存在差异性特征,从而构建重大事件冲击下全球股市波动和跳跃风险的传染网络。

1.2 跳跃风险与扩散风险分离

进行风险传染研究之前需先量化各类风险变量,而主流风险传染研究方法无法直接区分跳跃与波动风险。为此,本文预先采用一类跳扩散框架精准分离跳跃风险与扩散风险,具体而言,借鉴 Eraker^[39], Lee 和 Mykland^[40], Li 等^[41], Ait-Sahalia 等^[22]的动态跳-扩散过程,考虑 Λ 个市场,假设第 k ($k = 1, \dots, \Lambda$) 个市场的股票价格对数收益率满足如下半鞅随机过程

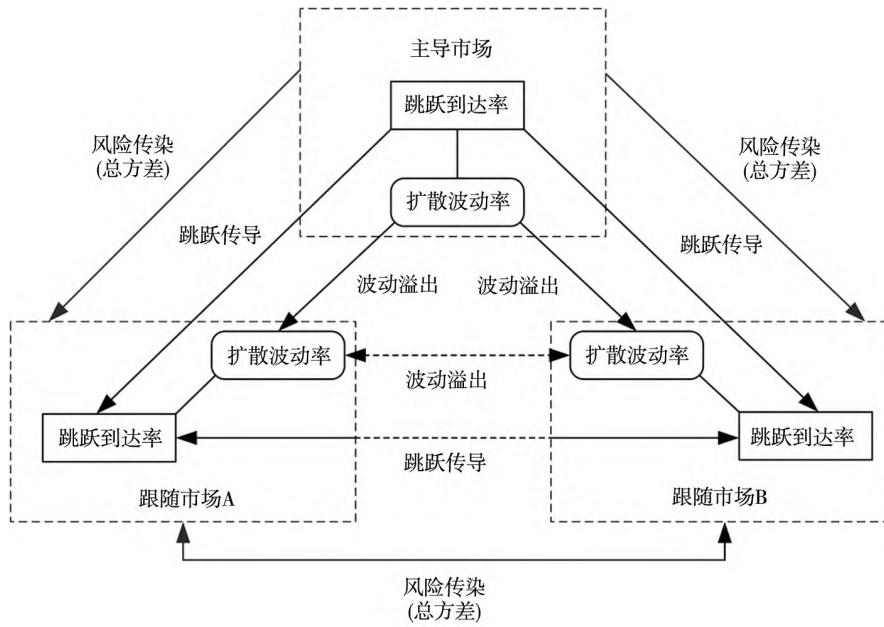


图1 风险传染机制

Fig. 1 Risk contagion mechanism

$$dL_{k,t} = d\ln S_{k,t} = \mu_{k,t} dt + \sigma_{k,t} dW_{k,t} + h_{k,t} dJ_{k,t} \quad (1)$$

其中 $S_{k,t}$ 为股票价格, $dL_{k,t}$ 表示对数价格微分, $\mu_{k,t}$ 为动态漂移率, $\sigma_{k,t}$ 为扩散的波动率, $h_{k,t}$ 作为跳跃强度的时变系数, 表示已实现跳跃活动率水平. $dW_{k,t}$, $dJ_{k,t}$ 分别代表扩散和跳跃冲击, $W_{k,t}$ 表示维纳过程, $J_{k,t}$ 则表示随机跳跃过程, 两者相互独立.

跳跃模型主要包括有限跳跃与无限跳跃模型两种类型, 有限跳跃虽能够捕捉股票市场的重大冲击, 但无法解释市场的高频率小跳跃, 容易低估市场的跳跃风险, 因此本文参考 Fulop 等^[9], 朱福敏等^[11]以及刘志东等^[42]等学者的研究, 引入无穷活动率的 Variance Gamma (VG) 过程来捕捉跳跃过程, 即

$$dJ_{k,t} = \int_{\mathbb{R}} x \times \tilde{J}(dx, dt) \sim v(dx, dt; C, G, M) \quad (2)$$

令跳跃幅度 $x_{k,t} = dJ_{k,t}$, 假设其服从 VG 无穷活动率的跳跃过程. $\tilde{J}(dx, dt)$ 是服从 Lévy 测度为 $v(dx, dt; C, G, M)$ 的泊松计数过程, 是随机跳跃过程 $J_{k,t}$ 的跳跃次数, $v(dx, dt; C, G, M)$ 度量单位时间内跳跃幅度为 dx 的平均跳跃次数, 反映该幅

度对应的跳跃活动率水平. 对 VG 过程^②标准化之后, $h_{k,t}$ 表示跳跃到达率, 可作为跳跃风险压力的测度指标^[14, 20, 43]. 此时, 收益率分解为两种不同类型的冲击, 这两种冲击对应不同类型的市场风险: 一种是服从正态分布的随机冲击, 其连续扩散的波动率为 $\sigma_{k,t}$, 对应着扩散风险; 另一种是由跳跃造成的非连续性冲击, 其随机跳跃的活动率为 $h_{k,t}$, 代表着跳跃风险, 这样的风险分解为下文进一步研究跳跃风险和扩散风险的跨市场传导特征提供模型基础.

由于股市观测变量的离散性特征, 本文采用 $z_{k,t}$ 表示单位时间内的扩散大小 $dW_{k,t}$, $h_{k,t}$ 代表单位时间内的跳跃活动率, 通过伊藤引理 (Ito's lemma) 对式(1) 进行离散化变换后, 包含跳跃成分与扩散成分的对数收益率可以表示为

$$y_{k,t} = \ln S_{k,t} - \ln S_{k,t-1} = \tilde{\mu}_{k,t} + h_{k,t} x_{k,t} + \sigma_{k,t} z_{k,t} \quad (3)$$

其中 $\tilde{\mu}_{k,t}$ 为随机漂移项, 包含跳跃与扩散过程的凸度修正, $z_{k,t}$ 服从标准正态分布, $h_{k,t} x_{k,t}$ 为跳跃成分, $\sigma_{k,t} z_{k,t}$ 为扩散成分, 在 F_t 信息集下, $x_{k,t}$ 和 $z_{k,t}$ 相互独立, $h_{k,t}$ 和 $x_{k,t}$ 也相互独立.

现以收益率的条件方差作为市场总风险的代

② VG 过程有兴趣读者可向作者索要.

理变量,以跳跃到达率(平方项) $h_{k,t}^2$ 和扩散波动率(平方项) $\sigma_{k,t}^2$ 分别作为第 k 个市场跳跃和波动两类风险的代理变量,以使这两类风险变量与市场总风险代理变量量级保持一致。同时为使风险变量更精准地反映随机跳跃风险和连续扩散风险的运动特征,本文采用跳-扩散双因子交叉回馈模型(CFJDEC)^[11]来全面刻画跳跃与波动可能存在的集聚与回馈效应,形式如下

$$\begin{pmatrix} h_{k,t}^2 \\ \sigma_{k,t}^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{k,10} \\ \alpha_{k,20} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{k,11} & \beta_{k,12} \\ \beta_{k,21} & \beta_{k,22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} h_{k,t-1}^2 \\ \sigma_{k,t-1}^2 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{k,11} & \alpha_{k,12} \\ \alpha_{k,21} & \alpha_{k,22} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} h_{k,t-1}^2(x_{k,t-1} - \gamma_{k,J})^2 \\ \sigma_{k,t-1}^2(z_{k,t-1} - \gamma_{k,D})^2 \end{pmatrix} \quad (4)$$

式中 $\alpha_{k,10}, \alpha_{k,20}$ 分别为跳跃到达率和扩散波动率的常数项,而 $\beta_{k,ij}, i, j = 1, 2$ 反映了市场 k 的跳跃或波动风险的持续性影响,即市场内部风险的相互回归关系。当 $i = j$ 时,表示单一风险的自回归, $i \neq j$ 为不同风险之间的交互回归,如 $\beta_{k,11}$ 是跳跃到达率的自回归系数, $\beta_{k,12}$ 则表示跳跃到达率关于扩散波动率的回归系数,反映该市场内部扩散波动向随机跳跃转移的能力。同理, $\alpha_{k,ij}, i, j = 1, 2$ 反映了市场 k 前一期的跳跃或波动冲击对下一期跳跃到达率或波动率的回馈效应,如 $\alpha_{k,21}$ 反映了跳跃冲击对波动率的回馈水平,度量震荡之后市场对跳跃风险的转移和分散能力, $\alpha_{k,22}$ 反映了扩散冲击对波动率的回馈水平; $\gamma_{k,J}, \gamma_{k,D}$ 则分别体现跳跃和扩散冲击的非对称回馈系数。

此时,市场总风险可表示为对数收益率的条件方差

$$V_{k,t}^2 = \text{var}(\tilde{\mu}_{k,t} + h_{k,t} x_{k,t} + \sigma_{k,t} z_{k,t} | F_{t-1}) \quad (5)$$

式中 $V_{k,t}^2$ 为该市场的总方差,代表市场的总体风险水平。基于上述分解和计算,即可从理论层面得到三类风险的代理变量,这为研究不同类型风险的跨市场传导提供了便利。

2 模型估计与测度方法

本文主要研究内容包括风险分解和传染分析两个方面。具体而言,在风险传染研究之前,首先采用动态跳扩散双因子交叉回馈模型(CFJDEC)对两类风险进行分解,考虑到模型具有非线性、高

维度、包含跳跃和波动等不可观测变量等特征^[8, 9, 11, 22],本文引入广义矩估计方法(GMM)和粒子滤波方法(SMC)估计跳跃到达率和扩散波动率,这一估计程序能同时兼顾估计精度与效率,可方便快捷地实现跳跃风险和扩散风险代理变量的精准估计,适用于国际股市的多指数和大样本情形^[44]。在此基础上,借助非线性格兰杰因果检验和网络拓扑方法从“是否传染、传导方向、传播大小”三个维度进行传染研究,从而提供更加全面、综合和深入的风险跨市场传导的国际证据。

2.1 风险变量估计

基于上述模型的矩条件,本文采用广义矩估计(GMM)对模型参数进行初步估计,再借助粒子滤波方法实现风险变量的估计,这可为后文研究风险传染提供较好的变量基础^[44]。

2.1.1 风险分离模型的参数估计

跳扩散分离模型的参数估计是进行风险变量估计的前提条件,广义矩估计基于模型的矩条件,通过最小化由矩条件和相应权重组成的目标函数得到参数估计值,目标函数如下

$$\hat{\boldsymbol{\vartheta}}_k = \arg \min \mathbf{g}(y_{k,t}, \boldsymbol{\vartheta}_k)^T \mathbf{O}_{k,T} \mathbf{g}(y_{k,t}, \boldsymbol{\vartheta}_k) \quad (6)$$

其中 $\mathbf{g}(y_{k,t}, \boldsymbol{\vartheta}_k)$ 为包含模型各阶矩条件的矩阵^[44], $\mathbf{O}_{k,T}$ 为各个矩条件对应权重矩阵, $\boldsymbol{\vartheta}_k \in \boldsymbol{\Theta}$, $\boldsymbol{\vartheta}_k$ 为第 k 个市场的参数向量,包含 CFJDEC 模型的 15 个参数。

2.1.2 风险变量的粒子滤波估计

由于跳跃与波动两类风险的代理变量,跳跃到达率与连续波动率,无法直接从市场中被观测到,故在基于广义矩估计方法得到模型参数值 $\boldsymbol{\vartheta}_k$ 的基础上,引入粒子滤波方法估计风险的状态变量。

采用 $y_{k,t}, \varepsilon_{k,t}$ 分别表示 t 时刻的观测变量和状态变量 $\varepsilon_{k,t} = \{h_{k,t}, \sigma_{k,t}, x_{k,t}, z_{k,t}\}$,并将观测变量序列和状态变量序列分别记为 $y_{k,1:T} = \{y_{k,1}, \dots, y_{k,T}\}$, $\varepsilon_{k,0:T} = \{\varepsilon_{k,0}, \dots, \varepsilon_{k,T}\}$ 。粒子滤波方法的具体实施步骤如下:

首先,通过参数、粒子(初始粒子等权重)与模型设定,给定状态变量的初始先验分布 $p(\varepsilon_{k,0:t}; \boldsymbol{\vartheta}_k)$,具体实证中,由于 $\varepsilon_{k,t} = \{h_{k,t}, \sigma_{k,t}, x_{k,t}, z_{k,t}\}$ 可以分解为 $\{h_{k,t}, \sigma_{k,t}\}, \{x_{k,t}, z_{k,t}\}$ 两部

分, $\{h_{k,t}, \sigma_{k,t}\}$ 是条件状态, 它们在 t 时刻和 $\{x_{k,t}, z_{k,t}\}$ 相互独立, 因此 $\{x_{k,t}, z_{k,t}\}$ 分别基于 VG 过程和正态分布进行随机抽样模拟得到先验分布, $\{h_{k,t}, \sigma_{k,t}\}$ 则根据跳跃和扩散过程所对应的状态方程进行迭代. 其次, 依据序贯蒙特卡罗思想, 通过新输入的观测样本 $y_{k,t}$ 计算状态变量的后验概率, 更新各个粒子的权重 $\omega_{k,1:t}$. 在抽样 N 个状态粒子 $\{\varepsilon_{k,0:t}^{(i)}\}_{i=1}^N$ 的基础上, 结合观测值 $y_{k,t}$ 逐步更新每一组粒子的贝叶斯权重 $\{\omega_{k,1:t}^{(i)}\}_{i=1}^N$, 即

$$\omega_{k,1:t}^{(i)} \propto \omega_{k,1:t-1}^{(i)} p(y_{k,t} | \varepsilon_{k,t}^{(i)}) p(\varepsilon_{k,t}^{(i)} | \varepsilon_{k,t-1}^{(i)}) \quad (7)$$

最后, 依据新的权重对各个粒子进行加权求和并标准化, 则得到跳跃到达率、扩散波动率、跳跃幅度和扩散大小等状态变量 $\varepsilon_{k,t} = \{h_{k,t}, \sigma_{k,t}, x_{k,t}, z_{k,t}\}$ 的时间序列估计值. 借助上述广义矩估计与粒子滤波(GMM-SMC)方法, 可得到跳跃风险、波动风险和总风险的代理变量, 即跳跃到达率(平方) $h_{k,t}^2$ 、扩散波动率(平方) $\sigma_{k,t}^2$ 与总方差 $V_{k,t}^2$, 这为后文引入非线性 Granger 因果检验与网络拓扑方法研究风险传染、波动溢出与跳跃传导提供了载体.

2.2 风险传染测度

风险传染测度是金融体系风险管理的核心环节. 针对风险传染呈现非线性变化和网络化特征, 前文对参数和风险变量进行了估计, 本节首先采用非线性 Granger 因果检验诊断国际股市之间是否存在风险传染, 识别传染方向与滞后期, 然后结合网络拓扑方法量化具体传染程度. 通过结合两种方法, 本文不仅能有效判断金融市场风险传染的存在性与持续性, 而且能精准分析其溢出程度.

2.2.1 非线性 Granger 因果检验

现有研究表明, 股票市场间的风险往往呈现非线性关联, 而非线性 Granger 因果检验方法对于捕捉金融市场间非线性的风险传染特征如溢出关系的时变性与非对称性等方面往往具有较好的表现^[30, 45], 因此本文采用 Diks 和 Panchenko^[46] 提出的非参数 T_n 检验统计量在非线性框架下探究三类风险在国际股市间的传染路径.

假设 X_t 和 Y_t 分别代表两个市场的风险序列, 对于两个平稳的时间序列 $\{X_t, Y_t\}$, 当 X_t 不是 Y_t

的非线性 Granger 原因时, 原假设可表达如下

$$H_0: Y_{t+1} \mid (X_t^{L_X}, Y_t^{L_Y}) \sim Y_{t+1} \mid Y_t^{L_Y} \quad (8)$$

其中 $X_t^{L_X} = (X_{t-L_X+1}, \dots, X_t)$, $Y_t^{L_Y} = (Y_{t-L_Y+1}, \dots, Y_t)$, ($L_X, L_Y \geq 1$) 分别为 X_t 和 Y_t 的滞后向量. 根据 (X_t, Y_t, Y_{t+1}) 在某一点 $(X_\tau, Y_\tau, Y_{\tau+1})$ 的局部密度函数估计值, 可构造如下 T_n 统计量进行非线性 Granger 因果检验, 即

$$T_n(\zeta_n) = \frac{(n-1)}{n(n-2)} \sum_{\tau} \frac{(\hat{f}_{X_t, Y_{t+1}}(X_\tau, Y_\tau, Y_{\tau+1}) \hat{f}_{Y_t}(Y_\tau) - \hat{f}_{X_t, Y_t}(X_\tau, Y_\tau) \hat{f}_{Y_t, Y_{t+1}}(Y_\tau, Y_{\tau+1}))}{\hat{f}_{X_t, Y_t}(X_\tau, Y_\tau) \hat{f}_{Y_t, Y_{t+1}}(Y_\tau, Y_{\tau+1}))} \quad (9)$$

其中 n 为样本数量, 若 T_n 显著大于 0, 则拒绝原假设, 说明 X_t 中包含 Y_{t+1} 的相关信息, 即 X_t 为 Y_t 的非线性 Granger 原因. 非线性 Granger 因果检验可用来诊断国际股票市场之间的风险关联性以及传染持续性, 并识别传染方向, 为构造风险传染网络奠定基础.

2.2.2 网络拓扑方法

非线性 Granger 因果检验只能考察不同市场之间风险是否存在非线性相关及其持续性, 无法量化国际股票市场间的具体风险传染程度大小, 而后者对于精准监测与应对境外输入风险传染具有重要意义. 为此, 本文引入 Diebold 和 Yilmaz^[6] 提出的网络拓扑方法来测度风险传染的大小, 以更精确地衡量一个市场对另一个市场及全球金融体系所造成的影响.

网络拓扑方法通过向量自回归模型(VAR)进行方差分解, 通过将总方差、波动率或跳跃到达率相关序列代入 VAR 结构, 则可构建预测方差分解指数测度各个市场的风险传染、波动溢出与跳跃传导. 本节以波动溢出为例进行简要介绍(风险传染与跳跃传导计算方式类似). 在基于波动率的 VAR 模型下^③, 可计算预测方差分解指数, 此时市场 k 对市场 m 的波动溢出可表示为

$$d_{m \leftarrow k}^H = \frac{\sigma_{kk}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (\mathbf{e}_m^\top \mathbf{A}_h \Sigma \mathbf{e}_k)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (\mathbf{e}_m^\top \mathbf{A}_h \Sigma \mathbf{A}_h^\top \mathbf{e}_m)^2} \quad (10)$$

^③ 由于篇幅限制, VAR 模型的基础解释说明及其移动平均表达式下的 A_h 系数矩阵有需要者可向作者索要.

其中 $H=1,2,\cdots$ 表示预测期, $k,m=1,\cdots,A$ ($A=11$), σ_{kk} 为第 k 个方程误差项的标准误差, e_k 为选择列向量, 第 k 个元素为 1, 其余元素为 0, A_h 为向量自回归模型移动平均表达式中的 $A \times A$ 维系数矩阵. 由于上述方差分解方法所得的溢出矩阵中的行加总不为 1, 为更好地分析一个市场对另一个市场的溢出占后一个市场受到的总溢出的比例, 将其归一化, 可得到

$$\tilde{d}_{m \leftarrow k}^H = \frac{d_{m \leftarrow k}^H}{\sum_{k=1}^n d_{m \leftarrow k}^H}, \sum_{k=1}^n \tilde{d}_{m \leftarrow k}^H = 1, \sum_{k,m=1}^n \tilde{d}_{m \leftarrow k}^H = n \quad (11)$$

此时, 第 k 个市场对其他市场的总溢出程度和其他市场对第 k 个市场的总溢入水平可表示为

$$S_{\leftarrow k}^H = \sum_{m=1, m \neq k}^n \tilde{d}_{m \leftarrow k}^H, S_{k \leftarrow}^H = \sum_{m=1, m \neq k}^n \tilde{d}_{k \leftarrow m}^H \quad (12)$$

从而, 第 k 个市场的总波动净溢出程度可表示为总溢出与总溢入程度的差值, 即 $N S_k^H = S_{\leftarrow k}^H - S_{k \leftarrow}^H$.

在此基础上, 对各个市场的总溢出指数或总溢入指数求均值, 可测度全球系统性波动溢出总效应, 即

$$TS^H = \frac{1}{n} \sum_k S_{k \leftarrow}^H = \frac{1}{n} \sum_k S_{\leftarrow k}^H \quad (13)$$

在以上分析的基础上, 为考察单个事件引起各个市场波动溢出的变化情况, 本文借鉴杨子晖和周颖刚^[5]所提出的边际净溢出指数进行分析, 定义如下(以下各式中, $m \neq k$)

$$MNS_{t,k \leftarrow m}^H = (d_{t,k \leftarrow m}^H - d_{t,m \leftarrow k}^H) - (d_{t-1,k \leftarrow m}^H - d_{t-1,m \leftarrow k}^H) \quad (14)$$

其中 $d_{t,k \leftarrow m}^H - d_{t,m \leftarrow k}^H$ 和 $d_{t-1,k \leftarrow m}^H - d_{t-1,m \leftarrow k}^H$ 刻画了 t 期和 $t-1$ 期市场 m 对市场 k 的波动净溢出, 两式的差值表示基于 t 期信息市场 m 对市场 k 的边际净溢出效应, 当其大于 0, 表示, 发生在 t 期的事件导致净溢出效应增加, 反之则表示减少.

类似地, 可构造指数衡量 t 时刻, 其他市场对市场 k 的边际溢出总效应和市场 k 对其他市场的边际溢出总效应, 即市场 k 的边际溢入总程度和边际溢出总程度

$$\begin{aligned} TMS_{In,t,k}^H &= S_{t,k \leftarrow \bullet}^H - S_{t-1,k \leftarrow \bullet}^H \\ TMS_{Out,t,k}^H &= S_{t,\bullet \leftarrow k}^H - S_{t-1,\bullet \leftarrow k}^H \end{aligned} \quad (15)$$

边际溢出相关指数有助于分析当不同类型重大

冲击事件发生时, 总风险、跳跃风险与波动风险在全球股市间传染水平的动态变化, 帮助判断风险传染源, 探究市场内部风险水平变化的主要驱动因素, 是突发性冲击导致还是其他市场的风险传导引发.

3 实证检验与事件分析

3.1 数据说明

为从网络关联视角考察各类金融风险在全球股市间的传导特征, 本文选取国际股票市场中具有代表性的 11 个经济体作为研究对象, 即中国大陆(沪深 300 指数, CSI)、中国香港(香港恒生指数, HSI)、英国(富时 100 指数, FTSE)、美国(标普 500 指数, SPX)、日本(日经指数, N225)、德国(德国 DAX 指数, DAX)、韩国(韩国综合股价指数, KS11)、新加坡(新加坡海峡时报指数, STI)、巴西(巴西圣保罗指数, BVSP)、俄罗斯(俄罗斯指数, RTSI) 和印度(印度孟买敏感指数, SENSEX), 并取各个市场的对数收益率数据, 这 11 个市场覆盖了欧洲, 美洲和亚洲等地区, 既包含发达经济体, 也涵盖新兴市场, 具有较好的代表性. 样本时间跨度为 2007 年 4 月 3 日—2022 年 8 月 31 日, 共 3 700 余个日度数据, 涵盖了中美贸易战、新冠疫情与俄乌战争等重大事件冲击发生的时间. 在收益率数据的基础上, 采用 CFJDEC 模型预先对跳跃风险与扩散风险进行分离, 并借助 GMM-SMC 方法得到三类相应风险的代理变量, 即总方差、扩散波动率(平方)与跳跃到达率(平方), 为风险传染研究提供变量载体. 样本数据来源于 Wind 数据库. 此外, 参考杨子晖和周颖刚^[5]、Ait-Sahalia 等^[22], 根据时区(以中国大陆为基准), 取各代理变量前后两个交易日的滚动平均值, 以克服全球股票市场非同步交易问题.

3.2 分离模型参数与状态估计分析

表 1 展示了 11 个序列不同变量的描述性统计分析, 其中各序列的状态变量由粒子滤波方法估计得到. y_t 为对数收益率序列, V_t^2 为对数收益的方差序列, 表示市场总风险水平, σ_t^2 为描述波动风险的指标, h_t^2 为刻画跳跃风险的代理变量. 由表 1 可知, 对大部分指数而言, 不同风险的统计

表 1 描述性统计分析
Table 1 Summary statistics

变量	指数	CSI	HSI	FTSE	SPX	N225	DAX	KS11	STI	BVSP	RTSI	SENSEX
γ_t	样本容量	3 752	3 799	3 894	3 882	3 773	3 909	3 810	3 871	3 814	3 839	3 815
	均值	9.55E-05	1.92E-06	3.66E-05	2.63E-04	1.33E-04	1.57E-04	1.38E-04	4.17E-06	2.30E-04	-7.77E-05	4.10E-04
	标准差	0.016 9	0.015 3	0.012 1	0.013 0	0.015 1	0.014 1	0.012 5	0.010 9	0.017 6	0.023 7	0.013 9
	偏度	-0.519 4	0.026 7	-0.383 1	-0.542 5	-0.444 5	-0.191 8	-0.508 3	-0.251 3	-0.441 2	-2.273 1	-0.208 5
	峰度	6.889 1	10.984 2	12.399 5	15.138 9	10.697 0	10.820 5	12.499 0	10.593 7	12.629 4	61.538 9	15.768 2
	ADF 检验	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***
V_t^2	BDS 检验	0.038 8 *** (0.000 0)	0.036 4 *** (0.000 0)	0.048 6 *** (0.000 0)	0.060 8 *** (0.000 0)	0.037 3 *** (0.000 0)	0.035 0 *** (0.000 0)	0.046 5 *** (0.000 0)	0.055 6 *** (0.000 0)	0.030 2 *** (0.000 0)	0.045 7 *** (0.000 0)	0.053 2 *** (0.000 0)
	均值	2.93E-04	2.30E-04	1.48E-04	1.86E-04	2.30E-04	2.09E-04	1.56E-04	1.17E-04	2.99E-04	5.34E-04	1.35E-04
	标准差	2.83E-04	3.28E-04	2.59E-04	4.43E-04	3.53E-04	3.06E-04	2.66E-04	1.94E-04	4.82E-04	1.22E-03	1.56E-04
	偏度	2.230 0	6.657 9	6.666 9	7.332 1	7.736 8	5.414 2	7.010 4	5.757 7	7.984 8	8.147 1	6.385 1
	峰度	8.309 0	64.684 8	60.331 4	71.433 2	84.821 8	42.890 5	70.371 7	47.080 5	81.997 4	92.756 7	59.201 6
	ADF 检验	0.001 6 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***
σ_t^2	BDS 检验	0.327 6 *** (0.000 0)	0.312 8 *** (0.000 0)	0.307 6 *** (0.000 0)	0.302 4 *** (0.000 0)	0.277 7 *** (0.000 0)	0.309 2 *** (0.000 0)	0.301 6 *** (0.000 0)	0.324 8 *** (0.000 0)	0.309 1 *** (0.000 0)	0.331 0 *** (0.000 0)	0.287 4 *** (0.000 0)
	均值	1.82E-04	1.07E-04	4.10E-05	1.29E-04	7.98E-05	1.04E-04	5.25E-05	7.61E-05	9.00E-05	4.83E-05	9.45E-05
	标准差	8.86E-05	3.39E-05	2.49E-05	1.50E-04	3.88E-05	2.62E-05	4.06E-05	4.53E-05	4.77E-05	5.19E-05	6.65E-05
	偏度	6.206 0	11.886 7	9.668 2	10.186 6	9.164 8	6.581 7	15.254 7	9.265 2	10.831 7	16.694 2	9.598 1
	峰度	79.747 8	245.718 6	165.784 7	159.584 9	132.492 5	80.158 4	384.370 2	154.237 4	187.174 7	351.675 9	146.918 1
	ADF 检验	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***	0.001 0 ***
h_t^2	BDS 检验	0.108 2 *** (0.000 0)	0.001 0 *** (0.000 0)	0.200 8 *** (0.000 0)	0.237 2 *** (0.000 0)	0.113 9 *** (0.000 0)	0.220 5 *** (0.000 0)	0.112 5 *** (0.000 0)	0.134 9 *** (0.000 0)	0.193 5 *** (0.000 0)	0.195 1 *** (0.000 0)	0.136 2 *** (0.000 0)
	均值	1.07E-03	4.80E-04	2.01E-04	1.79E-04	3.54E-04	1.99E-04	3.49E-04	1.01E-04	5.13E-04	1.31E-03	1.21E-04
	标准差	2.28E-04	7.52E-05	4.71E-05	8.24E-05	6.83E-05	3.64E-05	4.15E-05	3.24E-05	9.90E-05	2.70E-04	5.00E-05
	偏度	2.716 7	8.182 6	6.781 6	8.994 3	7.468 1	6.581 4	10.688 0	8.023 0	10.111 1	5.278 0	8.537 9
	峰度	12.395 7	131.003 8	81.908 9	121.635 0	91.542 5	79.842 8	207.349 1	113.193 5	161.504 4	44.915 4	117.336 7
	ADF 检验	(0.014 3) **	(0.001 2) ***	(0.001 0) ***	(0.001 0) ***	(0.001 0) ***	(0.001 6) ***	(0.001 0) ***	(0.001 0) ***	(0.001 0) ***	(0.001 0) ***	(0.001 0) ***
BDS 检验	0.281 9 *** (0.000 0)	0.152 3 *** (0.000 0)	0.212 0 *** (0.000 0)	0.246 0 *** (0.000 0)	0.162 7 *** (0.000 0)	0.221 2 *** (0.000 0)	0.106 3 *** (0.000 0)	0.166 5 *** (0.000 0)	0.204 3 *** (0.000 0)	0.235 4 *** (0.000 0)	0.164 2 *** (0.000 0)	

注：因篇幅限制，ADF 检验中，仅列出 p 值，BDS 检验中，括号中的值表示拒绝“时间序列仅存在线性变化特征”原假设的概 率，对两类检验而言，*** 和 ** 分别表示 1%，5%，10% 显著性水平。

特征存在较大差异,如跳跃风险 h_t^2 与波动风险 σ_t^2 的偏度与峰度显著大于总方差 V_t^2 的偏度与峰度,将总风险分解成跳跃风险和扩散风险进行分析可以捕捉更多的风险特征。其次,基于平稳性 ADF 检验的结果显示,11 个国际市场的对数收益和三类风险变量都在 1% 的显著性水平下“拒绝存在单位根”的原假设,因此本文所用到的时间序列数据都是平稳的,满足建模假定与风险传染研究假设前提。然后,为考察各市场的三类风险是否存在显著的非线性变化,本文采用 BDS 统计量对收益率和三类风险变量序列进行检验,从表 1 的 BDS 结果可以看出,绝大多数统计量均在 1% 的显著性水平下拒绝“时间序列仅存在线性变化特征”的原假设,这一结论十分稳健,这意味着国际股市的总风险、波动风险与跳跃风险呈现明显的非线性特征,同理,各个市场间的风险可能相互存在显著的非线性关联,采用线性传染研究方法可能无法充分捕捉它们之间的风险传导特征。

借助广义矩估计(式(6))对跳扩散分离模型(式(4))中刻画跳跃和波动运动特征的相关参数进行估计,11 个国际股票指数的主要参数估计结果列于表 2。从表 2 可知, $\alpha_{11}, \alpha_{22}, \beta_{11}, \beta_{22}$ 显著不为 0, 表明国际股市普遍存在显著的跳跃自激发、波动率集聚现象,这与文献中结论保持一致^[44, 47]。此外,除中国大陆、韩国等市场外,对大部分市场而言,系数 β_{12} 与 β_{21} , α_{12} 与 α_{21} 在 1% 的水平下显著,表明跳跃到达率与扩散波动率同时存在显著的交叉持续性影响与回馈效应,即当期跳跃行为的发生将提高下期波动率,而波动率的累积也将引起跳跃行为的发生,两类风险可相互转化。表中最后一行为 11 个市场的跳跃方差比例。可以看出,各个市场跳跃方差占比相对较高,大部分市场接近或超过总方差的 50%,其中俄罗斯跳跃方差占比最高,接近 90%,其次为巴西市场(63.3%),值得注意的是,发达市场如英国市场,跳跃方差占比也高达 62.7%(2019 年为 20%),日本和韩国股市也接近 60%,说明新冠肺炎疫情给各国股市带来了频繁震荡,导致跳跃频发。尽管

中国大陆在较短的时间内控制住了疫情,但其比例也达到 44.06%,接近一半,说明中国大陆股市也受到外部冲击影响而引发市场跳跃,因此研究跳跃风险传导对我国金融风险管理具有现实意义。

3.3 风险传染分析

为构建风险传染网络图谱,本文首先借助非线性 Granger 因果检验分析股票市场之间的风险关联性及传染方向,再进一步采用网络拓扑方法量化具体传染程度。

3.3.1 传染存在性与传染方向分析

由于篇幅原因,表 3 仅展示了中国大陆、中国香港与美国市场之间风险传染、波动溢出和跳跃传导的非线性 Granger 因果检验结果^④。其中 L_x 和 L_y 分别表示市场 X 和市场 Y 风险序列的滞后阶数,这里参考 Diks 和 Panchenko^[46], 取 $L_x = L_y = 8$, 并将非线性 Granger 因果检验的窗宽设置为 $\zeta = 2.5\sigma$ (其中 $\sigma = 1$ 表示标准化时间序列的标准差)。结果表明,各个金融市场之间存在显著的非线性关联,但各有差异。

表 3 Panel A 报告了相应市场总风险传染的非线性检验结果。在 1% ~ 10% 的显著性水平下,美国、英国和德国对其他市场存在显著的风险传染,其中中国香港、美国、英国、德国等市场在滞后 8 期的时间里都存在明显的两两间跨市场相互传染现象,而英国、美国、德国、韩国等市场对中国大陆市场主要在相对短的持续期内存在较强的风险传染现象,说明英美等发达金融市场对中国大陆的总风险传染迅速且短暂,方差的持续性影响较小。

市场间连续波动溢出的非线性检验列于表 3 的 Panel B, 其中, 在滞后 8 期的时间里, 中国大陆与中国香港、新加坡市场, 美国与中国香港市场、英国市场和德国市场相互之间存在显著的波动溢出。值得注意的是, 中国大陆、日本等市场对美国、英国、德国等股市均产生了明显的波动溢出, 如中国大陆市场在除第 2 期和第 6 期以外的所有滞后期, 对美国市场都存在显著的波动溢出, 且强度随

^④ 由于篇幅限制,其余市场的实证结果略(有需要者可向作者索要)。

表2 模型的参数估计值与统计量—跳扩散分离模型(CFJDEC)
Table 2 Parameter estimates and corresponding p-value of the CFJDEC model

指数	CFJDEC										
	CSI	HSI	FTSE	SPX	N225	DAX	KS11	STI	BVSP	RTSI	SENSEX
α_{10}	1.15E-04 (0.994 4)	1.89E-04 (0.990 7)	9.00E-05 (0.995 5)	7.91E-05 (0.993 2)	1.39E-04 (0.995 7)	8.67E-05 (0.995 7)	2.54E-04 (0.987 5)	4.42E-05 (0.997 8)	4.23E-04 (0.988 9)	5.29E-05 (0.979 1)	
β_{11}	0.564 0 *** (0.000 0)	0.429 2 *** (0.000 0)	0.334 4 *** (0.000 0)	0.257 5 *** (0.000 0)	0.436 5 *** (0.000 0)	0.412 5 *** (0.000 0)	0.183 3 *** (0.000 0)	0.260 2 *** (0.000 0)	0.443 9 *** (0.000 0)	0.548 3 *** (0.000 0)	0.252 3 *** (0.000 0)
β_{12}	0.123 9 *** (0.000 0)	0.101 5 *** (0.000 0)	0.094 3 *** (0.000 0)	0.109 6 *** (0.000 0)	0.087 8 *** (0.000 0)	0.126 3 *** (0.000 0)	0.101 4 *** (0.000 0)	0.092 3 *** (0.000 0)	0.085 5 *** (0.000 0)	0.098 5 *** (0.000 0)	0.091 3 *** (0.000 0)
α_{11}	0.170 6 *** (0.000 0)	0.134 9 *** (0.000 0)	0.119 4 *** (0.000 0)	0.095 9 *** (0.000 0)	0.082 8 *** (0.000 0)	0.025 5 *** (0.000 0)	0.100 1 *** (0.000 0)	0.092 8 *** (0.000 0)	0.062 1 *** (0.000 0)	0.112 1 *** (0.000 0)	0.091 1 *** (0.000 0)
α_{12}	0.000 5 *** (0.000 0)	0.041 3 *** (0.000 0)	0.047 0 *** (0.000 0)	0.049 4 *** (0.000 0)	0.053 3 *** (0.000 0)	0.044 8 *** (0.000 0)	0.050 7 *** (0.000 0)	0.045 4 *** (0.000 0)	0.053 2 *** (0.000 0)	0.049 8 *** (0.000 0)	0.044 4 *** (0.000 0)
γ_J	1.294 4 *** (0.000 0)	0.889 8 *** (0.000 0)	1.010 5 *** (0.000 0)	1.067 3 *** (0.000 0)	1.035 2 *** (0.000 0)	0.710 2 *** (0.000 0)	0.547 7 *** (0.000 0)	1.213 1 *** (0.000 0)	0.668 8 *** (0.000 0)	0.910 0 *** (0.000 0)	1.149 5 *** (0.000 0)
α_{20}	5.87E-05 (0.997 1)	3.96E-05 (0.998 1)	6.72E-06 (0.999 7)	1.52E-05 (0.999 2)	1.92E-05 (0.999 1)	3.36E-05 (0.998 3)	1.19E-05 (0.999 4)	2.45E-05 (0.998 8)	1.01E-05 (0.999 5)	1.35E-05 (0.999 5)	3.28E-05 (0.998 4)
β_{21}	0.032 4 *** (0.000 0)	0.058 8 *** (0.000 0)	0.063 6 *** (0.000 0)	0.101 9 *** (0.000 0)	0.054 5 *** (0.000 0)	0.102 5 *** (0.000 0)	0.029 8 * (0.000 0)	0.085 8 *** (0.000 0)	0.056 0 *** (0.000 0)	0.008 9 *** (0.000 0)	0.082 1 *** (0.000 0)
β_{22}	0.215 0 *** (0.000 0)	0.144 2 *** (0.000 0)	0.118 9 *** (0.000 0)	0.330 6 *** (0.000 0)	0.198 7 *** (0.000 0)	0.352 4 *** (0.000 0)	0.240 9 *** (0.000 0)	0.248 4 *** (0.000 0)	0.278 2 *** (0.000 0)	0.145 6 *** (0.000 0)	0.231 7 *** (0.000 0)
α_{21}	0.000 2 ** (0.026 6)	0.031 5 *** (0.000 0)	0.034 8 *** (0.000 0)	0.044 0 *** (0.000 0)	0.025 7 *** (0.000 0)	0.023 5 *** (0.000 5)	0.031 2 *** (0.000 0)	0.044 0 *** (0.000 0)	0.021 6 *** (0.000 0)	0.005 8 *** (0.000 0)	0.042 6 *** (0.000 0)
α_{22}	0.117 5 *** (0.000 0)	0.068 3 *** (0.000 0)	0.064 2 *** (0.000 0)	0.119 2 *** (0.000 0)	0.056 4 *** (0.000 0)	0.031 8 *** (0.000 0)	0.067 3 *** (0.000 0)	0.087 1 *** (0.000 0)	0.032 5 *** (0.000 0)	0.049 5 *** (0.000 0)	0.079 3 *** (0.000 0)
γ_D	1.287 7 *** (0.000 0)	0.556 1 *** (0.000 0)	1.343 6 *** (0.000 0)	1.398 3 *** (0.000 0)	1.418 7 *** (0.000 0)	1.442 0 *** (0.000 0)	1.694 9 *** (0.000 0)	1.233 4 *** (0.000 0)	2.489 5 *** (0.000 0)	1.406 2 *** (0.000 0)	1.262 3 *** (0.000 0)
C	0.347 8 *** (0.000 0)	0.754 3 *** (0.000 0)	0.592 3 *** (0.000 0)	0.800 6 *** (0.000 0)	0.458 9 *** (0.000 0)	0.465 7 *** (0.000 0)	0.476 8 *** (0.000 0)	0.933 6 *** (0.000 0)	0.463 3 *** (0.000 0)	0.274 0 *** (0.000 0)	0.927 8 *** (0.000 0)
M	3.286 6 *** (0.000 0)	3.823 1 *** (0.000 0)	3.808 2 *** (0.000 0)	3.180 4 *** (0.000 0)	3.861 8 *** (0.000 0)	4.120 8 *** (0.000 0)	3.893 1 *** (0.000 0)	2.992 7 *** (0.000 0)	4.300 6 *** (0.000 0)	2.959 6 *** (0.000 0)	3.037 1 *** (0.000 0)
G	1.975 5 *** (0.000 0)	2.117 7 *** (0.000 0)	1.298 9 *** (0.000 0)	2.627 3 *** (0.000 0)	1.240 5 *** (0.000 0)	1.158 2 *** (0.000 0)	1.631 9 *** (0.000 0)	2.725 6 *** (0.000 0)	1.184 2 *** (0.000 0)	1.053 4 *** (0.000 0)	2.705 5 *** (0.000 0)
V_J	44.06 %	49.03 %	62.65 %	20.23 %	57.70 %	41.18 %	55.23 %	23.53 %	63.33 %	88.24 %	23.10 %

注：1) 上表报告跳扩散分离模型(CFJDEC) (式(4))的参数估计值,由广义矩估计(式(6))估计得出,跳跃方差占比通过如下方式计算 $V_J = \frac{E^2(h_{t,x_t})}{E^2(h_{t,x_t}) + E^2(\sigma_t z_t)}$, 其中 跳跃幅度 x_t 表达式略(有需要者可向作者索要); 2) ***, ** 和 * 分别表示 1%, 5%, 10% 的显著性水平。

着滞后期减弱,这是在基于总方差的风险传染结果中所未观察到的,也是与以往学者研究结论不同的地方,这一发现表明在国际市场的风险传递关系中,中国大陆市场并不一直是风险的接受方,而是其风险可能更多地通过连续的波动扩散到其他市场,相对来说更加温和与缓慢,主要以波动溢出的形式体现出来,且存在一定时滞性,这与中美、中欧之间的经济贸易关系是一致的。

表 3 的 Panel C 展示了市场间跳跃传导的非线性检验结果,与总风险传染和波动溢出相似,在 1% 的显著性水平下,美国、英国、德国、新加

坡和韩国市场对大部分市场在 1 期 ~ 8 期存在显著的跳跃风险传导,但与波动溢出不一样的是,美国与中国大陆、日本之间,英国与巴西之间,德国与印度之间,在 1% 显著性水平下,仅存在前者对后者的单向跳跃传导,但在 5% ~ 10% 显著性水平下,后者对前者也输出较弱的跳跃风险,其中中国大陆对美国市场存在三期跳跃传导,但相较于波动溢出,其持续性与显著性更弱。这说明本文对总方差风险进行更细致的分解有助于深刻认识风险传导特征和传导角色的动态变化。

表 3 风险传染、波动溢出与跳跃传导的非线性 Granger 因果检验

Table 3 Nonlinear Granger causality test of risk contagion, volatility spillover and jump risk propagation

市场	中国大陆 - 中国香港	中国香港 - 中国大陆	中国大陆 - 美国	美国 - 中国大陆	中国香港 - 美国	美国 - 中国香港
$L_X = L_Y$	T_n	T_n	T_n	T_n	T_n	T_n
Panel A: 风险传染						
1	1.658 7 ** (0.048 6)	2.542 6 *** (0.005 5)	1.044 3 (0.148 2)	1.495 1 * (0.067 4)	1.725 6 ** (0.042 2)	2.274 8 ** (0.011 5)
2	1.590 9 * (0.055 8)	2.359 9 *** (0.009 1)	0.814 0 (0.207 8)	1.404 7 * (0.080 1)	1.677 1 ** (0.046 8)	2.127 7 ** (0.016 7)
3	1.162 4 (0.122 5)	2.125 4 ** (0.016 8)	0.854 1 (0.196 5)	1.205 1 (0.114 1)	1.675 9 ** (0.046 9)	2.080 3 ** (0.018 8)
4	0.815 8 (0.207 3)	1.917 7 ** (0.027 6)	0.996 2 (0.159 6)	1.106 0 (0.134 4)	1.589 9 * (0.055 9)	2.008 0 ** (0.022 3)
5	0.754 2 (0.225 4)	1.700 2 ** (0.044 5)	1.177 4 (0.119 5)	0.940 9 (0.173 4)	1.377 7 * (0.084 1)	1.933 7 ** (0.026 6)
6	0.768 1 (0.221 2)	1.582 5 * (0.056 8)	1.207 6 (0.113 6)	0.898 5 (0.184 5)	1.329 0 * (0.091 9)	1.921 0 ** (0.027 4)
7	0.881 2 (0.189 1)	1.536 0 * (0.062 3)	1.224 0 (0.110 5)	0.887 3 (0.187 5)	1.456 7 * (0.072 6)	1.905 3 ** (0.028 4)
8	1.018 2 (0.154 3)	1.512 9 * (0.065 2)	1.223 2 (0.110 6)	0.873 4 (0.191 2)	1.538 2 * (0.062 0)	1.788 4 ** (0.036 9)
Panel B: 波动溢出						
1	2.314 1 ** (0.010 3)	3.898 0 *** (0.000 0)	1.646 7 ** (0.049 8)	3.120 6 *** (0.000 9)	1.270 4 (0.102 0)	4.353 9 *** (0.000 0)
2	1.978 8 ** (0.023 9)	4.448 7 *** (0.000 0)	1.006 1 (0.157 2)	2.640 2 *** (0.004 1)	1.436 5 * (0.075 4)	4.199 2 *** (0.000 0)
3	2.582 6 *** (0.004 9)	3.833 1 *** (0.000 1)	1.667 1 ** (0.047 7)	2.317 5 ** (0.010 2)	1.872 1 ** (0.030 6)	3.796 5 *** (0.000 1)
4	2.565 9 *** (0.005 1)	3.754 4 *** (0.000 1)	1.777 6 ** (0.037 7)	2.170 6 ** (0.015 0)	1.772 8 ** (0.038 1)	3.311 9 *** (0.000 5)
5	2.620 7 *** (0.004 4)	3.449 1 *** (0.000 3)	1.503 8 * (0.066 3)	1.979 4 ** (0.023 9)	1.518 4 * (0.064 5)	3.135 2 *** (0.000 9)

续表3

Table 3 Continues

市场	中国大陆 - 中国香港	中国香港 - 中国大陆	中国大陆 - 美国	美国 - 中国大陆	中国香港 - 美国	美国 - 中国香港
Panel B: 波动溢出						
6	2.889 9 *** (0.001 9)	3.115 9 *** (0.000 9)	1.196 9 (0.115 7)	1.801 1 ** (0.035 8)	1.202 7 (0.114 5)	3.020 5 *** (0.001 3)
7	2.620 8 *** (0.004 4)	3.093 1 *** (0.0010)	1.474 2 * (0.070 2)	2.095 6 ** (0.018 1)	1.289 0 * (0.098 7)	2.852 5 *** (0.002 2)
8	3.396 2 *** (0.000 3)	2.831 1 *** (0.002 3)	1.616 6 * (0.053 0)	1.928 6 ** (0.026 9)	1.295 0 * (0.097 7)	2.585 2 *** (0.004 9)
Panel C: 跳跃传导						
1	3.423 2 *** (0.000 3)	3.249 9 *** (0.000 6)	1.705 3 ** (0.044 1)	2.536 3 *** (0.005 6)	2.087 1 ** (0.018 4)	4.340 7 *** (0.000 0)
2	3.583 2 *** (0.000 2)	3.631 9 *** (0.000 1)	1.678 2 ** (0.046 7)	2.302 2 ** (0.010 7)	1.674 4 ** (0.047 0)	3.748 2 *** (0.000 1)
3	3.517 7 *** (0.000 2)	3.642 3 *** (0.000 1)	1.294 1 * (0.097 8)	2.213 2 ** (0.013 4)	1.888 3 ** (0.029 5)	3.322 8 *** (0.000 4)
4	3.528 9 *** (0.000 2)	3.436 9 *** (0.000 3)	0.948 7 (0.171 4)	1.955 7 ** (0.025 3)	1.760 2 ** (0.039 2)	3.097 8 *** (0.001 0)
5	3.671 6 *** (0.000 1)	3.431 3 *** (0.000 3)	0.905 6 (0.182 6)	1.914 2 ** (0.027 8)	1.718 5 ** (0.042 9)	3.091 8 *** (0.001 0)
6	3.636 8 *** (0.000 1)	3.311 6 *** (0.000 5)	0.991 0 (0.160 8)	1.878 0 ** (0.030 2)	1.625 1 * (0.052 1)	2.980 3 *** (0.001 4)
7	3.725 7 *** (0.000 1)	2.908 4 *** (0.001 8)	1.152 2 (0.124 6)	1.626 4 ** (0.051 9)	1.431 4 * (0.076 2)	2.764 2 *** (0.002 9)
8	3.740 9 *** (0.000 1)	2.637 5 *** (0.004 2)	1.079 2 (0.140 2)	1.424 4 * (0.077 2)	1.518 3 * (0.064 5)	2.452 6 *** (0.007 1)

注: 1) Panel A 中“中国大陆 - 中国香港”表示原假设为“中国大陆市场的总方差不是中国香港市场总方差风险的非线性 Granger 原因”, 其余各列类似; 2) 表中括号里的值表示 p 值, *** , ** 和 * 分别表示 1%, 5%, 10% 的显著性水平; 3) 为节省空间, 此处只报告部分国际市场的检验结果, 其他市场的实证结果略(有需要者可向作者索要).

3.3.2 风险传染、波动溢出与跳跃传导程度分析

在进行传染存在性诊断与传染方向分析后, 本文进一步借助网络拓扑方法量化全球股票市场总的风险传染大小、连续波动溢出水平与非连续跳跃传导程度, 实证结果分别列于表 4 中 Panel A、Panel B 与 Panel C. 在同时结合非线性 Granger 因果检验与网络拓扑分析结果的基础上, 本文分别绘制了中国大陆、中国香港与美国之间的风险传染、波动溢出与跳跃传导的传染网络(图 2)以及全球股票市场三类风险传染的网络图谱(图 3).

从基于方差的总风险传染程度来看 (Panel A), 样本期内除了在全球金融体系中占据风险输出主导地位的美国市场外 (总溢出程度

258.33%), 南美洲新兴市场 - 巴西也是风险溢出的重要节点, 其总风险总溢出程度达到 215.90%, 全球各金融市场股市震荡在很大程度上都可由来自这两个市场的冲击解释. 11 个市场中, 美国和巴西市场对大部分市场的总风险都产生了超过 18% 的风险贡献度, 这与前面学者的研究结论保持一致^[5].

波动溢出(表 3 的 Panel B)与跳跃传导(表 3 的 Panel C)程度显示, 相较于分解前的总风险传染, 分解后, 美国市场对其他市场的波动溢出与跳跃传导最为强烈, 分别达到 237.96% 和 233.42%. 值得注意的是, 全球股市跳跃传导平均程度为 81.16%, 高于风险传染和波动溢出的平均水平, 说明在全球金融风险跨市场传染中, 突发

性外部冲击引发的股市非连续震荡的风险输出强度更大,其影响在三类风险中占主导地位,非预期突发性事件发生后,冲击将随投资者恐慌情绪迅速在全球各个市场蔓延,引发全球股市的持续震荡^[3, 17]. 此外,除中国大陆之外,发达市场和大规模经济体在三类风险传导中都存在正的净溢出,

表明经济体规模是风险传染中较为重要的影响因素,而中国香港、日本、韩国、新加坡和印度等市场受到的波动净溢入都超过 80%,说明这几个市场长期处于风险净接受者的地位,较易受到来自国际股市的风险冲击而引发市场持续震荡,大陆市场虽拥有波动溢出能力,但溢出程度较弱.

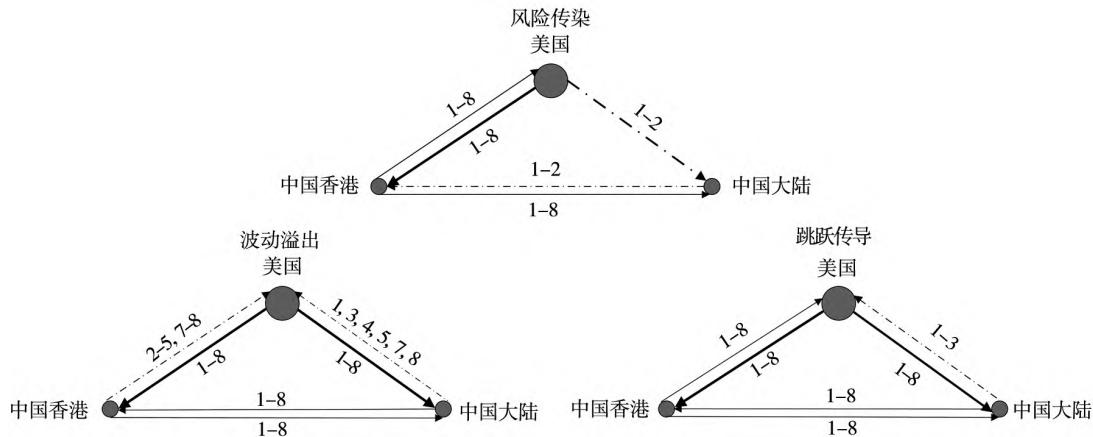


图 2 中国大陆、中国香港与美国的风险传染图谱

Fig. 2 Risk contagion in Mainland & Hong Kong in China and the US markets

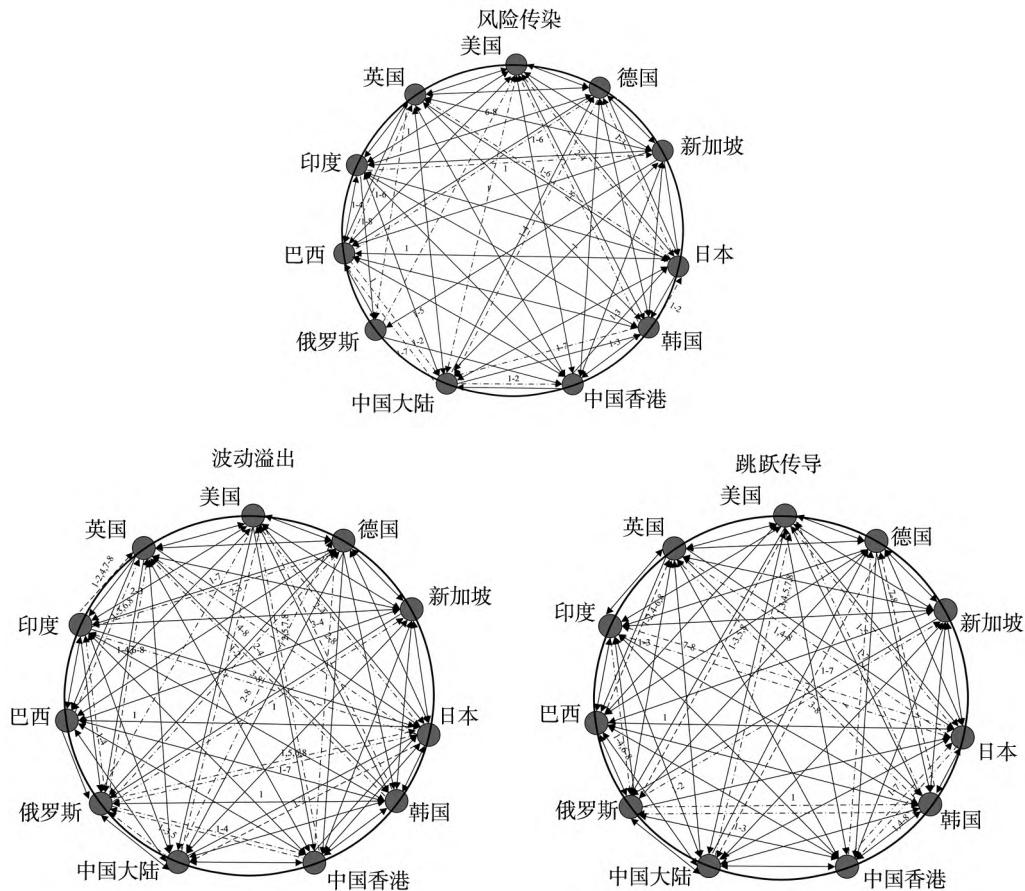


图 3 全球市场的风险传染网络

Fig. 3 Risk contagion in global equity markets

非线性 Granger 因果检验可分析国际股市之间的风险传染的存在性与持续性,并识别传染方向,着重刻画市场之间的非线性关联,网络拓扑方法则量化具体风险传染大小与程度,聚焦于捕捉市场间的风险溢出水平,结合两类检验的结果,可绘制风险传染网络图谱。本文这部分主要关注中国大陆、中国香港与美国三个市场的风险传染、波动溢出与跳跃传导网络(图2),图中,节点大小表示风险溢出大小,实线表示1~8滞后期都存在传染,虚线表示仅部分滞后期存在传染,线的粗细表示该市场的风险传染水平大小。可以看出,风险分解后,三个市场之间的波动溢出更强,且分解后大陆对美国存在持续的波动溢出与较弱的跳跃传导,与上文分析一致。此外,由于非线性 Granger

因果检验与网络拓扑法在风险传染度量上具有不同的功能,本文进一步检验两类方法实证结果的一致性,研究显示,基于两类方法得到的传染结果基本相符,验证了本文研究结论的可靠性^⑤。

综上,从传染的存在性及传染的领先滞后关系来看,相较于未分解时总的风险传染,本文分解成跳跃传导和波动溢出之后,各个市场之间的非线性关联刻画得更加精细,呈现出更多样化的传染特征,部分市场之间的传导持续性更强。同时,分解之后全球平均跳跃传导和波动溢出强度相对更高,各个市场之间的风险传染路径及其风险传导角色更清晰,由此可见,将总风险传染分解成跳跃传导和波动溢出具有重要实践意义。

表4 全球股票市场总方差风险传染、波动溢出与跳跃传导矩阵

Table 4 Matrix of risk contagion, volatility spillover and jump risk propagation of global equity markets

市场	中国大陆	中国香港	英国	美国	日本	德国	韩国	新加坡	巴西	俄罗斯	印度	In
Panel A: 风险传染												
中国大陆	16.88	0.92	17.80	19.35	0.83	19.17	1.42	0.49	18.63	3.89	0.62	83.12
中国香港	0.14	1.69	14.87	29.15	1.82	17.47	1.67	0.95	28.13	3.79	0.32	98.31
英国	0.18	2.14	15.40	30.51	2.35	17.76	5.33	1.72	21.15	2.98	0.47	84.60
美国	0.26	2.41	8.33	32.31	2.32	16.32	6.71	2.03	28.37	0.54	0.41	67.69
日本	0.07	2.15	16.57	33.04	2.67	19.09	3.88	1.62	18.90	1.52	0.48	97.33
德国	0.25	1.74	14.49	26.29	1.50	27.16	5.62	1.27	19.80	1.77	0.11	72.84
韩国	0.07	2.57	11.62	28.24	3.89	16.42	3.99	2.00	29.83	1.00	0.35	96.01
新加坡	0.09	2.72	13.90	31.76	2.94	14.20	3.96	2.24	23.36	4.11	0.72	97.76
巴西	2.7E-03	2.20	11.81	21.82	1.67	14.34	4.68	1.47	41.66	0.31	0.03	58.34
俄罗斯	0.01	0.52	1.59	1.86	0.12	2.41	0.05	2.2e-03	3.68	89.57	0.18	10.43
印度	0.21	4.23	7.71	36.30	4.13	8.33	6.15	3.48	24.05	2.20	3.20	96.80
Out	1.29	21.60	118.69	258.33	21.57	145.51	39.48	15.04	215.90	22.11	3.70	78.47
Net	-81.83	-76.71	34.09	190.64	-75.75	72.67	-56.53	-82.72	157.56	11.68	-93.10	
Panel B: 波动溢出												
中国大陆	14.02	1.39	9.80	28.64	0.63	10.33	0.57	0.96	24.20	8.83	0.63	85.98
中国香港	0.42	3.34	10.55	29.59	0.78	9.64	0.77	1.51	32.81	9.87	0.72	96.66
英国	0.05	0.40	16.06	38.56	0.39	13.17	0.75	0.33	25.34	4.88	0.08	83.94
美国	0.07	0.28	8.50	44.82	0.20	12.43	0.35	0.20	30.00	3.15	0.01	55.18
日本	0.14	0.74	14.27	37.33	3.64	14.13	1.16	0.83	25.78	1.73	0.25	96.36
德国	0.01	0.05	17.07	31.16	0.10	23.35	0.46	0.04	23.59	3.95	0.23	76.65
韩国	0.26	1.06	7.92	26.13	1.33	7.13	8.09	2.36	36.64	7.79	1.28	91.91
新加坡	0.32	1.41	8.94	33.83	0.90	7.97	1.48	3.57	33.50	7.03	1.05	96.43
巴西	0.18	0.77	6.78	29.02	0.25	6.87	0.06	0.31	51.68	3.97	0.12	48.32
俄罗斯	0.27	0.02	2.94	2.68	0.01	3.14	0.04	0.00	10.50	80.35	0.04	19.65
印度	0.37	1.29	6.79	36.20	0.54	7.43	1.92	3.02	26.45	6.53	9.46	90.54
Out	2.08	7.40	93.55	293.14	5.13	92.25	7.57	9.56	268.81	57.72	4.41	76.51
Net	-83.90	-89.26	9.61	237.96	-91.23	15.60	-84.34	-86.88	220.49	38.07	-86.12	

^⑤ 受篇幅所限,具体的比较分析过程略(有需要者可向作者索要)。

续表 4

Table 4 Continues

市场	中国 大陆	中国 香港	英国	美国	日本	德国	韩国	新加坡	巴西	俄罗斯	印度	In
Panel C: 跳跃传导												
中国大陆	15.85	1.38	14.15	22.86	0.48	7.89	0.31	0.67	26.75	8.96	0.70	84.15
中国香港	0.20	1.94	14.64	28.65	0.94	8.82	0.75	0.86	30.92	11.82	0.45	98.06
英国	0.04	0.38	21.38	32.34	0.77	13.69	0.91	0.23	24.42	5.80	0.04	78.62
美国	0.03	0.35	11.68	43.59	0.87	11.08	0.83	0.24	28.08	3.26	0.01	56.41
日本	0.03	0.57	18.36	33.07	1.94	13.47	0.95	0.41	24.68	6.38	0.13	98.06
德国	0.03	0.06	18.09	29.89	0.38	21.16	0.59	0.03	23.38	6.02	0.35	78.84
韩国	0.12	1.57	13.21	27.85	1.99	7.64	5.05	1.69	32.66	7.56	0.63	94.95
新加坡	0.09	1.32	14.86	31.86	1.16	8.16	1.17	1.96	30.89	8.00	0.53	98.04
巴西	0.01	0.90	9.17	27.95	0.83	6.88	0.42	0.38	50.60	2.75	0.13	49.40
俄罗斯	0.01	0.12	11.91	17.71	0.15	7.98	0.05	0.01	23.21	38.66	0.20	61.34
印度	0.09	1.43	12.88	37.63	1.09	7.55	1.56	1.88	25.01	5.80	5.08	94.92
Out	0.66	8.07	138.95	289.83	8.67	93.16	7.52	6.40	270.02	66.35	3.16	81.16
Net	-83.50	-89.99	60.33	233.42	-89.40	14.32	-87.42	-91.64	220.61	5.01	-91.76	

注: 1) 上表报告预测期为 10 t 的总风险传染、波动风险溢出与跳跃风险传导矩阵, 数据为百分比; 2) 表格中的第 m 行 k 列的值表示第 k 个市场对第 m 个市场的风险溢出程度(式(10) d_{m-k}^H); 3) “Out”所在行的第 k 个元素, 表示第 k 个市场对其他市场的总溢出程度(式(12) $S_{\cdot-k}^H$); “In”所在列的第 k 个元素, 表示第 k 个市场的风险总溢入程度(式(12) $S_{k-\cdot}^H$); “Net”在行的第 k 个元素, 表示第 k 个市场对其他市场的波动净溢出程度($N S_k^H$), 值为正, 表示净溢出, 值为负, 表示净溢入; 4) 右下角(“Out”行所对应的最后一个数值)的元素为全球各类风险溢出总效应(式(13) $T S^H$).

3.3.3 全球风险总溢出效应的动态分析

为更深入地探究不同重大事件冲击下波动溢出与跳跃传导的特点, 本文在全样本的基础上, 采用滚动估计方法, 绘出不同时间窗口下, 全球与各个市场的风险传染、波动溢出与跳跃传导的变化趋势, 考察全球金融风险传染在整个样本期间的动态演变过程. 图 4 展示的是全球股市风险总溢出指数传染图(基于式(13) $T S^H$ 计算), 图中实线、虚线与点线分别表示总风险的总溢出水平、波动风险的总溢出指数以及跳跃风险的总溢出程度, 不同事件发生区间已用阴影与文字标记于图中.

在重大事件冲击发生时, 三类风险在全球金融市场的溢出具有高度协同性, 但又呈现差异性特征. 具体而言, 在金融危机、欧债危机、新冠疫情(大范围暴发)等事件发生时, 全球风险传染、跳跃传导与波动溢出效应显著增强, 单一市场的风险震荡可能引发全球股市金融风险的系统性爆发. 2020 年初, 新冠肺炎疫情席卷全球, 全球股票市场以及原油市场都出现了剧烈震荡, 这一非预期重大外部突发事件导致全球经济大范围停

滞, 由此引发的投资者恐慌情绪蔓延可能是国际风险传染的主要途径^[3, 19]. 从图中可以看出, 此时全球金融市场跳跃风险溢出快速上升并到达顶峰, 这也表明跳跃风险的产生往往与非预期信息有关, 易受到情绪和政策影响^[14, 17]. 在这期间, 由于投资者对未来经济形势持悲观预期, 包含趋势的总风险也迅速上升, 居高不下. 与初期的新冠疫情事件类似, 2008 年次贷危机、2010 年美国下调信用评级、2011 年日本海啸、2015 年中国股灾、2016 年特朗普当选美国总统、2018 年中美贸易战(开端)、2022 年俄乌战争等事件, 也多为非预期的突发性事件, 这类事件往往导致资产价格收益率在短期内发生多次随机跳跃, 这种非连续的波动迅速传导到其他市场, 引发多个市场的共振. 从图中可以看出, 在这些事件发生期间, 跳跃风险溢出迅速增强并达到顶峰, 成为全球金融风险传染的主要渠道. 总体来看, 突发性外部冲击事件发生时, 相较于波动溢出, 跳跃传染持续期短, 但平均总溢出程度更高.

本文进一步分析了不同市场的风险净溢入与净溢出变化趋势, 研究显示, 在样本区间, 中国大

陆、中国香港和日本市场在大部分时间段都属于风险净接受者,只有少数时间段存在风险净溢出。如大陆市场主要在2008年金融危机、2015年中国股灾、2018年中美贸易战以及2020年新冠肺炎疫情初期表现出正的风险净输出。与上述市场

相反,英国、美国和德国市场在大部分时间都属于风险净输出者,其中美国市场的风险净输出程度最强。此外,在重大冲击事件发生期间,这些市场的风险传染水平、跳跃传导以及波动溢出程度显著增强^⑥。

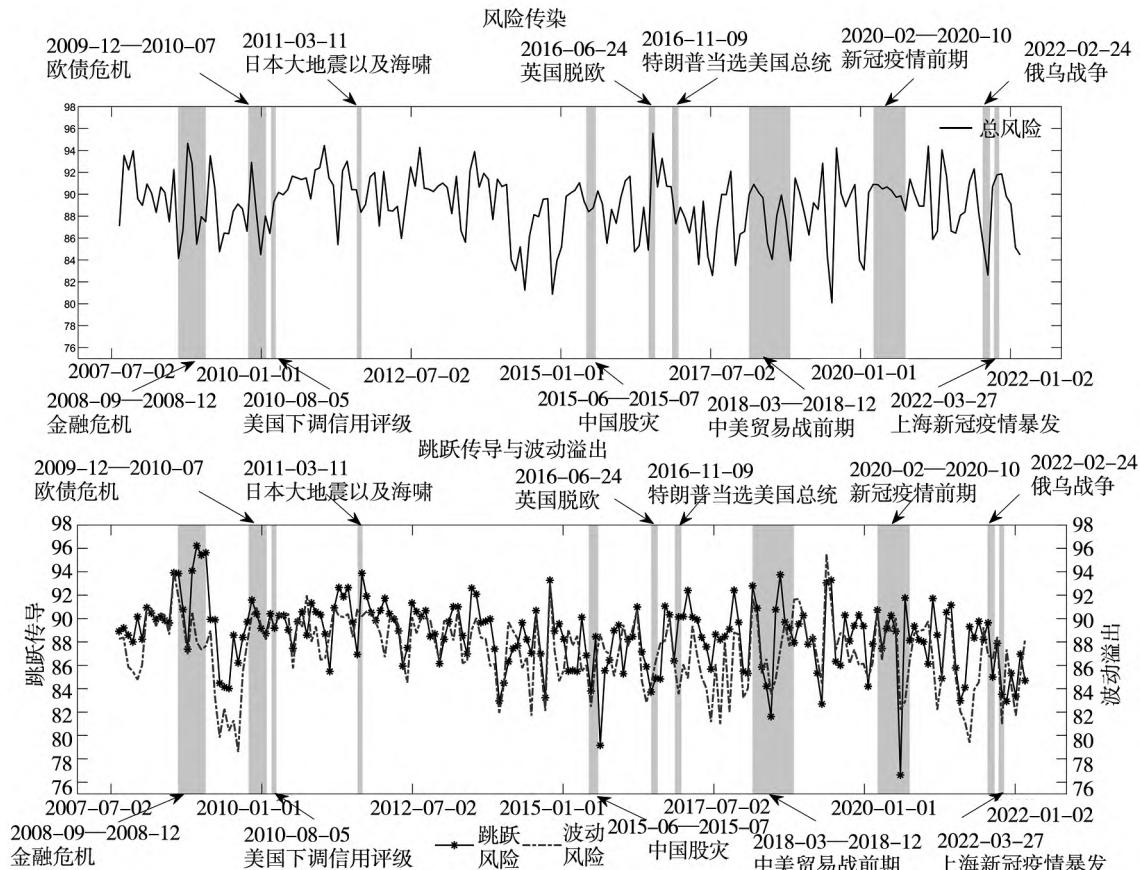


图4 全球重大事件冲击下风险传染效果图

Fig. 4 Risk contagion in global equity markets during major events

3.4 重大事件传导分析

从图4可知,大部分重大外部冲击事件发生时,三类风险呈现同升共降的特点,但值得注意的是,各类风险溢出上升或下降在时间与程度上表现不一致。为此,本文结合中美贸易战和新冠肺炎疫情(包括2020年2月新冠疫情在武汉发生时期与2020年3月新冠疫情背景下的美股熔断)等重要外部冲击事件,以中国大陆(CSI)和美国(SPX)市场为视角,研究两类事件下波动溢出和跳跃传导的边际变化趋势,绘制了中国大陆和美国市场在三个不同窗口下的短期风险溢出图(图

5~图7),重点分析重大事件发生时,各个市场前后3 d至4 d的边际溢出变化动态(式(15)),以此推断国际股票市场间三类风险的传染源头和传播途径,探究风险溢出关系在短期内的动态演变,并进一步判断重大外部冲击事件发生时,一个市场内部风险水平的变化主要是外部突发性冲击导致还是其他市场的风险传导所致^⑦。

1)中美贸易战。2018年3月22日,时任美国总统唐纳德·特朗普签署备忘录,宣布对从中国进口的商品征收关税,中美贸易战开始。图5显示,事件发生当天,两个国家股票市场之间并没有

^⑥ 受篇幅所限,各个市场的风险净溢出趋势图略(有需要者可向作者索要)。

^⑦ 由于篇幅限制,三个窗口下两个市场的风险变化时间序列图略(有需要者可向作者索要)。

较大的波动溢出,当目标普 500 指数跌幅 2.52%,但在事件发生后的一至两个交易日,美国市场跳跃风险和波动风险迅速上升,三类风险溢出显著增强,其中跳跃风险传导最快达到最高点。中国大陆市场受到来自美国的冲击,风险总溢入程度随之上升,但相较于美国市场,中国大陆市场内的风险变化存在一定滞后,这表明中美贸易战中,美国资本市场为全球金融风险的主要来源,我国市场内波动和跳跃是受到美国风险传染产生的。

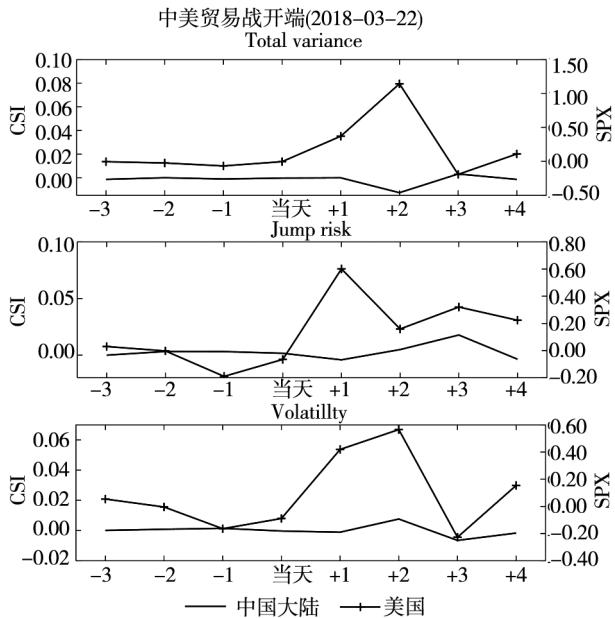


图 5 中美贸易战下不同风险的边际溢出

Fig. 5 Marginal spillover dynamics during the start of the Sino-US Trade War

2) 新冠肺炎疫情在中国武汉发生时期(新冠疫情 I)。2020 年春节后的第一个交易日(2020 年 2 月 3 日),沪深 300 指数暴跌 9.1%。基于图 6,事件发生当天,中国大陆市场的总风险、跳跃风险与波动风险迅速上升,向外溢出程度显著增强,于第二天达到峰值,以总风险传染为主,而跳跃溢出程度较弱。在这一事件发生前后几天,美国股市运行平稳,市场的跳跃风险与波动风险边际溢入溢出并没有太大变化,这充分说明这段时间内中国大陆的市场震荡与风险集聚主要是由新冠疫情这一重大外部冲击导致的,而非来自其他市场的传导。

3) 新冠疫情下美股熔断(新冠疫情 II)。自 3 月初起,欧美地区疫情暴发,多国股市触发熔断机制,其中美股分别在 2020 年的 3 月 9 日、3 月 12 日、3 月 16 日以及 3 月 18 日发生 4 次“熔断”,引发全球性的股市崩盘,三类风险在世界范围内

迅速传播。其中第三次熔断,标普 500 指数暴跌 8.14%,于四次熔断中跌幅最大。从图 7 可以看出,第三次美股熔断发生时,美国市场的总风险、跳跃风险和波动风险溢出程度迅速攀升,导致多国股市出现历史性暴跌,中国大陆市场可能受到美国市场的风险冲击,三类风险溢入指数在事件发生

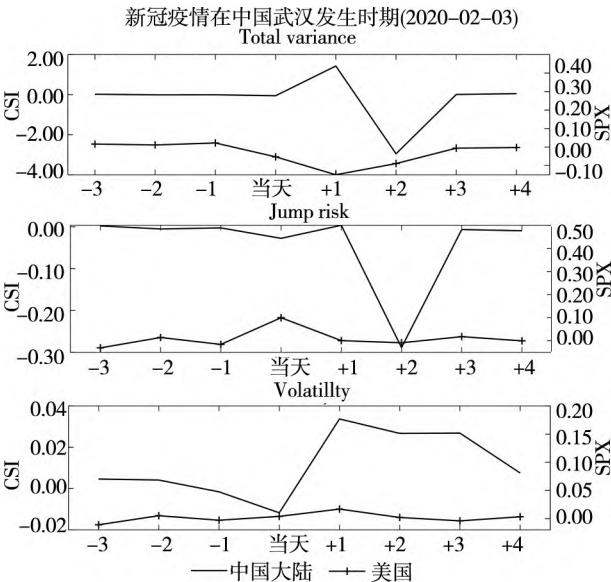


图 6 新冠疫情 I 下不同风险的边际溢出

Fig. 6 Marginal spillover dynamics of China and the US during the breakout of CoVID-19 (Phase I of pandemic)

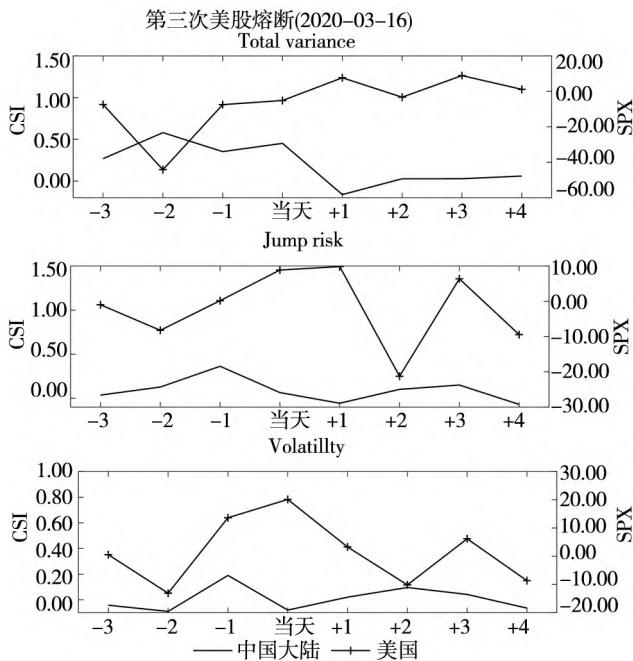


图 7 新冠疫情 II 下不同风险的边际溢出

Fig. 7 Marginal spillover dynamics of 2020 stock market crash caused by CoVID-19 pandemic (Phase II of pandemic)

后1 d呈现上升趋势,引发股市震荡。由于在这期间,中国大陆疫情已基本稳定,且大陆股市(以沪深300指数为例)跌幅在1.9%~4.3%之间,远低于美国股市,因此大陆市场内的跳跃和波动风险变化更可能是受到来自美国股市的风险溢入与传导。

3.5 基于高频交易数据的风险传染分析

高频交易数据被广泛用于金融市场波动率建模^[48~50]与风险传染^[28, 29]研究,部分研究显示,股市中的高频金融时间序列数据所含信息更丰富^[51]。本节通过高频数据计算的已实现波动、连续性波动和跳跃性波动来研究国际股市间的风险传染机制,并将其与日度数据下的风险传染动态进行比较,验证本文结论的稳健性,同时分析跳扩散双因子交叉回馈模型(CFJDEC)相较于文献中常用的双幂次变差^[52](bi-power variation, BPV)模型的优势。考虑到高频数据样本量大以及数据可获得性有限,所选取的高频数据样本的时间窗口

为2021年1月5日—2022年8月31日(为总样本的一个子样本),同时选取相同区间的低频日度数据与之匹配。首先对多个频率的高频和日度数据进行建模,分别借助双幂次变差模型(高频)和CFJDEC模型(日度)实现跳扩散分离,其次沿用前文所介绍的风险传染测度方法(非线性Granger因果检验与网络拓扑方法)考察不同频率数据下的风险传染、波动溢出与跳跃传导特征,在此基础上,对比分析不同频率高频数据与低频日度数据的传染结果。为匹配不同频率的高频数据,这部分样本重点关注六个主要的国际股票市场指数,即中国沪深300指数(CSI)、中国香港恒生指数(HSI)、英国富时100指数(FITSE)、美国标普500指数(SPX)、日本日经指数(N225)、德国DAX指数(DAX),交易频率涵盖了5 min、10 min、15 min、30 min、60 min以及日度(Daily)等六个频率。基于高频和日度数据的非线性传染检验结果列于表5,溢出程度实证结果略(有需要者可向作者索要)。

表5 基于不同频率交易数据的风险传染、波动溢出与跳跃传导非线性Granger因果检验

Table 5 Nonlinear Granger test of risk contagion, volatility spillover and jump risk contagion based on different frequencies of stock returns

溢出市场	美国					中国大陆				
	中国大陆	中国香港	英国	日本	德国	中国香港	美国	英国	日本	德国
Panel A: 风险传染										
5 min		0.022 3 **	0.007 5 ***	0.043 7 **	0.048 3 **	0.063 1 *			0.077 0 *	
10 min	0.052 5 *	0.029 6 **	0.007 5 ***	0.008 4 ***	0.006 7 ***	0.005 7 ***	0.085 6 **		0.031 4 **	0.073 7 *
15 min	0.023 5 **	0.016 4 **	0.001 3 ***		0.034 5 **					
30 min		0.016 9 **	0.001 2 ***	0.040 0 **	0.017 6 **					0.017 8 **
60 min		0.004 2 ***	0.001 9 ***	0.013 8 **	0.005 5 ***		0.041 3 **		0.017 0 **	
Daily		0.011 2 **	0.005 6 ***	0.013 6 **	0.005 3 ***	0.059 4 **				
Panel B: 波动溢出										
5 min	0.038 0 **	0.032 4 ***	0.000 4 ***	0.007 3 ***	0.003 3 ***	0.009 3 ***	0.091 6 *			
10 min	0.069 0 *	0.017 7 **	0.002 8 ***	0.012 7 **	0.004 1 ***	0.018 8 **			0.044 9 **	
15 min	0.019 5 **	0.028 4 **	0.007 8 ***	0.009 8 ***	0.014 8 **	0.016 9 **		0.092 4 *	0.047 6 **	
30 min	0.013 9 **	0.013 3 **	0.006 4 ***	0.008 5 ***	0.027 4 **	0.021 6 **	0.091 6 *			0.082 8 *
60 min		0.020 8 **	0.001 7 ***	0.039 7 **	0.001 2 ***	0.016 3 **				
Daily	0.059 8 *	0.006 9 ***	0.008 5 ***	0.000 1 ***	0.015 0 **				0.054 4 *	
Panel C: 跳跃传导										
5 min		0.092 1 *	0.036 7 **	0.017 9 **			0.087 6 *			
10 min	0.074 8 **	0.097 0 *	0.005 0 *	0.018 0 **	0.031 0 **		0.065 0 *			
15 min	0.022 9 **	0.026 0 **	0.062 4 *	0.096 5 *				0.045 6 **		0.084 4 *
30 min	0.086 6 *		0.030 0 **		0.071 6 *					
60 min	0.092 1 *	0.074 3 *		0.061 8 *						
Daily	0.047 7 **	0.007 7 ***	0.016 1 **	0.002 1 ***	0.042 8 **	0.094 8 *				

注:1)表中数值为非线性Granger检验结果所对应p值(1~8滞后期中传染显著性最强一期),表中没有数值的地方表示接受原假设,原假设为“不存在非线性Granger因果关系”;2)***, ** 和* 分别表示1%, 5%, 10%的显著性水平。

表 5 中, Panel A、Panel B 和 Panel C 分别展示了六个频率下美国和大陆分别对其他五个市场的总方差风险传染、波动溢出与跳跃传导的非线性 Granger 因果检验结果。BPV 方法要求频率高噪声低,因此一般以 5 min 作为最佳选择,同时综合参考其他频率的结果进行分析,实证结果显示,美国在全球风险传染网络中仍占主导地位,对其他市场存在显著的连续波动溢出与非连续跳跃传导。同时,相较于分解前,分解后,各个市场之间的非线性关联更强,呈现出更多特征。此外,对比中美两国对其他市场在不同频率下的三类风险传染结果可知,中国大陆与美国之间存在显著的非对称传染关系,表现为美国对大陆的风险传染显著性与程度更强,而大陆对美国的风险输出相对较弱。这些发现与前文基于日度数据的 CFJDEC 模型下的分析保持一致,验证了本文结论的稳健性。

4 结束语

在不同重大冲击事件发生时,不同市场之间往往呈现出不同的风险传染特征。现有风险传染研究主要聚焦于二阶变差的联系或者连续波动溢出,无法深入准确地刻画突发性重大外部冲击发生时由政策或情绪引发的间断性跳跃传导特征。为此,本文采用跳扩散双因子交叉回馈模型(CFJDEC)预先分离连续波动和随机跳跃风险;同时借助 GMM-SMC 方法估计参数与相应风险的代理变量,并结合非线性格兰杰因果检验和网络拓扑分析方法,量化不同类型风险在不同市场之间的传染路径与水平;在此基础上借助滚动估计与事件分析,深入探究重大外部事件冲击发生后波动溢出和跳跃传导的动态演变规律。研究发现,各个市场之间存在非线性关联和传导,各类风险

的跨市场传染具有显著差异和非对称性。主要研究结论如下:

1) 全球宏观层面,国际股市的震荡在较大程度上可由外部冲击与跨市场的风险传染效应解释,大部分情况下,欧美市场在全球股市金融风险传染网络中占主导溢出地位,中国大陆、中国香港等市场仍为主要的风险接受者。在连续波动与非连续跳跃风险框架下,国际股市间呈现出多样化的传染特征,且更贴合真实市场情况。各个市场之间的风险传染路径及其风险传导角色更清晰、更精准,表明风险分解具有理论意义和实践价值。

2) 重大事件层面,研究显示,金融危机、欧债危机、新冠疫情等事件导致全球平均风险传染、跳跃传导与波动溢出水平显著上升。重大突发性冲击事件发生时,国际股市跳跃风险的传导非常迅速,且溢出程度更高但持续期较短。此外,研究重大事件背后风险变动情况可以区分市场震荡是外部事件直接导致还是由来自其他市场的传染引发。

3) 市场风险层面,以往研究仅发现美国市场对中国大陆市场的单向风险传染,当总风险被分解后,研究显示,虽然大陆的跳跃传导持续性相对较弱,但其对美国市场存在显著且持久的波动溢出。这与中美之间的资本流动和经济贸易关联一致,表明风险分解可以有效识别各市场在全球金融风险传导体系中的角色。

综上所述,重大事件冲击可显著加剧全球股票市场间的风险传染、波动溢出与跳跃传导程度,波动风险与跳跃风险呈现出差异化的传染特征。因此,在外部冲击频发的时代,应仔细甄别股票市场的风险,厘清市场间风险的具体传导路径,从而更好地防范境外市场的异常波动或突发性冲击引发我国股市剧烈震荡,守住不发生系统性金融风险的底线。

参 考 文 献:

- [1] 方 意, 和文佳, 荆中博. 中美贸易摩擦对中国金融市场的溢出效应研究[J]. 财贸经济, 2019, 40(6): 55–69.
Fang Yi, He Wenjia, Jing Zhongbo. The spillover effects of China-US trade friction on China's financial markets [J]. Finance & Trade Economics, 2019, 40(6): 55–69. (in Chinese)
- [2] 杨子晖, 陈雨恬, 张平森. 重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对[J]. 管理世界, 2020,

- 36(5) : 13 - 35 , 7.
- Yang Zihui, Chen Yutian, Zhang Pingmiao. Macroeconomic shock, financial risk transmission and governance response to major public emergencies [J]. Management World, 2020, 36(5) : 13 - 35 , 7. (in Chinese)
- [3] 杨子晖, 王姝黛. 突发公共卫生事件下的全球股市系统性金融风险传染——来自新冠疫情的证据 [J]. 经济研究, 2021, 56(8) : 22 - 38.
- Yang Zihui, Wang Shudai. Systemic financial risk contagion of global stock market under public health emergency: Empirical evidence from COVID19 epidemic [J]. Economic Research Journal, 2021, 56(8) : 22 - 38. (in Chinese)
- [4] Dimitriou D, Kenourgios D, Simos T. Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIA-PARCH-DCC approach [J]. International Review of Financial Analysis, 2013, (30) : 46 - 56.
- [5] 杨子晖, 周颖刚. 全球系统性金融风险溢出与外部冲击 [J]. 中国社会科学, 2018, (12) : 69 - 90, 200 - 201.
- Yang Zihui, Zhou Yinggang. Global systemic financial risks spillovers and their external impact [J]. Social Sciences in China, 2018, (12) : 69 - 90, 200 - 201. (in Chinese)
- [6] Diebold F X, Yilmaz K. On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms [J]. Journal of Econometrics, 2014, 182(1) : 119 - 134.
- [7] 陈浪南, 孙坚强. 股票市场资产收益的跳跃行为研究 [J]. 经济研究, 2010, (4) : 54 - 66.
- Chen Langnan, Sun Jianqiang. Jump dynamics in stock returns [J]. Economic Research Journal, 2010, (4) : 54 - 66. (in Chinese)
- [8] Christoffersen P, Jacobs K, Ornthanalai C. Dynamic jump intensities and risk premiums: Evidence from S&P500 returns and options [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 106(3) : 447 - 472.
- [9] Fulop A, Li J, Yu J. Self-exciting jumps, learning, and asset pricing implications [J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(3) : 876 - 912.
- [10] Li J, Todorov V, Tauchen G. Jump regressions [J]. Econometrica, 2017, 85(1) : 173 - 195.
- [11] 朱福敏, 郑尊信, 吴恒煜. 跳跃自激发与非对称交叉回馈机制下的期权定价研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2018, 38(1) : 1 - 15.
- Zhu Fumin, Zheng Zunxin, Wu Hengyu. Option pricing for the dynamics of jump-diffusion model with jump self-exciting and asymmetric cross-feedback [J]. Systems Engineering: Theory & Practice, 2018, 38(1) : 1 - 15. (in Chinese)
- [12] Bollerslev T, Todorov V. Tails, fears, and risk premia [J]. Journal of Finance, 2011, 66(6) : 2165 - 2211.
- [13] 左浩苗, 刘振涛. 跳跃风险度量及其在风险—收益关系检验中的应用 [J]. 金融研究, 2011, (10) : 170 - 184.
- Zuo Haomiao, Liu Zhentao. Jump risk measures and their application in tests of risk-return relationship [J]. Journal of Financial Research, 2011, (10) : 170 - 184. (in Chinese)
- [14] 陈海强, 张传海. 股指期货交易会降低股市跳跃风险吗? [J]. 经济研究, 2015, 50(1) : 153 - 167.
- Chen Haiqiang, Zhang Chuanhai. Does index futures trading reduce stock market jump risk? Evidence from the Chinese stock market [J]. Economic Research Journal, 2015, 50(1) : 153 - 167. (in Chinese)
- [15] Ma F, Liao Y, Zhang Y J, et al. Harnessing jump component for crude oil volatility forecasting in the presence of extreme shocks [J]. Journal of Empirical Finance, 2019, (52) : 40 - 55.
- [16] Yousaf I, Ali S, Wong W K. Return and volatility transmission between world-leading and Latin American stock markets: Portfolio implications [J]. Journal of Risk and Financial Management, 2020, 13(7) : 1 - 19.
- [17] 赵华, 麻露, 唐菲婕. 跳跃、共跳和非预期宏观信息 [J]. 管理科学学报, 2017, 20(10) : 17 - 30.
- Zhao Hua, Ma Lu, Tang Feijie. Jumps, cojumps and unexpected macroeconomic news [J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, 20(10) : 17 - 30. (in Chinese)
- [18] Zhou C Y, Wu C F, Wang Y D. Dynamic portfolio allocation with time-varying jump risk [J]. Journal of Empirical Finance, 2019, (50) : 113 - 124.
- [19] Feng Y, Hou W, Song Y. Asymmetric contagion of jump risk in the Chinese financial sector: Monetary policy transmission matters [J]. Economic Modelling, 2023, (119) : 1 - 18.
- [20] Kou S, Yu C, Zhong H. Jumps inequity index returns before and during the recent financial crisis: A Bayesian analysis

- [J]. Management Science, 2016, 63(4) : 988 – 1010.
- [21] Gong X L, Liu X H, Xiong X, et al. Research on China's financial systemic risk contagion under jump and heavy-tailed risk [J]. International Review of Financial Analysis, 2020, (72) : 1 – 11.
- [22] Ait-Sahalia Y, Cacho-Diaz J, Laeven R J A. Modeling financial contagion using mutually exciting jump processes [J]. Journal of Financial Economics, 2015, 117(3) : 585 – 606.
- [23] Dungey M, Erdemlioglu D, Matei M, et al. Testing for mutually exciting jumps and financial flights in high frequency data [J]. Journal of Econometrics, 2018, 202(1) : 18 – 44.
- [24] Jawadi F, Louhichi W, Cheffou A I. Testing and modeling jump contagion across international stock markets: A nonparametric intraday approach [J]. Journal of Financial Markets, 2015, 26(11) : 64 – 84.
- [25] 马 勇, 潘冬涛, 曾兆祥. 美元指数与原油价格暴涨暴跌的交互刺激研究 [J]. 财经理论与实践, 2018, 39(6) : 29 – 35.
Ma Yong, Pan Dongtao, Zeng Zhaoxiang. The cross excitement between the jumps and slumps of US index and crude oil price [J]. The Theory and Practice of Finance and Economics, 2018, 39(6) : 29 – 35. (in Chinese)
- [26] 刘庆富, 张金清. 跳跃风险的外溢效应与投资价值 [J]. 系统工程学报, 2018, 33(1) : 65 – 78.
Liu Qingfu, Zhang Jinqing. The spillovers of jump risk and investment value [J]. Journal of Systems Engineering, 2018, 33(1) : 65 – 78. (in Chinese)
- [27] 汪冬华, 姚钰雯, 王 暖. 基于 Hawkes 过程的国际原油市场与中国股票市场大幅波动联动性研究 [J]. 中国管理科学, 2020, 30(8) : 1 – 8.
Wang Donghua, Yao Yuwen, Wang Nuan. Research on linkage effect of large fluctuations between international crude oil market and Chinese stock market based on Hawkes process [J]. Chinese Journal of Management Science, 2020, 30(8) : 1 – 8. (in Chinese)
- [28] 简志宏, 朱祉璨, 刘静一, 等. 基于日内跳跃的信息溢出效应研究——来自中国股指期现货市场的证据 [J]. 金融学季刊, 2020, 14(1) : 122 – 139.
Jian Zhihong, Zhu Zhican, Liu Jingyi, et al. Research on information spillover effects of intraday jumps risk: Evidence from the Chinese spot and futures markets [J]. Quarterly Journal of Finance, 2020, 14(1) : 122 – 139. (in Chinese)
- [29] Yang X, Chen S, Liu H, et al. Jump volatility spillover network-based measurement of systemic importance of Chinese financial institutions [J]. International Journal of Finance & Economics, 2023, 28(2) : 1201 – 1213.
- [30] 杨子晖, 陈里璇, 陈雨恬. 经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究 [J]. 经济研究, 2020, 55(1) : 65 – 81.
Yang Zihui, Chen Lixuan, Chen Yutian. Cross-market contagion of economic policy uncertainty and systemic financial risk: A nonlinear network connectedness analysis [J]. Economic Research Journal, 2020, 55(1) : 65 – 81. (in Chinese)
- [31] 宫晓莉, 熊 熊. 波动溢出网络视角的金融风险传染研究 [J]. 金融研究, 2020, (5) : 39 – 58.
Gong Xiaoli, Xiong Xiong. A study of financial risk contagion from the volatility spillover network perspective [J]. Journal of Financial Research, 2020, (5) : 39 – 58. (in Chinese)
- [32] 刘精山, 任 杰, 顾 磊. 全球经济政策不确定性溢出效应研究——基于混频和网络关联模型 [J]. 上海金融, 2020, (7) : 23 – 31.
Liu Jingshan, Ren Jie, Gu Lei. A study of the spillover effects of global economic policy uncertainty: Based on a mixed-frequency and network correlation model [J]. Shanghai Finance, 2020, (7) : 23 – 31. (in Chinese)
- [33] 梁 琦, 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, 50(4) : 150 – 164.
Liang Qi, Li Zheng, Hao Xiangchao. The internationalization of Chinese stock market: Based on information spillover [J]. Economic Research Journal, 2015, 50(4) : 150 – 164. (in Chinese)
- [34] 杨子晖, 陈雨恬, 张平淼. 股票与外汇市场尾部风险的跨市场传染研究 [J]. 管理科学学报, 2020, 23(8) : 54 – 77.
Yang Zihui, Chen Yutian, Zhang Pingmiao. Cross-market contagion effect on tail risks between stock markets and exchange

- markets[J]. Journal of Management Sciences in China, 2020, 23(8): 54–77. (in Chinese)
- [35] 周开国, 季苏楠, 杨海生. 系统性金融风险跨市场传染机制研究——基于金融协调监管视角[J]. 管理科学学报, 2021, 24(7): 1–20.
- Zhou Kaiguo, Ji Sunan, Yang Haisheng. Cross-market contagion mechanism of systemic risk from the perspective of coordinated supervision[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(7): 1–20. (in Chinese)
- [36] 王纲金, 徐梓双, 谢赤. 中国金融机构关联性与系统性风险贡献研究——基于尾部风险溢出网络视角[J]. 管理科学学报, 2022, 25(5): 109–126.
- Wang Gangjin, Xu Zishuang, Xie Chi. Connectedness and systemic risk contribution of Chinese financial institutions: A perspective from tail risk spillover network [J]. Journal of Management Sciences in China, 2022, 25(5): 109–126. (in Chinese)
- [37] Arouri M, M'Saaddek O, Pukthuanthong K. Jump risk premia across major international equity markets[J]. Journal of Empirical Finance, 2019, (52): 1–21.
- [38] Jin X, Luo D, Zeng X. Tail risk and robust portfolio decisions[J]. Management Science, 2021, 67(5): 3254–3275.
- [39] Eraker B. Do stock prices and volatility jump? Reconciling evidence from spot and option prices[J]. Journal of Finance, 2004, 59(3): 1367–1404.
- [40] Lee S, Mykland P. Jumps in financial markets: A new nonparametric test and jump dynamics[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21(6): 2535–2563.
- [41] Li H, Wells M T, Yu C L. A Bayesian analysis of return dynamics with Lévy jumps[J]. Review of Financial Studies, 2008, 21(5): 2345–2378.
- [42] 刘志东, 刘雯宇, 阮禹铭. Lévy 过程驱动非高斯 OU 随机波动率下的期权定价[J]. 管理科学学报, 2019, 22(1): 17–43.
- Liu Zhidong, Liu Wenyu, Ruan Yuming. Option pricing in non-Gaussian Ornstein-Uhlenbeck stochastic volatility processes driven by the Lévy process[J]. Journal of Management Sciences in China, 2019, 22(1): 17–43. (in Chinese)
- [43] 陈国进, 刘晓群, 谢沛霖, 等. 已实现跳跃波动与中国股市风险溢价研究——基于股票组合视角[J]. 管理科学学报, 2016, 19(6): 98–113.
- Chen Guojin, Liu Xiaoqun, Xie Peilin, et al. Realized jump volatility components and portfolio risk premium in Chinese stock market[J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(6): 98–113. (in Chinese)
- [44] 朱福敏, 刘仪榕, 郑尊信. 连续波动的累积变化是否触发随机跳跃? 来自国际股票市场的证据[J]. 管理科学学报, 2023, 26(7): 54–75.
- Zhu Fumin, Liu Yirong, Zheng Zunxin. Do the cumulative changes of volatility trigger jumps?: Evidence from international stock markets[J]. Journal of Management Sciences in China, 2023, 26(7): 54–75. (in Chinese)
- [45] 杨子晖, 赵永亮. 非线性 Granger 因果检验方法的检验功效及有限样本性质的模拟分析[J]. 统计研究, 2014, 31(5): 107–112.
- Yang Zihui, Zhao Yongliang. Simulation analysis for power and finite-sample properties of nonlinear Granger causality tests [J]. Statistical Research, 2014, 31(5): 107–112. (in Chinese)
- [46] Diks C, Panchenko V. A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2006, 30(9/10): 1647–1669.
- [47] Du D, Luo D. The pricing of jump propagation: Evidence from spot and options markets[J]. Management Science, 2019, 65(5): 2360–2387.
- [48] Andersen T G, Bollerslev T, Diebold F X, et al. The distribution of realized stock return volatility[J]. Journal of Financial Economics, 2001, 61(1): 43–76.
- [49] 魏宇. 沪深 300 股指期货的波动率预测模型研究[J]. 管理科学学报, 2010, 13(2): 66–76.
- Wei Yu. Volatility forecasting models for CSI300 index futures[J]. Journal of Management Sciences in China, 2010, 13(2): 66–76. (in Chinese)
- [50] 刘威仪, 江含宇, 张天玮, 等. 基于高频极值数据的波动率建模与预测[J]. 系统工程理论与实践, 2020, 40(12):

- 3095 – 3111.
- Liu Weiyi, Jiang Hanyu, Zhang Tianwei, et al. Volatility modeling and forecasting based on high frequency extreme value data[J]. Systems Engineering: Theory & Practice, 2020, 40(12) : 3095 – 3111. (in Chinese)
- [51]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[J]. 金融研究, 2012, (4) : 140 – 154.
- Zuo Haomiao, Liu Zhentao, Zeng Haiwei. A study on volatility spillover and information transmission between stock index futures and spot markets based on high frequency data[J]. Journal of Financial Research, 2012, (4) : 140 – 154. (in Chinese)
- [52]Barndorff-Nielsen O E, Shephard N. Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation[J]. Journal of Financial Econometrics, 2006, 4(1) : 1 – 30.

Volatility spillover and jump propagation in global equity markets under the impact of major events

ZHU Fu-min¹, LIU Yi-rong^{1, 2}, ZHENG Zun-xin^{1*}, LIU Xiao-quan²

1. School of Economics, Shenzhen University, Shenzhen 518060, China;

2. Business School, University of Nottingham Ningbo, Ningbo 315100, China

Abstract: To investigate the contagion characteristics of different types of risks in equity markets during major global events, this paper develops a dynamic jump-diffusion two-factor cross-feedback model to decompose market variance into continuous volatility and discontinuous jump risks. This study conducts a nonlinear Granger causality test to identify the existence of risk contagion and implements the network topology method to quantify the specific degree of volatility spillover and jump risk transmission. The proposed econometric framework allows us to map the contagion network of volatility and jump risks during specific global shocks. The empirical results show that the U. S. and European markets remain the primary risk exporters globally, while the Chinese market acts as a major risk receiver. It also demonstrates persistent volatility spillover and limited jump propagation to other global markets. Furthermore, there is a stronger degree of jump propagation, but it lasts for a shorter duration during unexpected and severe global shocks compared to volatility spillover. Furthermore, the same event exhibits distinct features across different geographical locations, such as the COVID-19 pandemic, where the U. S. exerted a significant risk spillover to China in a unidirectional manner. This study advances the understanding of risk contagion mechanisms between markets and provides theoretical and empirical insights for policymakers to lay out effective regulatory strategies for different risks.

Key words: risk contagion; volatility spillover; jump propagation; nonlinear Granger causality test; network topology method