

风险共振还是风险分散?

——基于尾部事件下风险结构的关联研究

杨子暉 张平森 陈雨恬*

摘要 本文对全球 18 个主要国家和地区的股票市场展开深入研究, 基于最新发展的非对称断点方法对风险共振关系与风险分散关系进行准确区分, 并考察极端事件下的股市间风险传染。接着, 本文分别从网络密度、节点关联以及风险结构等角度, 进一步剖析了全球股市间风险共振与风险分散的动态演变关系。最后, 我们采用层次聚类方法, 具体考察了外部冲击对全球股市风险联动层次的影响。它将有助于我们更好地加强宏观审慎管理, 防范国际输入性风险。

关键词 系统性金融风险, 尾部事件, 风险结构

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.06.12

一、引言

2008 年的国际金融危机引发了世界各国对构建系统性金融风险防范体系的进一步思考, 传统研究中金融机构“太大而不能倒”的观点, 逐步向“太关联而不能倒”发生转变, 学术界也纷纷就不同市场间的风险联动关系展开深入探讨。风险共振 (risk comovement) 与风险分散 (risk diversification) 是两类典型的联动关系。其中, 风险共振表示不同资产的风险发生同向变化, 是极端事件对单个经济体乃至全球市场造成严重冲击的重要成因, 而风险分散刻画的是各资产收益率之间的反向联动关系。与此同时, 我国股市与境外风险的共振隐患也日益明显。例如 2015 年 8 月 24 日, 道琼斯指数跌幅高达 3.9%, 日本、英国、法国股指的跌幅也分别达到了 5.9%、4.7% 与 5.3%, 而我国上证综指更是重创 8.5%, 从而引发全球“黑色星期一”重大股灾事件。2020 年 3 月 12 日, 受新冠疫情影响, 美国标普 500 指数暴跌 9.5%,

* 杨子暉, 中山大学岭南学院、中山大学高级金融研究院; 张平森、陈雨恬, 中山大学岭南学院金融博士研究生。通信作者及地址: 杨子暉, 广东省广州市新港西路 135 号中山大学岭南行政中心, 510275; 电话: (020) 84110625; E-mail: yangzhui@mail.sysu.edu.cn。本文获得 2017 年度国家社会科学基金重大项目“基于结构性数据分析的我国系统性金融风险防范体系研究”(17ZDA073) 的资助, 在此表示感谢。此外, 感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见, 当然文责自负。

触发熔断机制,当日内欧洲市场同样遭遇重挫,英国富时100、德国DAX以及法国CAC40指数跌幅均超10.8%。由此可见,如何准确衡量全球股票市场在极端风险下的共振联动,已成为现阶段维护国家金融安全与稳定的重要环节。在当前中美贸易冲突仍未解决、外部冲击频发、经济形势日趋复杂严峻的国际背景下,对极端风险事件下全球股市间的联动关系展开深入研究,刻画世界主要股票市场之间风险关联网络的动态演变显然具有重要的学术价值与现实意义。它不仅有助于我们进一步甄别系统性金融风险的传染关系,也有助于我们加强对境外风险的识别与判断,而且还为我国金融风险防范体系的构建与完善提供理论支撑与实证依据,从而为推动经济高质量发展创造有利条件。

近年来,金融市场的系统性风险已经成为市场各方关注的焦点,而金融资产价格的联动程度是衡量潜在系统性风险的重要指标之一(Dhaene *et al.*, 2012)。其中股票市场之间的联动关系更是成为相关研究中的重要话题,它与资产配置、风险管理以及金融体系的稳健性均有着紧密的联系(Jach, 2017)。而随着金融危机影响的不断扩散,资产间的关联程度与传染效应也逐步增强(el Alaoui *et al.*, 2015)。在这一背景下,深入分析全球各股票市场的联动效应,不仅有助于国际投资者完善资产配置策略,而且也有助于各国监管机构以及政府防控跨境风险,更有效地维护金融系统的稳定性。相关研究表明,国际市场间的联动情况有着较强的时变特征,低频数据难以及时反映市场关联的变化,因此,现有考察股票市场关联的文献往往采用高频、实时的市场收益率数据(Benoit *et al.*, 2017)。其中,部分学者通过测量股市收益率的相关性,刻画股票市场的关联关系(如Forbes and Rigobon, 2002; Bekaert *et al.*, 2014; Dungey *et al.*, 2020)。与此同时,还有部分文献采用协整检验与误差修正模型的方法对股票市场关联性展开讨论(如Bessler and Yang, 2003; Mylonidis and Kollias, 2010)。近年来,White *et al.* (2015)提出的多元多分位数模型(MVMQ-CAViaR)也被广泛用于衡量股票市场之间的尾部风险联动(如Chuliá *et al.*, 2017; Shen, 2018)。与此同时,随着现代计量经济学方法的发展,网络拓扑正成为研究金融市场关联性的重要工具,这也为系统性金融风险研究提供了一个新的视角。不少学者尝试使用网络分析方法,从收益相关性(如Mantegna, 1999; Brunetti *et al.*, 2019)、均值溢出(如Billio *et al.*, 2012; Dungey *et al.*, 2019)、波动溢出(如Diebold and Yilmaz, 2014; Yang and Zhou, 2017)以及风险溢出(如Hautsch *et al.*, 2014; Härdle *et al.*, 2016; Wang *et al.*, 2017)四个研究层面,对机构与市场关联以及风险传染等问题展开深入分析。国内同样有不少学者对金融市场与机构间的联动与传染效应进行了深入研究,如刘晓星等(2011)、杨子暉等(2019),也有部分学者开始使用网络分析的方法度量机构或市场之间的关联性,代表性的有

梁琪等 (2015)、李政等 (2016)、方意 (2016)、杨子暉与周颖刚 (2018)、周颖刚等 (2019)。

纵观该领域的研究，由于各国金融体系间的关联日趋紧密，针对单个市场的外部冲击可能扩散为全球性的金融危机 (Benoit *et al.*, 2017)，学术界纷纷就极端风险冲击下的资本市场共振效应展开深入探讨。然而，已有的研究方法大多基于收益相关性、收益均值以及波动率等视角展开分析，难以直接识别尾部事件下的股票市场关联。首先，针对收益率相关性的度量往往只能反映收益率之间的线性关系，而金融变量通常存在较为明显的非线性特征，可能导致该类度量方法无法精准测度市场关联 (Diebold and Yilmaz, 2014)。其次，传统衡量均值溢出的 Granger 因果检验网络与 VECM 模型仅能描述收益均值处的市场关联，难以对收益分布尾部的市场关联进行准确测度，因此并不适用于极端事件的研究 (Hautsch *et al.*, 2014)。再者，基于波动率刻画尾部事件下的市场关联也有所不足：金融资产的收益率往往存在尖峰厚尾的特征，因此在非高斯分布的情形下，基于波动率考察市场关联的分析结果可能出现较大偏误 (Chen *et al.*, 2019)。此外，现有基于风险溢出的网络分析方法大多停留在检验风险传染是否显著的层面，难以具体考察风险溢出的实际影响方向。随着该领域研究的不断深入，Chen *et al.* (2019) 提出了非对称断点方法，该方法可准确区分正向关联与负向关联，从技术层面解决了关联性刻画的局限性。最后，目前大部分的文献仅针对股票市场关联构建网络，对关联层次展开进一步讨论的文献还相对较少。而层次聚类方法能对复杂系统中各部分间的相互依赖情况进行简洁、精准的刻画 (León *et al.*, 2017)，有助于我们客观地识别全球股票市场间的依存关系与溢出效应。

有鉴于此，本文尝试在现有研究的基础上进行有益的补充。首先，我们采用“滚动估计”方法 (rolling estimation)，从风险结构 (risk profile) 的角度考察了全球 18 个主要股票市场极端风险间的动态相关性，在此基础上结合非对称断点方法 (Chen *et al.*, 2019) 构建全球风险结构关联网络，分析股票市场关联的地域特征。其次，本文分别从网络密度演变、节点关联演变以及风险结构演变等角度，分析极端风险对全球股市关联的显著影响，进一步刻画风险结构关联网络在时间维度上的动态演变。最后，我们采用层次聚类方法 (hierarchical clustering)，围绕典型的风险事件，具体考察了风险冲击对全球股市联动层次的影响，以识别尾部事件对风险结构关联网络的具体冲击。在此基础上，本文对完善我国金融风险防范机制提出了若干建议，它不仅有助于我们进一步甄别系统性金融风险的传染关系，也有助于我们更好地识别境外输入性风险的源头，从而加强宏观审慎管理。

二、模型设定、方法说明

(一) 风险结构关联网

Adrian and Brunnermeier (2016) 提出了条件期望损失 (conditional expected shortfall, CoES) 这一指标, 用于衡量特定条件下单个机构或市场的期望损失。具体而言, 定义市场 j 处于困境时, 市场 i 的条件期望损失为:

$$\text{CoES}_{ij,t}(a) = E[Y_{i,t} | Y_{j,t} < \text{VaR}_{j,t}(a)], \quad (1)$$

其中 $\text{VaR}_{j,t}(a)$ 满足:

$$a = P[Y_{j,t} < \text{VaR}_{j,t}(a)]. \quad (2)$$

而由于全球各股票市场的开市时间存在差异, 本文考虑市场 j 处于困境时, 市场 i 当日与次日的平均期望损失, 借此克服全球市场非同步交易的问题。为研究不同股票市场之间的关联, 本文参考 Chen *et al.* (2019) 的工作, 根据各股票市场的风险结构构建全球的风险结构关联网。具体而言, 在每个时点 t , 本文对每个股票市场计算了风险结构向量 $X_{i,t} = \{\text{CoES}_{ij,t}\}_{j=1,\dots,N}$, 再通过计算各市场风险结构的相似程度来衡量不同股票市场之间的关联程度。即对于每一个时点 t , 本文计算了各市场的风险结构向量之间剔除均值后的余弦相似度:

$$\rho_{ij,t} = \frac{X_{i,t}^T X_{j,t}}{\|X_{i,t}\| \|X_{j,t}\|}, \quad j \neq i, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T. \quad (3)$$

这一风险结构相似度可用于衡量极端事件下, 不同市场期望收益变化的相似程度。

在此基础上, 我们参考 Hautsch *et al.* (2014) 与 Härdle *et al.* (2016) 的建议, 仅对超过某一阈值的相似程度进行研究。本文采用 Chen *et al.* (2019) 提出的非对称断点方法, 将不同股票市场之间连续的相似程度简化为正向关联、无关联以及负向关联三种类型。设 $\rho = (\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_n)^T$ 为某一时点 t 下, 对样本中所有市场两两计算相似度 $\rho_{ij,t}$ 并进行排序后得到的向量, 其中 $\rho_1 < \rho_2 < \dots < \rho_n$, $n = N(N-1)/2$ 。随后, 根据相似度的正负将 ρ 划分为正相似组 $\rho^+ = (\rho_1^+, \rho_2^+, \dots, \rho_{n_1}^+)^T$ 以及负相似组 $\rho^- = (\rho_1^-, \rho_2^-, \dots, \rho_{n_2}^-)^T$, $n_1 + n_2 = n$ 。使用标准正态分布的累积分布函数 Φ 对正相似组与负相似组进行变换, 有:

$$\varphi^+ = (\varphi_1^+, \varphi_2^+, \dots, \varphi_{n_1}^+)^T = (\Phi(\sqrt{N}\rho_1^+), \Phi(\sqrt{N}\rho_2^+), \dots, \Phi(\sqrt{N}\rho_{n_1}^+))^T, \quad (4)$$

$$\varphi^- = (\varphi_1^-, \varphi_2^-, \dots, \varphi_{n_2}^-)^T = (\Phi(\sqrt{N}\rho_1^-), \Phi(\sqrt{N}\rho_2^-), \dots, \Phi(\sqrt{N}\rho_{n_2}^-))^T. \quad (5)$$

由于 $\rho_k^+ \in [0, 1]$, $\rho_k^- \in [-1, 0]$, 则 $\varphi_k^+ \in [0.5, 1]$, $\varphi_k^- \in [0, 0.5]$ 。

若变换后的正负相似组中，两个相邻变量之间存在较大差异，则可以认为其对应的原始相似度之间存在显著变化。因此，可以通过计算正间距组 $\Delta_k^+ = \varphi_k^+ - \varphi_{k-1}^+$ 与负间距组 $\Delta_k^- = \varphi_k^- - \varphi_{k-1}^-$ 并进行聚类，从而将相似度划分为三个子集。设 θ^+ 为正间距组中正向关联之间的间距所占比例，则 θ^+ 的估计值 $\hat{\theta}^+$ 为：

$$\hat{\theta}^+ = \operatorname{argmin}_{\theta^+ \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]} \sum_{k=1}^{[\theta^+ n_1]} (\Delta_k^+ - \mu_S^+)^2 + \sum_{k=[\theta^+ n_1]+1}^{n_1} (\Delta_k^+ - \mu_L^+)^2, \quad (6)$$

$$\text{其中 } \mu_S^+ = \frac{1}{[\theta^+ n_1]} \sum_{k=1}^{[\theta^+ n_1]} \Delta_k^+, \mu_L^+ = \frac{1}{n_1 - [\theta^+ n_1]} \sum_{k=[\theta^+ n_1]+1}^{n_1} \Delta_k^+.$$

类似的，设 θ^- 为负间距中负向关联之间的间距所占比例，则 θ^- 的估计值 $\hat{\theta}^-$ 为：

$$\hat{\theta}^- = \operatorname{argmin}_{\theta^- \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]} \sum_{k=1}^{[\theta^- n_2]} (\Delta_k^- - \mu_S^-)^2 + \sum_{k=[\theta^- n_2]+1}^{n_2} (\Delta_k^- - \mu_L^-)^2, \quad (7)$$

$$\text{其中 } \mu_S^- = \frac{1}{[\theta^- n_2]} \sum_{k=1}^{[\theta^- n_2]} \Delta_k^-, \mu_L^- = \frac{1}{n_2 - [\theta^- n_2]} \sum_{k=[\theta^- n_2]+1}^{n_2} \Delta_k^-.$$

$[\theta n]$ 表示小于 θn 的最大整数，为保证结果的稳健性，本文参照 Chen *et al.* (2019)，选取 $\underline{\theta} = 0.1 = 1 - \bar{\theta}$ 。该断点方法可以最大限度地降低各间距组的总方差，从而使得同一组内的间距更为接近。

对每一时点计算出 $\hat{\theta}^+$ 与 $\hat{\theta}^-$ ，则可构建邻接矩阵 A 如下：

$$a_{ij} = a_{ji} = \begin{cases} 1 & \text{若 } \rho_{v^+(i, j)}^+ > \rho_{\hat{\theta}^+}^+ \\ -1 & \text{若 } \rho_{v^-(i, j)}^- < \rho_{\hat{\theta}^-}^-, \\ 0 & \text{其他情形} \end{cases}, \quad (8)$$

其中 $v^+(i, j)$ 与 $v^-(i, j)$ 为每一对市场 (i, j) 间的相似度在其对应相似性向量中的索引，而 $\rho_{\hat{\theta}^+}^+$ 与 $\rho_{\hat{\theta}^-}^-$ 则为 $\hat{\theta}^+$ 与 $\hat{\theta}^-$ 所对应的相似度。邻接矩阵 A 即为生成的风险结构关联网络。

此外，还可以根据相关系数的大小对风险结构关联网络进行加权，构建风险结构加权网络的邻接矩阵 W 如下：

$$w_{ij} = |\rho_{ij}| a_{ij}. \quad (9)$$

(二) 网络关联指标

网络密度指标通常被用于刻画网络中关联的疏密程度，等于网络中实际

连接数与最大连接数之比。由于风险结构关联网络中关联被区分为正向关联与负向关联两种,我们对两类关联的网络密度分别进行计算。对于含有 N 个金融市场的风险结构关联网络,正负向关联的网络密度 ND_+ 与 ND_- 分别为:

$$ND_+ = \frac{1}{N(N-1)} \sum_i \sum_{i \neq j}^N I\{a_{ij} = 1\}, \quad (10)$$

$$ND_- = \frac{1}{N(N-1)} \sum_i \sum_{i \neq j}^N I\{a_{ij} = -1\},$$

其中 $I\{\cdot\}$ 为示性函数, $ND_+ \in [0, 1]$, $ND_- \in [0, 1]$ 。较高的 ND_+ 表明网络中存在广泛的风险结构正向关联,此时整个系统面临着较高的金融风险,而 ND_- 越高则表明系统的风险分散能力越强,因而更稳定。

我们对正负向关联分别计算相对度中心性,以此衡量国际市场与单个市场之间的相互影响。具体而言,相对度中心性是指与单个市场相关的实际连接数和最大连接数之比,而单个市场 i 的正负向相对度中心性 DC_{i+} 与 DC_{i-} 以及净相对度中心性 NDC_i 分别为:

$$DC_{i+} = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i \neq j} I\{a_{ij} = 1\},$$

$$DC_{i-} = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i \neq j} I\{a_{ij} = -1\}, \quad (11)$$

$$NDC_i = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i \neq j} a_{ij}.$$

此外,我们还参照李政等(2016),构建不同区域之间的关联密度,借此刻画不同区域之间的风险关联。具体而言,关联密度为区域间的实际连接数与最大连接数之比。区域 C_i 与区域 C_j 之间的正负关联密度 $CD_{(C_i, C_j)+}$ 与 $CD_{(C_i, C_j)-}$ 以及净关联密度 $NCD_{(C_i, C_j)}$ 分别为:

$$CD_{(C_i, C_j)+} = \frac{1}{N_{C_i} N_{C_j}} \sum_{i \in C_i} \sum_{j \in C_j} I\{a_{ij} = 1\},$$

$$CD_{(C_i, C_j)-} = \frac{1}{N_{C_i} N_{C_j}} \sum_{i \in C_i} \sum_{j \in C_j} I\{a_{ij} = -1\}, \quad (12)$$

$$NCD_{(C_i, C_j)} = \frac{1}{N_{C_i} N_{C_j}} \sum_{i \in C_i} \sum_{j \in C_j} a_{ij},$$

其中 N_{C_i} 与 N_{C_j} 分别为区域 C_i 与 C_j 中的市场个数。区域 C_i 内部的正负关联密度 CD_{C_i+} 与 CD_{C_i-} 以及净关联密度 NCD_{C_i} 为:

$$CD_{C_i+} = \frac{1}{N_{C_i} (N_{C_i} - 1)} \sum_{i \in C_i} \sum_{j \in C_i, j \neq i} I\{a_{ij} = 1\},$$

$$CD_{C_i-} = \frac{1}{N_{C_i} (N_{C_i} - 1)} \sum_{i \in C_i} \sum_{j \in C_i, j \neq i} I\{a_{ij} = -1\}, \quad (13)$$

$$NCD_{C_i} = \frac{1}{N_{C_i} (N_{C_i} - 1)} \sum_{i \in C_i} \sum_{j \in C_i, j \neq i} a_{ij}.$$

类似的，我们同样可以根据加权关联网络构建类似的指标。其中净加权相对度中心性 $NWDC_i$ 为：

$$NWDC_i = \frac{1}{(N-1)} \sum_{i \neq j} a_{ij} |\rho_{ij}|. \quad (14)$$

区域 C_i 与区域 C_j 之间的净加权关联密度 $NWCD_{(C_i, C_j)}$ 以及区域 C_i 内部的净加权关联密度 $NWCD_{C_i}$ 分别为：

$$NWCD_{(C_i, C_j)} = \frac{1}{N_{C_i} N_{C_j}} \sum_{i \in C_i} \sum_{j \in C_j} a_{ij} |\rho_{ij}|, \quad (15)$$

$$NWCD_{C_i} = \frac{1}{N_{C_i} (N_{C_i} - 1)} \sum_{i \in C_i} \sum_{j \in C_i, j \neq i} a_{ij} |\rho_{ij}|. \quad (16)$$

(三) 层次聚类分析方法

为进一步识别各市场风险结构的区域特性，本文借鉴 Spelta and Araújo (2012) 的工作，使用层次聚类方法 (hierarchical clustering) 对各市场的风险结构进行聚类分析。具体而言，首先通过两两计算任意不同市场风险结构向量 $X_{i,t} = \{CoES_{ij,t}\}_{i=1, \dots, N}$ 间的余弦距离，构建一个 $N \times N$ 的对称邻接矩阵。随后根据单链接法对邻接矩阵进行层次聚类，聚类规则如下：最初的 N 个经济体为初始的 N 类，然后每次对距离最近的两个类进行合并。即若 C_i 与 C_j 满足以下条件，则将 i 类与 j 类合并为一个新类：

$$d\{C_i, C_j\} = \min\{d\{C_i, C_j\}\}, \quad (17)$$

其中类间距离 $d\{C_i, C_j\}$ 定义为：

$$d\{C_i, C_j\} = \min\{d_{kl}\}, k \in C_i, l \in C_j, \quad (18)$$

其中 d_{kl} 表示市场 k 与市场 l 之间的距离。不断循环以上聚类过程，直至最后形成一个大类。

(四) 样本与数据说明

本文选取了全球 18 个主要国家和地区的股票市场指数的日收益率，以度量股市间的风险结构关联，指数的具体选用情况列于表 1。样本区间范围为 2010 年 1 月 5 日至 2019 年 11 月 4 日，共计 2 388 个交易日，数据来源于 Wind 数据库。

为了刻画各市场风险结构的即时变化，本文采用滚动估计方法 (rolling estimation) 计算不同股市在 5% 分位数水平下的 $CoES_{ij,t}$ 指标，窗口为 20 个交易日。具体而言，我们首先使用 VaR 指标估计过去 20 个交易日的极端损失，在此基础上进一步采用 $CoES_{ij,t}$ 指标测度 20 个交易日中，市场 j 收益率低于 $VaR_{j,t}$ 时，市场 i 当日收益率的条件均值，并以此作为各股市风险结构的代表变量。

表 1 样本市场与股指选用

编号	国家(地区)	区域	选用指数	编号	国家(地区)	区域	选用指数
1	美国	美洲	标普 500 指数	10	西班牙	欧洲	SMSI 指数
2	巴西	美洲	IBOVESPA 指数	11	荷兰	欧洲	AEX 指数
3	墨西哥	美洲	MXX 指数	12	澳大利亚	亚太	澳大利亚普通股指数
4	加拿大	美洲	多伦多 300 指数	13	印度	亚太	SENSEX30 指数
5	阿根廷	美洲	MERV 指数	14	日本	亚太	日经 225 指数
6	德国	欧洲	GDAX 指数	15	韩国	亚太	KS11 指数
7	法国	欧洲	CAC40 指数	16	新加坡	亚太	STI 指数
8	俄罗斯	欧洲	RTS 指数	17	中国内地	亚太	上证综指
9	英国	欧洲	富时 100 指数	18	中国香港	亚太	恒生指数

三、实证结果与分析

(一) 风险结构关联网络的静态分析

为了深入考察各地区股票市场风险结构之间的关联程度,本文以 20 个交易日(约 1 个月)作为窗口长度,滚动计算了 2010 年 1 月至 2019 年 10 月间全球 18 个主要股票市场之间的历史 CoES,构建了日度风险结构加权网络。随后本文根据关联类型,分别计算出各时点的关联均值,从而得到样本期内的总体关联网络。其中正负向关联的均值为关联时长与样本总时长之比,用于衡量关联的稳定程度,网络中各关联的平均权重可衡量关联的具体强度,结果见表 2。表 2 表明,中国内地市场与其余市场的正向关联系数达到了 0.45,这意味着中国内地金融市场在极端风险事件的冲击下,可能会与国际市场出现共振同跌的现象。与此同时,中国内地股票市场与一些境外市场均存在一定程度的风险分散关系(负向关联均值为-0.25)。此外,中国内地与中国香港市场的正负关联均值为 0.72 与-0.09,因此,中国内地市场与中国香港市场之间在 72% 的样本期内均存在着显著的风险联动关系。这就意味着中国香港可能成为境外风险冲击中国内地金融系统的“跳板”,从而大大加剧我国输入性风险隐患。

表 2 中关联强度的结果则突出了欧美市场间的高强度共振关系。正向关联强度中,除俄罗斯外,欧洲市场间的平均权重落于 0.81 到 0.90 不等,单个欧洲市场的波动更易引发其他欧洲市场的大幅同步震荡。与此同时,美国与大部分欧美市场间的正向关联强度均高于 0.73,这表明在外部冲击下,美国市场将与其他欧美市场出现强烈的风险共振。

表 2 风险结构关联网络的矩阵分析

Panel A: 正向关联													
市场	美国	加拿大	德国	法国	俄罗斯	英国	印度	日本	韩国	新加坡	中国内地	中国香港	...
美国	—	0.94	0.87	0.88	0.66	0.87	0.51	0.57	0.53	0.55	0.41	0.57	...
		(0.77)	(0.75)	(0.75)	(0.65)	(0.73)	(0.64)	(0.63)	(0.61)	(0.63)	(0.56)	(0.62)	
加拿大	0.94	—	0.81	0.84	0.67	0.81	0.51	0.57	0.54	0.57	0.43	0.55	...
	(0.77)		(0.68)	(0.68)	(0.63)	(0.69)	(0.62)	(0.63)	(0.61)	(0.62)	(0.56)	(0.63)	
德国	0.87	0.81	—	1.00	0.72	0.93	0.61	0.58	0.59	0.58	0.41	0.61	...
	(0.75)	(0.68)		(0.90)	(0.67)	(0.81)	(0.62)	(0.66)	(0.63)	(0.66)	(0.58)	(0.65)	
法国	0.88	0.84	1.00	—	0.68	0.95	0.59	0.60	0.60	0.59	0.42	0.62	...
	(0.75)	(0.68)	(0.90)		(0.67)	(0.84)	(0.62)	(0.65)	(0.62)	(0.66)	(0.57)	(0.63)	
俄罗斯	0.66	0.67	0.72	0.68	—	0.70	0.55	0.50	0.53	0.56	0.39	0.59	...
	(0.65)	(0.63)	(0.67)	(0.67)		(0.70)	(0.62)	(0.61)	(0.63)	(0.61)	(0.60)	(0.64)	
英国	0.87	0.81	0.93	0.95	0.70	—	0.59	0.61	0.60	0.60	0.45	0.68	...
	(0.73)	(0.69)	(0.81)	(0.84)	(0.70)		(0.66)	(0.64)	(0.61)	(0.66)	(0.60)	(0.64)	
印度	0.51	0.51	0.61	0.59	0.55	0.59	—	0.50	0.63	0.59	0.44	0.68	...
	(0.64)	(0.62)	(0.62)	(0.62)	(0.62)	(0.66)		(0.62)	(0.63)	(0.65)	(0.59)	(0.65)	
日本	0.57	0.57	0.58	0.60	0.50	0.61	0.50	—	0.66	0.62	0.41	0.62	...
	(0.63)	(0.63)	(0.66)	(0.65)	(0.61)	(0.64)	(0.62)		(0.68)	(0.66)	(0.65)	(0.64)	
韩国	0.53	0.54	0.59	0.60	0.53	0.60	0.63	0.66	—	0.70	0.50	0.81	...
	(0.61)	(0.61)	(0.63)	(0.62)	(0.63)	(0.61)	(0.63)	(0.68)		(0.68)	(0.64)	(0.67)	
新加坡	0.55	0.57	0.58	0.59	0.56	0.60	0.59	0.62	0.70	—	0.49	0.81	...
	(0.63)	(0.62)	(0.66)	(0.66)	(0.61)	(0.66)	(0.65)	(0.66)	(0.68)		(0.61)	(0.69)	
中国内地	0.41	0.43	0.41	0.42	0.39	0.45	0.44	0.41	0.50	0.49	—	0.72	...
	(0.56)	(0.56)	(0.58)	(0.57)	(0.60)	(0.60)	(0.59)	(0.65)	(0.64)	(0.61)		(0.67)	
中国香港	0.57	0.55	0.61	0.62	0.59	0.68	0.68	0.62	0.81	0.81	0.72	—	...
	(0.62)	(0.63)	(0.65)	(0.63)	(0.64)	(0.64)	(0.65)	(0.64)	(0.67)	(0.69)	(0.67)		
...
平均关联	0.70	0.68	0.71	0.72	0.60	0.72	0.56	0.55	0.58	0.58	0.45	0.63	...
	(0.68)	(0.66)	(0.70)	(0.71)	(0.64)	(0.70)	(0.63)	(0.64)	(0.63)	(0.64)	(0.60)	(0.65)	

Panel B: 负向关联

市场	美国	加拿大	德国	法国	俄罗斯	英国	印度	日本	韩国	新加坡	中国内地	中国香港	...
美国	—	-0.01	-0.04	-0.02	-0.12	-0.03	-0.20	-0.14	-0.15	-0.15	-0.24	-0.15	...
		(0.44)	(0.47)	(0.62)	(0.56)	(0.59)	(0.48)	(0.49)	(0.49)	(0.48)	(0.50)	(0.47)	
加拿大	-0.01	—	-0.05	-0.03	-0.13	-0.05	-0.19	-0.17	-0.18	-0.16	-0.25	-0.17	...
	(0.44)		(0.50)	(0.61)	(0.59)	(0.56)	(0.51)	(0.52)	(0.48)	(0.50)	(0.55)	(0.48)	
德国	-0.04	-0.05	—	0.00	-0.11	-0.02	-0.13	-0.15	-0.15	-0.16	-0.29	-0.16	...
	(0.47)	(0.50)		(0.09)	(0.60)	(0.52)	(0.56)	(0.53)	(0.53)	(0.49)	(0.55)	(0.53)	
法国	-0.02	-0.03	0.00	—	-0.10	-0.01	-0.14	-0.15	-0.14	-0.13	-0.29	-0.16	...
	(0.62)	(0.61)	(0.09)		(0.52)	(0.76)	(0.56)	(0.53)	(0.52)	(0.48)	(0.55)	(0.51)	
俄罗斯	-0.12	-0.13	-0.11	-0.10	—	-0.10	-0.16	-0.22	-0.17	-0.15	-0.24	-0.14	...
	(0.56)	(0.59)	(0.60)	(0.52)		(0.52)	(0.51)	(0.53)	(0.50)	(0.48)	(0.50)	(0.49)	
英国	-0.03	-0.05	-0.02	-0.01	-0.10	—	-0.15	-0.14	-0.12	-0.13	-0.23	-0.12	...
	(0.59)	(0.56)	(0.52)	(0.76)	(0.52)		(0.52)	(0.51)	(0.51)	(0.52)	(0.54)	(0.48)	
印度	-0.20	-0.19	-0.13	-0.14	-0.16	-0.15	—	-0.23	-0.12	-0.16	-0.26	-0.10	...
	(0.48)	(0.51)	(0.56)	(0.56)	(0.51)	(0.52)		(0.55)	(0.49)	(0.52)	(0.53)	(0.47)	
日本	-0.14	-0.17	-0.15	-0.15	-0.22	-0.14	-0.23	—	-0.14	-0.13	-0.25	-0.14	...
	(0.49)	(0.52)	(0.53)	(0.53)	(0.53)	(0.51)	(0.55)		(0.55)	(0.54)	(0.55)	(0.55)	
韩国	-0.15	-0.18	-0.15	-0.14	-0.17	-0.12	-0.12	-0.14	—	-0.11	-0.20	-0.04	...
	(0.49)	(0.48)	(0.53)	(0.52)	(0.50)	(0.51)	(0.49)	(0.55)		(0.51)	(0.53)	(0.55)	
新加坡	-0.15	-0.16	-0.16	-0.13	-0.15	-0.13	-0.16	-0.13	-0.11	—	-0.21	-0.06	...
	(0.48)	(0.50)	(0.49)	(0.48)	(0.48)	(0.52)	(0.52)	(0.54)	(0.51)		(0.53)	(0.50)	
中国内地	-0.24	-0.25	-0.29	-0.29	-0.24	-0.23	-0.26	-0.25	-0.20	-0.21	—	-0.09	...
	(0.50)	(0.55)	(0.55)	(0.55)	(0.50)	(0.54)	(0.53)	(0.55)	(0.53)	(0.53)		(0.60)	
中国香港	-0.15	-0.17	-0.16	-0.16	-0.14	-0.12	-0.10	-0.14	-0.04	-0.06	-0.09	—	...
	(0.47)	(0.48)	(0.53)	(0.51)	(0.49)	(0.48)	(0.47)	(0.55)	(0.55)	(0.50)	(0.60)		
...
平均关联	-0.10	-0.11	-0.11	-0.10	-0.15	-0.10	-0.17	-0.18	-0.15	-0.16	-0.25	-0.14	
	(0.51)	(0.52)	(0.48)	(0.49)	(0.53)	(0.55)	(0.52)	(0.54)	(0.51)	(0.51)	(0.54)	(0.52)	

注：(1) 括号外数值为正、负向关联时长与样本总时长之比，括号内数值为平均权重。(2) 由于篇幅限制，文中仅展示部分国家（地区）间的风险结构关联，巴西、墨西哥、阿根廷、荷兰、西班牙、澳大利亚等国的相关结果已省略，感兴趣的读者可向作者索取完整网络。表 6、表 7、表 9 类似，不再赘述。

在此基础上，本文根据表 2 中的正负关联均值计算各市场的净相对度中心性，并进行排序，结果列于表 3。表 3 表明，荷兰、法国、英国、德国、美国等欧美发达国家股市的净相对度中心性均高于 0.60，正向关联强度均高于 0.68，与全球金融体系存在广泛的高强度风险联动。与此对应地，新加坡、日本、澳大利亚等亚太国家以及中国内地、印度、阿根廷等新兴市场的净相对度中心性均低于 0.42，与国际市场的风险同质化程度相对较弱。因此，欧美地区成熟的金融市场可能是全球风险结构关联网络的核心部分，而亚太地区的新兴市场则大多位于风险网络的外围。

表 3 风险结构关联网络的节点分析

国家（地区）	净相对度中心性	正向相对度中心性	负向相对度中心性
荷兰	0.64	0.73 (0.71)	-0.09 (0.51)
法国	0.62	0.72 (0.71)	-0.10 (0.49)
英国	0.62	0.72 (0.70)	-0.10 (0.55)
德国	0.61	0.71 (0.70)	-0.11 (0.48)
美国	0.60	0.70 (0.68)	-0.10 (0.51)
加拿大	0.57	0.68 (0.66)	-0.11 (0.52)
西班牙	0.54	0.67 (0.68)	-0.13 (0.52)
中国香港	0.49	0.63 (0.65)	-0.14 (0.52)
墨西哥	0.46	0.61 (0.64)	-0.14 (0.52)
俄罗斯	0.46	0.60 (0.64)	-0.15 (0.53)
巴西	0.44	0.60 (0.65)	-0.16 (0.53)
韩国	0.43	0.58 (0.63)	-0.15 (0.51)
新加坡	0.42	0.58 (0.64)	-0.16 (0.51)
澳大利亚	0.41	0.57 (0.64)	-0.16 (0.51)
印度	0.38	0.56 (0.63)	-0.17 (0.52)
阿根廷	0.38	0.56 (0.65)	-0.19 (0.54)
日本	0.37	0.55 (0.64)	-0.18 (0.54)
中国内地	0.20	0.45 (0.60)	-0.25 (0.54)

注：括号内数值为正负向关联的平均权重。

此外，我们分别依据美洲、欧洲和亚太区域划分样本，考察三大区域市场的关联密度，结果列于表 4。表 4 显示，同一区域的市场之间往往存在着更密集而强烈的风险结构关联。其中，美洲、欧洲以及亚太市场内部的正向关联密度均大于 0.61，且显著高于其负向关联密度，这表明美洲、欧洲以及亚太市场内部的风险结构趋于同质化，区域内的关联以风险共振为主导。另外，在跨区域市场的关联网络中，美洲市场与欧洲市场之间的正向关联均值与强

度分别为 0.71 和 0.68, 表明两区域在大部分时段内均存在显著的风险传染现象。

表 4 风险结构关联网络的区域分析

Panel A: 正向关联				Panel B: 负向关联			
区域	美洲	欧洲	亚太	区域	美洲	欧洲	亚太
美洲	0.75(0.70)	0.71(0.68)	0.50(0.61)	美洲	-0.08(0.52)	-0.10(0.54)	-0.21(0.51)
欧洲	0.71(0.68)	0.86(0.78)	0.56(0.63)	欧洲	-0.10(0.54)	-0.05(0.48)	-0.17(0.52)
亚太	0.50(0.61)	0.56(0.63)	0.61(0.65)	亚太	-0.21(0.51)	-0.17(0.52)	-0.15(0.53)

注: 括号内数值为区域间关联的平均权重。

最后, 我们还以 60、120 以及 240 个交易日作为窗口长度构建风险结构加权网络, 以检验不同窗口下的网络的稳定程度, 可视化结果如图 1。图 1 显示, 风险结构加权网络受窗口调整的影响较小, 信息窗口长度的增加并未导致网络结构出现显著变化。同一区域的市场内部依然存在更强烈的风险结构关联, 这进一步体现了本文结论的稳健性与可靠性。

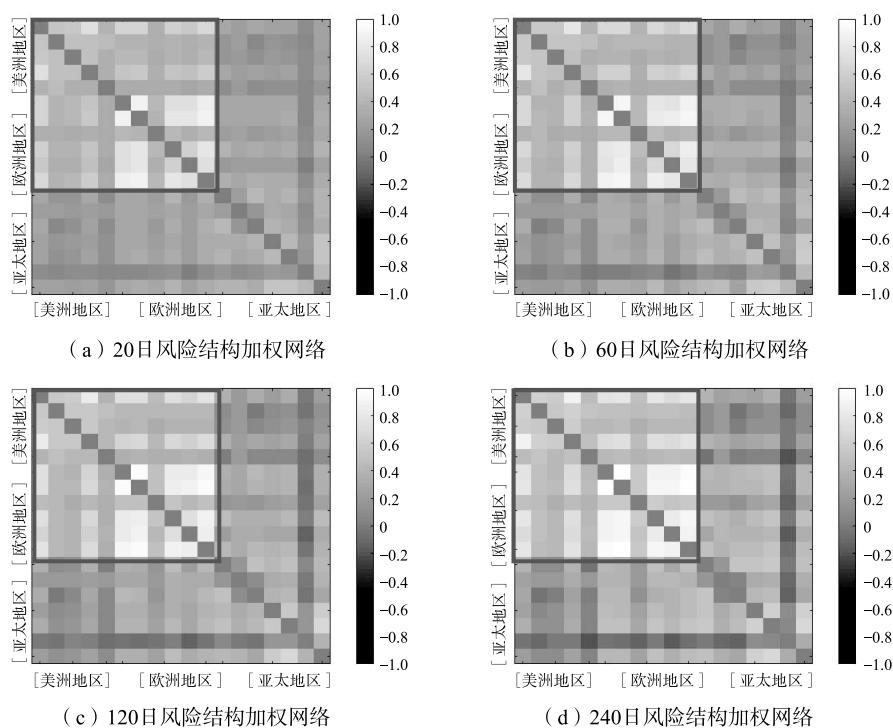


图 1 风险结构关联网络的总体分析

注: (1) 由左到右分别对应美国、巴西、墨西哥、加拿大、阿根廷、德国、法国、俄罗斯、英国、西班牙、荷兰、澳大利亚、印度、日本、韩国、新加坡、中国内地、中国香港的股票市场。(2) 加框部分为该图中的主要风险联动区域。(3) 方格中灰色越浅表明对应市场间的风险共振越为强烈, 越深表明对应市场间的风险分散越为强烈。(4) 图 4、图 5、图 7、图 10 类似, 不再赘述。

（二）风险结构关联网络的动态演变

为了深入刻画风险结构关联网络的演变过程，本文分别基于正负加权关联，在图2中考察了加权网络的密度。图2表明，在2011年8月5日美国失去AAA信用评级以及2016年6月23日英国脱欧公投等外部冲击下，全球系统性风险出现了显著上升。而美国的经济政策也对全球金融稳定造成重要影响。2013年6月20日美联储主席伯南克声称将削减或退出量化宽松政策，以及2018年9月24日美国对中国输美商品加征关税等事件均引发了全球风险结构的高度共振。以上事实清楚地表明，随着全球经济一体化进程的不断推进，针对单个市场或区域的外部冲击更容易迅速传染至世界各地的金融市场，对全球金融体系产生显著影响。

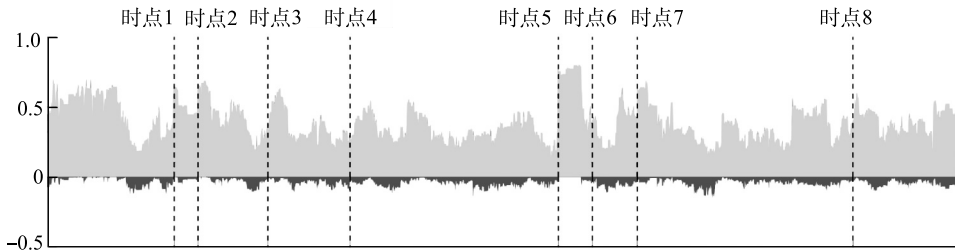


图2 风险结构关联网络密度的动态分析

注：（1）图中浅灰区域代表正向关联的网络密度演变，深灰区域代表负向关联的网络密度演变，估计窗口为60个交易日。（2）样本区间：2010年1月5日—2019年11月4日。（3）时点1：美国失去AAA信用评级，2011年8月5日；时点2：欧债危机蔓延，意大利10年期国债利率超7%，2011年11月8日；时点3：欧央行考虑购买政府债券，欧美股市全面上涨，2012年8月3日；时点4：伯南克表示将在2014年年中退出量化宽松，2013年6月20日；时点5：全球“8·24”重大股灾，2015年8月24日；时点6：A股发生熔断，2016年1月4日；时点7：英国脱欧公投，2016年6月23日；时点8：美国开始向中国加征关税，2018年9月24日。（3）图3中各时点对应事件与图2一致，不再赘述。

在上述对风险关联网络演变进行分析的基础上，本文进一步考察了典型市场在冲击下的相应联动。具体而言，我们分别选取美国、英国以及中国内地作为美洲、欧洲以及亚太区域的代表市场，深入探讨其在冲击前后的相对度中心性变化。图3显示，在2011年8月5日美国失去AAA信用评级、2013年6月20日美国声称将退出量化宽松、2015年“8·24”全球股灾以及2018年美国对中国部分商品加收关税等时点，美国、英国以及中国内地市场与其他市场间的风险共振强度均出现显著上升。

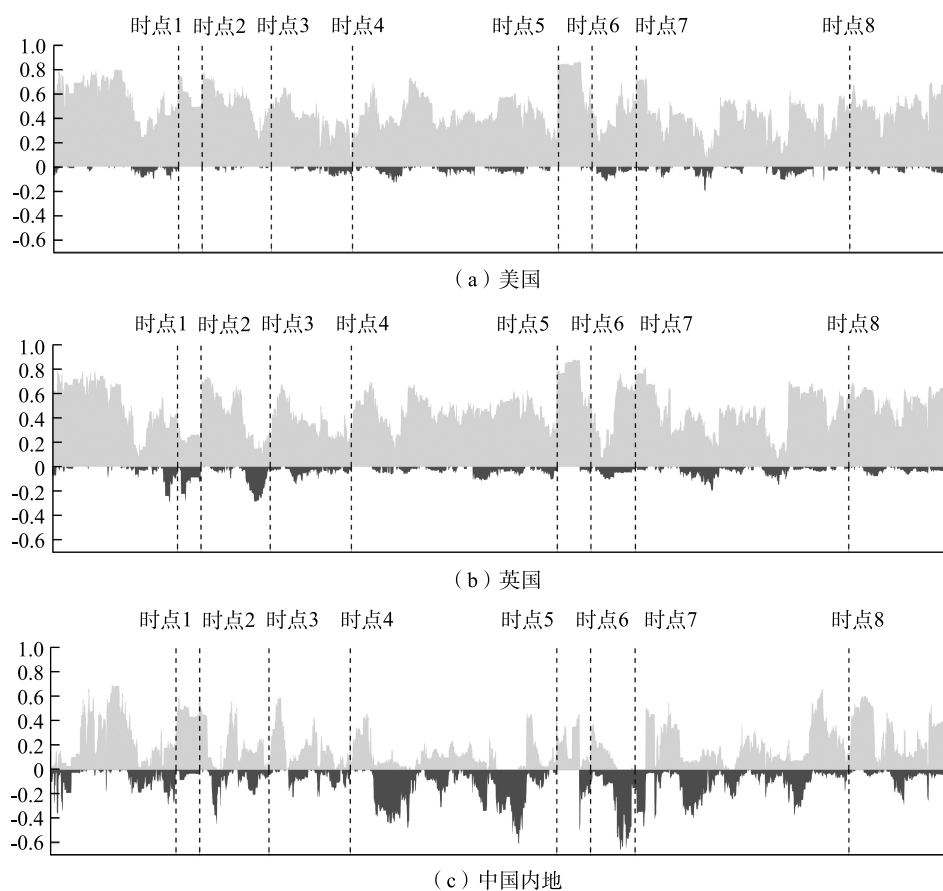


图3 典型市场的风险结构关联分析

注：图中浅灰区域与深灰区域分别代表各市场的正向与负向加权相对度中心性，估计窗口为60个交易日。

此外，本文根据2010—2018年间的日度数据重新计算风险结构向量，并构建风险结构关联的年度网络，以考察不同时期内各股票市场之间的风险结构动态演变，结果如图4。图4显示，各股票市场的风险结构关联存在明显的时变特征，在外部冲击期间出现了显著提升，如2010年欧债危机、2016年英国脱欧以及2018年特朗普宣布对华征税以来，全球风险传染程度明显加剧。同时图4还表明，各市场的风险结构关联具有明显的区域性特征。其中，欧美市场内部始终存在稳定而广泛的风险共振关系。而在国际金融市场受到冲击时，欧美市场与亚太市场间易出现广泛的风险联动。

(三) 基于美国“退出量化宽松”的全球风险关联网络的影响分析

在此基础上，我们进一步围绕不同的尾部事件考察市场间的风险关联，以更好地判别冲击期间全球的风险传导。2013年6月20日，时任美联储主席

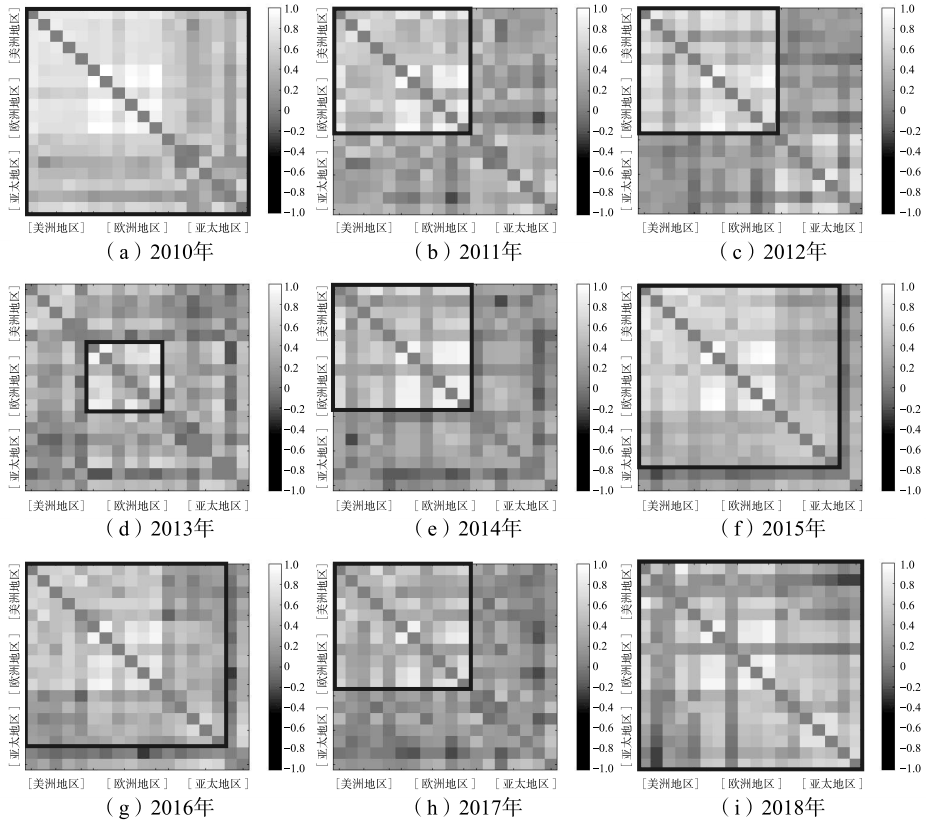


图 4 全球风险结构关联矩阵的动态分析

的伯南克表示，美联储可能于次年退出量化宽松。这一言论引发市场恐慌，当日美国标普 500 指数与欧洲 STOXX600 指数双双创下 2011 年 12 月以来最大跌幅。有鉴于此，本文分别计算了伯南克发布声明前后一周内全球股市关联网络发生的变化，剖析美国退出量化宽松对全球股市关联的冲击影响。

我们在图 5 中展示了美国退出量化宽松前后，全球风险结构加权网络的可视化结果。¹图 5 显示，美联储的退出量化宽松声明引发了国际风险结构关联的突变。在伯南克发布声明的前一周内，风险共振主要出现在美洲内部以及欧亚市场内部。而随着 6 月 20 日美联储宣布将退出量化宽松，国际风险关联迅速上升，全球金融稳定受到剧烈冲击。其中中亚市场与其他国家间的关联显著加剧，易受外部冲击影响出现剧烈波动。在发布声明一周后，全球风险联动仍处于较高水平，国际金融体系仍面临着较高的共振风险。

¹ 由于篇幅限制，该部分仅展示网络的可视化结果，感兴趣的读者可向作者索取网络的具体数值。

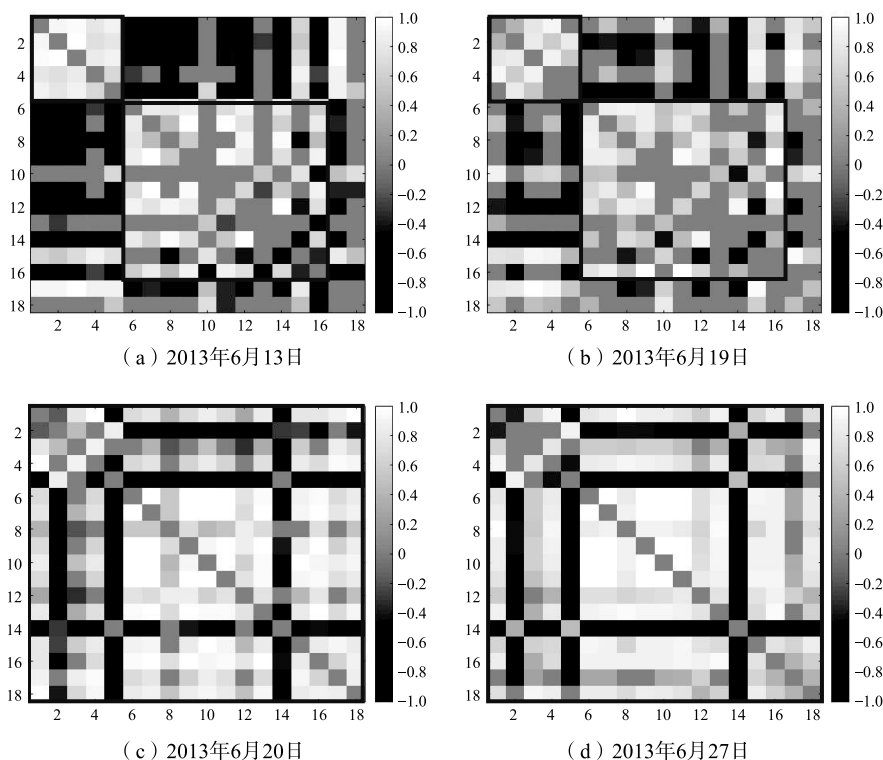


图5 全球风险结构的关联分析(基于“美国退出量化宽松”事件)

在此基础上,我们对风险结构加权网络根据区域进行汇总并计算净加权关联密度,结果列于表5。表5显示,美国退出量化宽松大幅提升了亚欧市场所面临的金融风险。在冲击发生后的一天内,亚太与欧洲市场内部的关联密度均显著上升,分别由0.05与0.58上升至0.36与0.83。而亚欧之间的关联密度则由0.28上升至0.62,这一事件严重冲击了亚欧市场的金融稳定。

表5 风险结构关联网络的区域密度分析(基于“美国退出量化宽松”事件)

Panel A: 2013年6月19日				Panel B: 2013年6月20日			
区域	美洲	欧洲	亚太	区域	美洲	欧洲	亚太
美洲	0.58	-0.17	0.02	美洲	0.26	-0.03	0.00
欧洲	-0.17	0.58	0.28	欧洲	-0.03	0.83	0.62
亚太	0.02	0.28	0.05	亚太	0.00	0.62	0.36

我们在表6中计算了冲击前后的网络差值,直观地刻画了美国退出量化宽松后全球风险结构关联发生的变动。结果显示,英国、法国等欧洲市场(净加权相对度中心性上升0.33与0.28)以及印度、中国香港、新加坡等亚太市场(净加权相对度中心性上升0.49、0.34和0.31)均受到了较大冲击。

值得注意的是，中国内地与中国香港间的关联程度在冲击期间上升了 0.36，这意味着中国香港市场在承受外部冲击的同时，还可能进一步将风险传导至内地市场。

表 6 风险结构关联变动分析（基于“美国退出量化宽松”事件）

市场	美国	加拿大	德国	法国	俄罗斯	英国	印度	日本	韩国	新加坡	中国内地	中国香港	...
美国	0.00	0.07	0.72	0.28	0.39	0.72	0.48	-0.08	0.04	0.79	0.08	0.44	...
加拿大	0.07	0.00	0.66	0.28	0.00	0.63	0.74	-0.08	-0.07	0.69	0.03	0.55	...
德国	0.72	0.66	0.00	0.13	-0.35	0.14	0.96	-1.03	0.91	0.19	0.71	0.45	...
法国	0.28	0.28	0.13	0.00	-0.06	0.11	0.98	-0.60	0.93	0.08	0.78	0.90	...
俄罗斯	0.39	0.00	-0.35	-0.06	0.00	0.03	0.28	-0.71	0.39	0.19	0.52	0.53	...
英国	0.72	0.63	0.14	0.11	0.03	0.00	0.98	-0.97	0.82	0.01	0.98	0.85	...
印度	0.48	0.74	0.96	0.98	0.28	0.98	0.00	-0.48	0.84	1.00	0.70	0.92	...
日本	-0.08	-0.08	-1.03	-0.60	-0.71	-0.97	-0.48	0.00	-0.06	-0.85	-0.04	-0.69	...
韩国	0.04	-0.07	0.91	0.93	0.39	0.82	0.84	-0.06	0.00	0.82	-0.02	0.23	...
新加坡	0.79	0.69	0.19	0.08	0.19	0.01	1.00	-0.85	0.82	0.00	0.65	0.90	...
中国内地	0.08	0.03	0.71	0.78	0.52	0.98	0.70	-0.04	-0.02	0.65	0.00	0.36	...
中国香港	0.44	0.55	0.45	0.90	0.53	0.85	0.92	-0.69	0.23	0.90	0.36	0.00	...
...
平均变动	0.24	0.22	0.25	0.28	0.11	0.33	0.49	-0.38	0.28	0.31	0.27	0.34	...

与此同时，我们也对美国声称退出量化宽松前后，全球风险结构的层次关系进行对比，结果见图 6。其中，我们用实线连接风险结构高度接近、更容易出现共振的各个市场，代表全球风险结构网络的核心部分。而以虚线连接在风险结构层面与网络核心部分存在较大差异的外围节点。图 6 (a) 显示，美国退出量化宽松前，全球风险结构网络的核心部分大多为欧洲市场以及亚太地区新兴市场。此外，图 6 (b) 表明，随着冲击爆发，美国、墨西哥以及印度开始由外围节点转变为核心节点。

（四）基于中国“熔断机制”的全球风险关联网络的影响分析

2016 年 1 月 4 日，沪深 300 指数两次触发熔断机制，当日沪深 300 指数跌幅 6.98%。欧美股市同样面临大幅跳水。对此，本文分析了“熔断机制”出台前后一周间全球风险结构加权网络的动态变化，结果如图 7。图 7 显示，在“熔断机制”出台前一周，各市场风险结构相对稳定。随着 2016 年 1 月 4 日“熔断机制”出台，亚太区域内的风险关联显著加剧，而欧美市场未受明显冲击。与此同时，当日国内我国与亚太市场间关联出现显著提升，出现广泛

的风险联动现象。而在“熔断机制”出台后的一周内，亚太市场始终存在高度的风险联动。

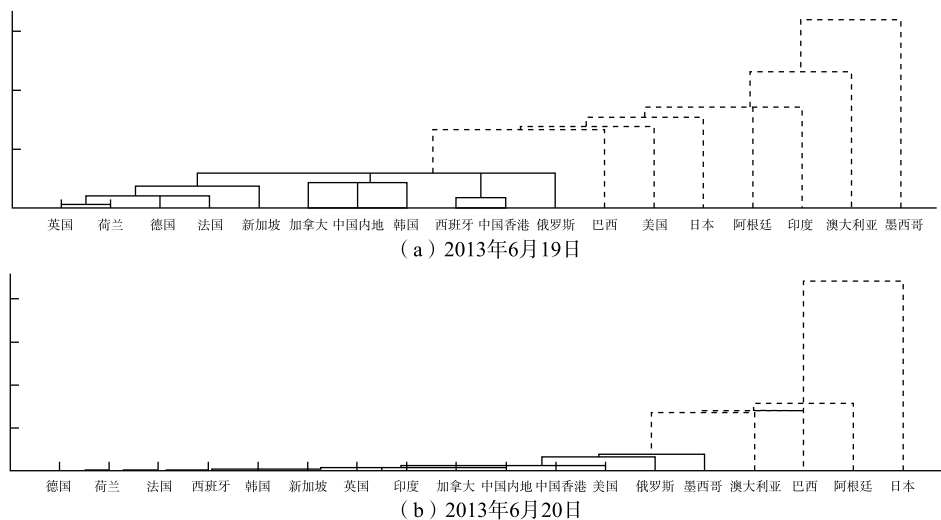


图6 全球风险结构的聚类分析(基于“美国退出量化宽松”事件)

注:(1)实线代表风险结构网络的核心部分,虚线代表风险结构网络的外围部分。连接处的纵轴值表示新连接的两类市场间的距离,距离越小则表明两类市场的风险结构越接近,更易出现风险共振现象,距离越大则表示两类市场之间存在较强的风险结构异质性。(2)图9与图11类似,不再赘述。

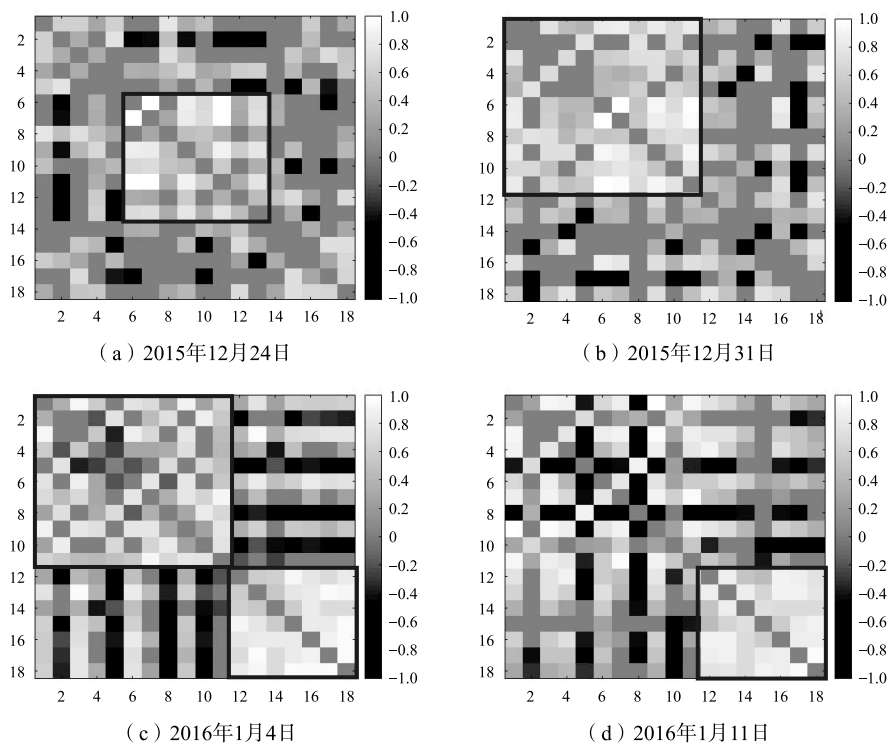


图7 全球风险结构的关联分析(基于“熔断机制”事件)

此外，我们在图 8 中分别展示了“熔断”前后的全球风险结构关联网络。分析结果显示，熔断事件主要加剧了亚太区域内部的风险联动。其中，图 8(a) 表明，“熔断”事件前，欧美发达国家如美、德、法、英等均与国际市场保持广泛的共振关系。而随着熔断影响的加剧，图 8 (b) 显示，新增的风险传染大部分仅出现在亚太市场之间，这意味着“熔断”事件主要加剧了亚太地区内部的金融脆弱性。

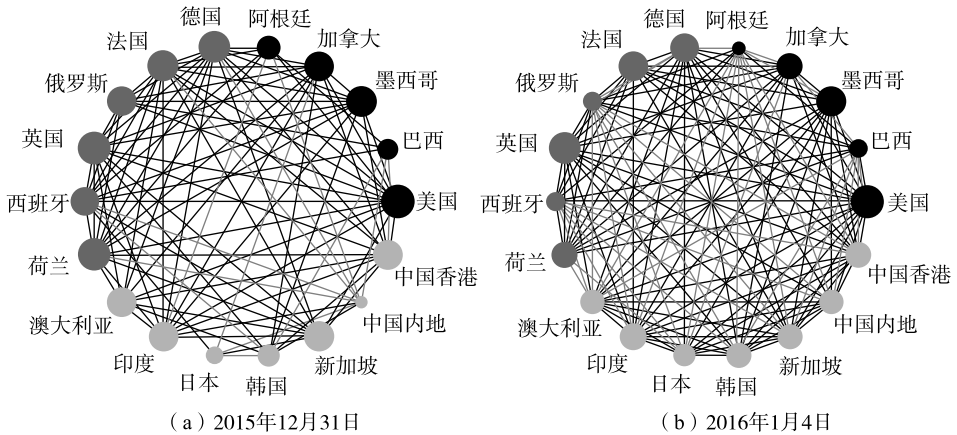


图 8 全球风险结构的网络分析（基于“熔断机制”事件）

注：(1) 浅灰连接表示负向关联，深灰连接表示存在正向关联。深灰、中灰与浅灰节点分别代表美洲、欧洲以及亚太市场，节点越大，代表该市场在全球风险结构关联网络中的净关联度越大。

表 7 计算了熔断机制出台后，全球风险结构关联的具体变化。结果显示，“熔断”事件后我国与除俄罗斯外其他市场的共振强度均出现了不同程度的上升。其中与中国内地市场关联程度提升较高的主要为德国、日本、新加坡以及中国香港，关联度分别上升 1.25、1.15、0.89 与 0.96。

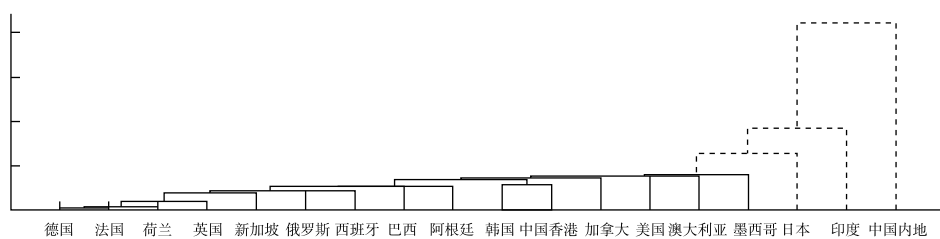
表 7 风险结构关联变动分析（基于“熔断机制”事件）

市场	美国	加拿大	德国	法国	俄罗斯	英国	印度	日本	韩国	新加坡	中国内地	中国香港	...
美国	0.00	0.12	-0.07	-0.14	-0.29	0.07	0.21	0.27	0.60	-0.17	0.56	0.05	...
加拿大	0.12	0.00	-0.14	-0.06	-0.10	-0.01	-0.04	0.06	-0.26	0.00	0.00	-0.46	...
德国	-0.07	-0.14	0.00	-0.17	-0.70	-0.12	0.43	0.47	0.62	-0.01	1.25	0.23	...
法国	-0.14	-0.06	-0.17	0.00	-0.20	-0.06	0.02	0.00	0.00	-0.41	0.49	-0.15	...
俄罗斯	-0.29	-0.10	-0.70	-0.20	0.00	-0.33	-0.36	-0.67	-0.47	-0.58	-0.62	-0.57	...
英国	0.07	-0.01	-0.12	-0.06	-0.33	0.00	0.12	0.00	0.21	-0.20	0.40	-0.20	...
印度	0.21	-0.04	0.43	0.02	-0.36	0.12	0.00	0.54	0.80	0.43	0.60	0.41	...
日本	0.27	0.06	0.47	0.00	-0.67	0.00	0.54	0.00	1.04	0.39	1.15	0.70	...
韩国	0.60	-0.26	0.62	0.00	-0.47	0.21	0.80	1.04	0.00	0.84	0.41	0.17	...

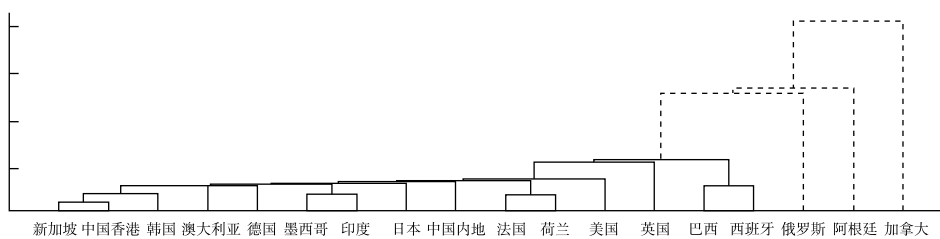
(续表)

市场	美国	加拿大	德国	法国	俄罗斯	英国	印度	日本	韩国	新加坡	中国内地	中国香港	...
新加坡	-0.17	0.00	-0.01	-0.41	-0.58	-0.20	0.43	0.39	0.84	0.00	0.89	0.29	...
中国内地	0.56	0.00	1.25	0.49	-0.62	0.40	0.60	1.15	0.41	0.89	0.00	0.96	...
中国香港	0.05	-0.46	0.23	-0.15	-0.57	-0.20	0.41	0.70	0.17	0.29	0.96	0.00	...
...
平均变动	0.04	-0.11	0.02	-0.07	-0.37	-0.05	0.18	0.22	0.24	0.01	0.51	0.02	...

图 9 展示了 2015 年 12 月 31 日与 2016 年 1 月 4 日间, 全球风险结构相似度的层次聚类结果。结果表明, 冲击主要加剧了亚太市场与其他国家间的风险联动。其中图 9 (a) 显示, “熔断”事件前, 全球风险结构网络的核心主要为欧美市场。而随着“熔断”出台, 图 9 (b) 表明, 原属于外围节点的三个亚太市场日本、印度以及中国内地均进入了网络的核心部分。



(a) 2015年12月31日



(b) 2016年1月4日

图 9 全球风险结构的聚类分析 (基于“熔断机制”事件)

(五) 中美贸易摩擦对全球风险关联网络的影响分析

2018 年 9 月 18 日, 美国总统特朗普宣布, 将自 2018 年 9 月 24 日开始, 对我国实施严厉的贸易制裁, 对出口到美国共 2 000 亿美元的中国商品加征 10% 关税, 中美贸易摩擦进入白热化阶段。因此本文分别对 2018 年 9 月 25 日美国征收关税前后全球股市关联发生的变化展开讨论, 以研究中美贸易摩擦这一外部冲击引发的全球股市风险关联变动。

图 10 中分别展示了美国征收关税一周前、当日、两周后以及三周后, 全球风险结构的动态演变。结果显示, 随着贸易摩擦逐渐白热化, 2018 年 10 月

10 日内各市场与境外市场的平均关联度均显著上升，关联程度远高于美国退出量化宽松后以及“熔断”后，世界经济体系面临极高的传染风险。在美国征收关税三周后，世界范围内的风险关联开始消退，但不同区域之间仍存在一定的风险联动。

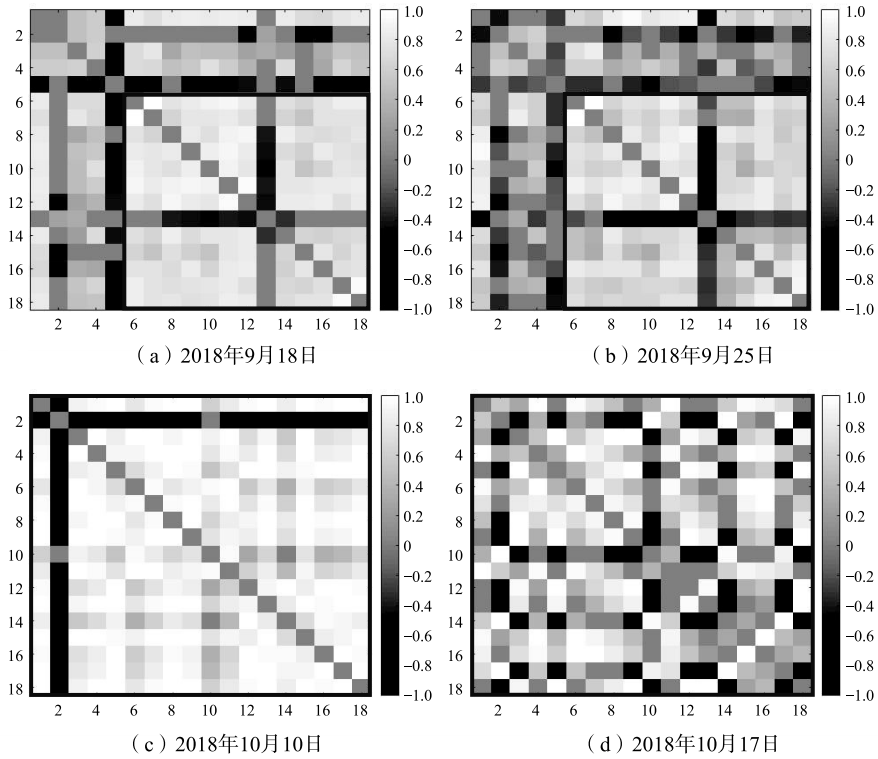


图 10 全球风险结构的关联分析（基于中美贸易摩擦事件）

表 8 根据区域汇总并计算关联密度，刻画了中美贸易摩擦前后全球各区域间的风险结构关联。分析结果显示，中美贸易摩擦显著加剧了欧亚之间的风险传染。与征收关税前相比，征税后的亚欧市场内部同时出现了高度风险共振，内部关联密度分别达到 0.90 与 0.93，显著高于美国退出量化宽松后的 0.83 与 0.36。与此同时，亚欧之间的关联密度也由 0.50 上升至 0.75，亚欧间的风险同质化程度进一步提升。

表 8 风险结构关联网络的区域分析（基于中美贸易摩擦事件）

Panel A: 2018 年 9 月 25 日				Panel B: 2018 年 10 月 10 日			
区域	美洲	欧洲	亚太	区域	美洲	欧洲	亚太
美洲	0.05	0.25	0.03	美洲	0.18	0.56	0.53
欧洲	0.25	0.76	0.50	欧洲	0.56	0.90	0.75
亚太	0.03	0.50	0.35	亚太	0.53	0.75	0.93

与此同时,我们还对中美贸易摩擦期间全球风险结构变动进行分析,结果列于表 9。表 9 显示,在美国征收关税的两周内,全球市场之间爆发出广泛的风险关联,各国与全球间的平均关联均出现不同程度的上升,其中中国内地市场和香港市场与其他市场的平均关联分别上升 0.34 与 0.38,我国与其他国家间的风险同质化程度进一步加剧。

表 9 风险结构关联变动分析 (基于中美贸易摩擦事件)

市场	美国	加拿大	德国	法国	俄罗斯	英国	印度	日本	韩国	新加坡	中国内地	中国香港	...
美国	0.00	0.97	0.10	0.36	0.14	0.02	1.70	0.16	0.43	0.20	0.47	0.41	...
加拿大	0.97	0.00	0.31	0.40	0.66	0.58	1.29	0.16	1.16	0.86	0.48	0.97	...
德国	0.10	0.31	0.00	-0.02	0.18	0.13	1.05	-0.15	0.42	-0.25	-0.03	0.07	...
法国	0.36	0.40	-0.02	0.00	0.46	0.30	0.95	0.26	0.65	0.04	0.27	0.33	...
俄罗斯	0.14	0.66	0.18	0.46	0.00	0.17	1.68	-0.01	0.26	0.15	0.42	0.34	...
英国	0.02	0.58	0.13	0.30	0.17	0.00	1.62	0.13	0.55	0.09	0.29	0.35	...
印度	1.70	1.29	1.05	0.95	1.68	1.62	0.00	1.55	1.31	1.20	1.30	1.29	...
日本	0.16	0.16	-0.15	0.26	-0.01	0.13	1.55	0.00	0.28	0.50	0.60	0.45	...
韩国	0.43	1.16	0.42	0.65	0.26	0.55	1.31	0.28	0.00	0.12	0.46	0.27	...
新加坡	0.20	0.86	-0.25	0.04	0.15	0.09	1.20	0.50	0.12	0.00	0.23	0.07	...
中国内地	0.47	0.48	-0.03	0.27	0.42	0.29	1.30	0.60	0.46	0.23	0.00	0.04	...
中国香港	0.41	0.97	0.07	0.33	0.34	0.35	1.29	0.45	0.27	0.07	0.04	0.00	...
...
平均变动	0.37	0.55	0.15	0.30	0.34	0.31	1.17	0.24	0.48	0.23	0.34	0.38	

最后,我们还对 2018 年 9 月 25 日与 2018 年 10 月 10 日间,全球风险结构关联的层次关系进行对比,结果见图 11。图 11 (a) 显示,美对华征税前,除印度、巴西、阿根廷外,其他市场均处于共振网络的核心部分,彼此之间存在较为强烈的风险传染现象。而图 11 (b) 显示,随着美征收关税的影响逐步扩散,除巴西外的各市场均进入了共振网络的核心部分。因此,中美贸易摩擦期间,随着全球各市场间的联动关系的进一步加强,外部冲击易通过共振网络不断放大,从而对网络的核心区域造成严重危害。

四、结论与建议

首先,风险结构关联网络静态分析的结果表明,中国内地市场与境外市场间的风险关联以共振为主。中国内地市场与中国香港市场存在较强的风险共振关系。因此,中国香港作为国际金融中心和国际港口,可能成为境外风

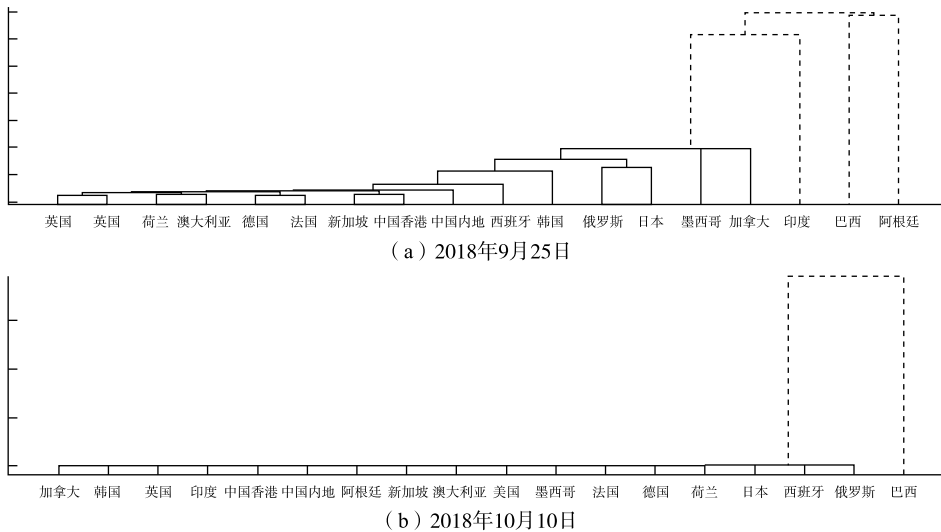


图 11 全球风险结构的聚类分析（基于中美贸易摩擦事件）

险冲击中国内地金融系统的“跳板”。此外，欧美发达市场位于风险结构关联网络的核心部分，与国际金融市场关系密切，而亚太新兴市场与其他国家市场间的关联程度则相对较弱，是风险结构关联网络的外围节点。分析结果还显示，美洲、欧洲以及亚太市场内部均保持较高的区域一体化水平，易出现同区域市场间的风险传染。与此同时，美洲与欧洲市场间风险结构同质化程度较为显著，存在明显的跨市场传染现象。

其次，基于风险网络动态演变的研究结果，我们可以发现，极端事件将在短时间内造成国际市场的广泛共振，针对单个市场的冲击可能在当日快速传导至全球各地区的金融市场。其中，美国退出量化宽松、中美贸易摩擦等外部风险冲击均导致我国金融市场与国际市场的风险共振力度显著加强。此外，各市场间的风险结构关联存在明显的时变特征以及区域性特征，例如亚太与欧美市场的关联程度在冲击期间大幅提高。

最后，我们结合美国退出量化宽松、中国“熔断机制”出台与中美贸易摩擦三个冲击，探讨极端事件对全球风险结构关联网络的具体影响。结果表明，美国退出量化宽松对亚欧市场产生了剧烈冲击，而“熔断机制”的冲击影响则主要集中于亚太市场内部。此外，中美贸易摩擦期间，美国的贸易保护政策在全球引发了大范围的高强度风险共振，中国内地市场与境外市场的共振关系也出现了显著提升。

与此同时，层次聚类结果表明，外部冲击还将导致风险结构关联网络中核心节点以及外围节点间的相互转变，导致全球风险传染的主要范围发生显著变化。其中美国退出量化宽松后，美国、墨西哥以及印度等市场均进入风险关联网络的核心区域，而“熔断机制”则促使亚太地区的中国内地、印度

以及日本进入风险关联网络的主干部分。与此同时,由于美国在全球经贸往来中处于重要地位,中美贸易摩擦使得除巴西外的全球市场均进入核心共振区。以上结果体现出区域因素以及经贸关系在全球风险共振网络中的重要作用。

基于以上结论,本文得出以下几点启示:

第一,重点防范来自其他亚太市场的输入性风险。研究表明,亚太市场的区域一体化程度较高,亚太区域的其他金融市场可能对我国造成显著冲击。而随着当前粤港澳大湾区建设的不断推进,中国内地市场与中国香港市场之间的关联日益紧密,未来中国香港市场的震荡可能对中国内地市场造成较大的负面影响。因此,应当注意其他亚太市场对我国金融系统的外溢冲击,未雨绸缪地防控系统性、区域性风险。其中,我们应对中国香港市场进行重点监测,避免境外风险经由中国香港市场冲击内地,引发内地市场剧烈共振。

第二,密切关注美国等发达国家风险事件的外部冲击。根据风险网络动态演变的研究结果,针对单个市场的冲击可能在短时间内造成全球范围的风险传染。而美国与我国金融市场间存在明显的风险联动,美国退出量化宽松、中美贸易摩擦等事件更是显著提升了我国与境外市场的共振关系。因此,我们应当密切关注美国等国际主要市场的实时动态,防止国内金融市场因风险共振产生剧烈波动。

第三,实时识别风险共振网络的核心部分。分析表明,针对单个市场的外部冲击将使得共振网络的核心部分出现高度联动,而核心节点与外围节点在不同风险事件中易出现相互转变,使得全球共振的主要范围发生显著的实时变化。因此,随着人民币国际化和资本流动自由化进程日益加速,在单个金融市场大幅波动后,我们必须持续性地对全球共振网络进行实时监测,从而及时研判国际金融形势、预防潜在风险诱发市场共振暴跌。

参考文献

- [1] Adrian, T., and M. K. Brunnermeier, "CoVaR", *The American Economic Review*, 2016, 106 (7), 1705-1741.
- [2] Bekaert, G., M. Ehrmann, M. Fratzscher, and A. Mehl, "The Global Crisis and Equity Market Contagion", *The Journal of Finance*, 2014, 69 (6), 2597-2649.
- [3] Benoit, S., J. E. Colliard, C. Hurlin, and C. Pérignon, "Where the Risks Lie: A Survey on Systemic Risk", *Review of Finance*, 2017, 21 (1), 109-152.
- [4] Bessler, D. A., and J. Yang, "The Structure of Interdependence in International Stock Markets", *Journal of International Money and Finance*, 2003, 22 (2), 261-287.
- [5] Billio, M., M. Getmansky, A. W. Lo, and L. Pelizzon, "Econometric Measures of Connectedness and Systemic Risk in the Finance and Insurance Sectors", *Journal of Financial Economics*, 2012, 104 (3), 535-559.

- [6] Brunetti, C., J. H. Harris, S. Mankad, and G. Michailidis, "Interconnectedness in the Interbank Market", *Journal of Financial Economics*, 2019, 133 (2), 520-538.
- [7] Chen, C. Y. H., W. K. Härdle, and Y. Okhrin, "Tail Event Driven Networks of SIFIs", *Journal of Econometrics*, 2019, 208 (1), 282-298.
- [8] Chuliá, H., R. Gupta, J. M. Uribe, and M. E. Wohar, "Impact of US Uncertainties on Emerging and Mature Markets: Evidence from a Quantile-Vector Autoregressive Approach", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2017, 48, 178-191.
- [9] Dhaene, J., D. Linders, W. Schoutens, and D. Vyncke, "The Herd Behavior Index: A New Measure for the Implied Degree of Co-movement in Stock Markets", *Insurance: Mathematics and Economics*, 2012, 50 (3), 357-370.
- [10] Diebold, F. X., and K. Yılmaz, "On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms", *Journal of Econometrics*, 2014, 182 (1), 119-134.
- [11] Dungey, M., T. J. Flavin, and D. Lagoa-Varela, "Are Banking Shocks Contagious? Evidence from the Eurozone", *Journal of Banking and Finance*, 2020, 112, 105386.
- [12] Dungey, M., J. Harvey, and V. Volkov, "The Changing International Network of Sovereign Debt and Financial Institutions", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2019, 60, 149-168.
- [13] el Alaoui, A. O., G. Dewandaru, S. A. Rosly, and M. Masih, "Linkages and Co-movement between International Stock Market Returns: Case of Dow Jones Islamic Dubai Financial Market Index", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2015, 36, 53-70.
- [14] 方意, "系统性风险的传染渠道与度量研究——兼论宏观审慎政策实施", 《管理世界》, 2016 年第 8 期, 第 32—57 页。
- [15] Forbes, K. J., and R. Rigobon, "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements", *The Journal of Finance*, 2002, 57 (5), 2223-2261.
- [16] Härdle, W. K., W. Wang, and L. Yu, "Tenet: Tail-event Driven Network Risk", *Journal of Econometrics*, 2016, 192 (2), 499-513.
- [17] Hautsch, N., J. Schaumburg, and M. Schienle, "Financial Network Systemic Risk Contributions", *Review of Finance*, 2014, 19 (2), 685-738.
- [18] Jach, A., "International Stock Market Comovement in Time and Scale Outlined with a Thick Pen", *Journal of Empirical Finance*, 2017, 43, 115-129.
- [19] León, C., G. Y. Kim, C. Martínez, and D. Lee, "Equity Markets' Clustering and the Global Financial Crisis", *Quantitative Finance*, 2017, 17 (12), 1905-1922.
- [20] 李政、梁琪、涂晓枫, "我国上市金融机构关联性研究——基于网络分析法", 《金融研究》, 2016 年第 8 期, 第 95—110 页。
- [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", 《经济研究》, 2015 年第 4 期, 第 150—164 页。
- [22] 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", 《世界经济》, 2011 年第 11 期, 第 145—159 页。
- [23] Mantegna, R. N., "Hierarchical Structure in Financial Markets", *The European Physical Journal B-Condensed Matter and Complex Systems*, 1999, 11 (1), 193-197.
- [24] Mylonidis, N., and C. Kollias, "Dynamic European Stock Market Convergence: Evidence from Rolling Cointegration Analysis in the First Euro-Decade", *Journal of Banking and Finance*, 2010, 34 (9), 2056-2064.
- [25] Shen, Y., "International Risk Transmission of Stock Market Movements", *Economic Modelling*,

- 2018, 69, 220-236.
- [26] Spelta, A., and T. Araújo, "The Topology of Cross-border Exposures: Beyond the Minimal Spanning Tree Approach", *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 2012, 391 (22), 5572-5583.
- [27] Wang, G. J., C. Xie, K. He, and H. E. Stanley, "Extreme Risk Spillover Network: Application to Financial Institutions", *Quantitative Finance*, 2017, 17 (9), 1417-1433.
- [28] White, H., T. H. Kim, and S. Manganelli, "VAR for VaR: Measuring Tail Dependence Using Multivariate Regression Quantiles", *Journal of Econometrics*, 2015, 187 (1), 169-188.
- [29] Yang, Z., and Y. Zhou, "Quantitative Easing and Volatility Spillovers across Countries and Asset Classes", *Management Science*, 2017, 63 (2), 333-354.
- [30] 杨子晖、陈雨恬、陈里璇, "极端金融风险的有效测度与非线性传染", 《经济研究》, 2019年第5期, 第63—80页。
- [31] 杨子晖、周颖刚, "全球系统性金融风险溢出与外部冲击", 《中国社会科学》, 2018年第12期, 第69—90页。
- [32] 周颖刚、程欣、王艺明, "为什么人民币越来越重要呢? ——基于网络分析方法的汇率证据", 《管理科学学报》, 2019年第9期, 第12—38页。

Risk Co-movement or Risk Diversification? —Research on Connectedness of Risk Profile under Tail Events

ZIHUI YANG* PINGMIAO ZHANG YUTIAN CHEN
(Sun Yat-sen University)

Abstract We conduct a study on the stock markets of 18 major countries and regions. Based on the newly developed asymmetric breakpoint method, we distinguish the risk co-movement and risk diversification relationship, and investigate the risk contagion among stock markets under extreme events. Then, we further analyze the dynamic evolution of risk co-movement and risk diversification relationship from the changes of network density, node connection and risk profile. Finally, we use hierarchical clustering method to investigate the impact of external shocks on the hierarchy structure of the risk network. It will help us to improve macro-prudential management and prevent international importation risk.

Keywords systemic financial risk, tail event, risk profile

JEL Classification C38, G15, G32

* Corresponding Author: Zihui Yang, Lingnan College, Advanced Institute of Finance, Sun Yat-sen University, Guangzhou, Guangdong 510275, China; Tel: 86-20-84110625; E-mail: yangzhui@mail.sysu.edu.cn.