

资本市场系统性风险监测及风险跨市场溢出研究

——基于金融压力指数视角

张宗新¹ 黄梓健²

(1.复旦大学金融研究院, 上海 200433; 2.复旦大学经济学院, 上海 200433)

摘要: 本文从股票、债券、衍生品、外汇四个市场选取指标构建资本市场压力指数, 对中国资本市场系统性风险进行动态测度; 在此基础上, 从时域和频域视角考察风险在四个子市场间的溢出效应。研究结果表明: 本文构建的资本市场压力指数能够准确识别样本区间内的重大风险事件; 极端冲击将导致风险溢出水平上升, 各子市场在风险传递中的作用具有差异性和时变性; 根据风险溢出的大小、方向和长短期结构, 能够对风险动态演化过程及驱动因素进行有效判别。本文的研究对完善资本市场风险动态监测体系具有重要价值。

关键词: 系统性风险; 资本市场压力指数; 跨市场风险溢出; 时域和频域

Abstract: This paper constructs a capital market financial stress index by selecting indicators from four markets, including the stock market, bond market, derivative market, and foreign exchange market to measure systemic risks in China's capital market dynamically. On this basis, we investigate the cross-market risk spillover effect among the four sub-markets from both time domain and frequency domain perspectives. The research results are summarized as follows. (1) The capital market stress index constructed in this paper can accurately identify major risk events within the sample period. (2) Extreme shocks lead to an increase in risk spillover levels, and the roles played by each sub-market in risk spillover are different and time-varying. (3) Based on the magnitude, direction, and short-term and long-term structure of risk spillover, we can effectively identify the dynamic evolution process and driving factors of systemic risks. The research has important value for improving the dynamic monitoring system of capital market risks.

Key words: systemic risks, capital market financial stress index, cross-market risk spillover, time domain and frequency domain

作者简介: 张宗新, 经济学博士, 复旦大学金融研究院教授、博士生导师, 研究方向: 金融市场。黄梓健(通讯作者), 复旦大学经济学院博士生, 研究方向: 金融市场。

中图分类号: F832.5 **文献标识码:** A

一、引言

增强资本市场韧性与稳定性, 提高金融风险防控能力, 是推动资本市场高质量发展, 从而更好地服务实体经济的必然要求。新冠疫情之后, 中国经济回升的基础不稳固, 面临的风险隐患仍然较多, 社会对经济增长的预期偏弱, 一定程度影响资本市场运行状况。此外, 俄乌冲突、美联储加息以及中美大国博弈等外部冲击也对我国资本市场造成负面影响。在内外多重因素的共同作用下, 中国资本市场平稳运行面临较大压力, 守住不发生系统性风险底线任务重大。与此同时, 伴随着近年

来市场间资金流动规模不断增大, 信息传递机制逐步完善, 资本市场内部各子市场联动效应显著增强, 单个市场发生的风险可能通过市场关联传染放大并最终影响整个资本市场, 这对防范系统性金融风险、维护资本市场稳定提出更大的挑战。在此背景下, 2024年《政府工作报告》提出“增强资本市场内在稳定性”, 国务院第10号文件指出推动资本市场高质量发展“必须全面加强监管、有效防范化解风险, 稳为基调、严字当头”, 强调了维护资本市场稳定的重要意义。针对资本市场风险日益增强的突发性、隐蔽性、传染性特征, 必须建立科学有效的系统性风险动态监测体系, 实时测度资本市场风险水

平、识别资本市场风险状态、明确风险交叉传染路径，做到“早识别、早预警、早暴露、早处置”，避免个别风险演变为系统性金融风险，最大限度保障资本市场稳定性，维护国家金融安全。

国内外学术界对系统性金融风险的监测手段主要有两类。一是在险价值(VaR)方法。该方法从系统重要性金融机构的角度出发，基于单个机构与整个金融体系损失的关联性测算系统性金融风险，如Adrian and Brunnermeier (2016)构造条件在险价值(CoVaR)指标描述单个金融机构陷入困境对整个金融体系的风险溢出，Acharya et al. (2017)估算各金融机构在遭受给定外生冲击时的预期损失(systemic expected shortfall, SES)，Brownlees and Engle(2017)在SES的基础上构造SRISK指标描述股价下跌一定幅度时各金融机构预期损失并加总得到系统性金融风险。二是由Illing and Liu(2006)提出的金融压力指数(financial stress index, FSI)。该方法从金融市场微观主体行为的角度出发，从金融体系中各市场选取能够反映信息不对称加剧、预期不确定性提高、对低风险资产的偏好增加等风险特征的指标(Hakkio and Keeton, 2009)，并将这些指标合成指数以测度系统性风险水平。在上述两类方法中，在险价值法需要利用金融机构的资产负债数据，因此对系统性风险的监测频率较低，难以适应金融风险的突发性特征；同时，该方法一般针对银行部门，忽视了对股票、债券等其他金融市场风险状况的考察，因此对系统性风险的评估并不全面。相较而言，金融压力指数法能够涵盖金融体系不同部分的信息，且数据频率最高可以达到日频，因此可以实现对系统性金融风险的全面及时监测。鉴于金融压力指数法的优势，该方法被中国人民银行(李敏波和梁爽，2021)、国际货币基金组织(Cardarelli et al., 2011)、美国克利夫兰联储(Oet et al., 2012)等国内外监管机构用于对系统性金融风险的动态监测。

尽管国内外众多文献基于金融压力指数法对系统性金融风险进行测度，且构建的指数均能一定程度识别重大金融风险事件，但仍存在以下几点不足。第一，现有研究对于金融压力指数的组成部分尚无统一标准，所选指标广泛涉及股票市场、债券市场、货币市场、衍生品市场、外汇市场、房地产市场、银行部门、实体经济等，指标选择标准的科学性值得商榷。第二，现有

研究对系统性金融风险的监测往往忽视了对风险跨市场联动特征的分析。尽管风险跨市场溢出效应受到学者广泛关注(宫晓莉和熊熊，2020；周开国等，2021)，但相关研究大多基于对单一指标相关性的探讨，仅有李政等(2022)、张宗新和陈莹(2022)等少数研究从系统性金融风险视角对风险跨市场溢出进行探究。同时，鲜有文献将风险跨市场溢出与系统性风险监测相结合，通过考察风险溢出的水平和结构，推断风险可能的生成演化机制。第三，现有文献主要侧重对整个金融体系的风险监测，缺乏聚焦于中国资本市场系统性风险的动态监测方法。

针对上述不足，本文着眼于中国资本市场的复杂性特征，基于金融压力指数法，从以下三个层次对资本市场系统性风险进行监测：(1)从股票、债券、衍生品和外汇四个市场选取能够反映金融压力特征的指标，分别构建四个子市场的压力指数，并最终合成中国资本市场压力指数；(2)依据构建的资本市场压力指数，识别资本市场风险状态，并对风险事件进行研判；(3)采用DY溢出指数法(Diebold and Yilmaz, 2014)和BK溢出指数法(Baruník and Křehlík, 2018)，从时域和频域视角考察风险在四个子市场之间的短期、中期和长期溢出效应，从而解析资本市场风险的生成演化机制。

本文主要的边际贡献在于：第一，构建了日频的资本市场压力指数，实现对中国资本市场风险状况的动态测度；第二，从时域和频域视角探究风险在股票、债券、衍生品和外汇市场之间的溢出效应及其动态变化，丰富了金融风险跨市场溢出的实证研究；第三，构建了涵盖风险水平测度、风险状态识别、风险演化过程分析的系统性风险监测体系，实现对资本市场风险状况的全面评估。

二、中国资本市场压力指数的构建

(一)基础指标的选取

构建资本市场压力指数，要先确定指数中包含的子市场，并从这些市场中选取能够反映资本市场压力特征的指标。资本市场压力特征主要包括资产价格的不确定性增大、投资者行为的不确定性增大、信息不对称加剧、对高风险及低流动性资产的偏好下降等(Hakkio and Keeton, 2009)，因此所选指标一般与资产价格波动性、

投资者情绪和行为、信用风险和流动性风险相关(李政等, 2022)。在子市场选取方面, 部分文献将银行部门(张勇等, 2017)、货币市场(李敏波和梁爽, 2021)、房地产市场(张宗新和陈莹, 2022)等纳入指数中。该做法存在以下问题: 首先, 相关指标不能集中反映资本市场压力的特征, 即市场微观主体的心理及行为, 如货币市场利率指标通常反映货币政策松紧、银行流动性余缺及其风险溢价水平(于孝建, 2011), 房地产市场波动则与宏观经济、政府政策等多重因素有关(毛雅娟等, 2014); 其次, 房地产、银行部门数据频率较低, 且部分数据滞后, 不利于对风险的及时监测(李敏波和梁爽, 2021); 最后, 在总指数中纳入过多组分可能弱化其对个别市场极端风险事件的识别能力, 从而降低指数在风险监测上的实用性。鉴于上述原因, 本文结合中国资本市场特征以及过往风险事件, 从股票、债券、衍生品以及外汇四个市场选取能够及时反映资本市场风险状况的基础指标。

1. 股票市场指标

股票市场波动是对投资者预期及资产配置行为的集中反映, 金融压力水平与股价变化直接相关。监测股票市场风险, 主要关注价格波动及投资者风险偏好, 选取的指标包括: (1)股指下跌程度; (2)股指波动性; (3)投资者风险规避行为, 即投资者增加低风险资产持有比例的行为, 参照Hakkio and Keeton(2009)的研究, 采用股债收益率的负相关性度量; (4)资金净流出规模。

2. 债券市场指标

债券市场是利率形成的重要场所, 同时也是投资者规避风险的重要场所, 债券收益率及期限结构与投资者信心存在密切关联(张宗新和周聪, 2023)。监测债券市场风险, 主要关注利率波动性、期限利差和信用风险, 选取的指标包括: (1)国债收益率波动性; (2)负期限利差; (3)信用利差; (4)城投债利差。

3. 衍生品市场指标

衍生品市场具有重要的价格发现功能, 并且与现货市场价格存在双向影响关系。现有文献表明, 中国股指期货对现货市场具备一定的风险预警能力(林辉等, 2022), 而国债期货市场中的投机交易可能助长国债现货市场波动(张宗新和张秀秀, 2019)。因此, 引入衍生品市场风险指标, 能够捕捉投资者预期不确定性引发的期

表1 各指标计算方法

子市场	指标名称	计算方法
股票市场	股指下跌程度	沪深300指数在1年(242个交易日)内的最大跌幅, 即 $1 - x_{i,t} / \max_{t=0,1,\dots,242} \{x_{i,t}\}$
	股指波动性	沪深300指数日对数收益率的GARCH条件方差
	投资者风险规避行为	股债负相关性, 即沪深300指数日对数收益率与中证全债指数日对数收益率60个交易日相关系数减去484个交易日相关系数
	资金净流出规模	A股资金净流出金额/A股总市值
债券市场	国债收益率波动性	5年期国债到期收益率的GARCH条件方差
	负期限利差	10年期国债到期收益率-1年期国债到期收益率
	信用利差	5年期AA级公司债到期收益率-5年期国债到期收益率
衍生品市场	股指期货价格偏离度	沪深300指数期货近月合约价格-沪深300指数/沪深300指数
	股指期货价格波动性	沪深300指数期货近月合约价格日对数收益率的ARCH条件方差
	国债期货价格波动性	5年期国债期货合约价格日对数收益率的GARCH条件方差
外汇市场	人民币汇率贬值程度	美元兑人民币汇率中间价在1年(242个交易日)内的最大涨幅, 即 $x_{i,t} / \min_{t=0,1,\dots,242} \{x_{i,t}\} - 1$
	人民币汇率波动性	美元兑人民币汇率中间价的GARCH条件方差

注: (1)国债收益率时间序列为一阶单整, 因此在估计波动率前需取一阶差分; (2)数据来源于Choice数据库, 样本区间为2013年9月9日至2023年12月29日沪深两市交易日; (3)对于缺失数据, 价格类采用对数线性插值法补齐, 利率类采用线性插值法补齐。

现货价格异常波动。考虑到中国期权市场起步较晚、规模较小, 商品期货市场相对独立, 本文主要考虑股指期货和国债期货。监测衍生品市场风险, 主要关注期货价格偏离和波动, 选取的指标包括: (1)股指期货价格偏离度; (2)股指期货价格波动性; (3)国债期货价格波动性。

4. 外汇市场指标

外汇市场波动反映投资者对人民币的需求变化, 背后是国际投资者行为驱动的资金跨境流动, 这种资金流动将对资本市场运行产生显著影响(李宇浩和顾锋娟, 2013), 因此本文将外汇市场指标纳入资本市场压力指数之中。监测外汇市场风险, 主要关注人民币汇率变化, 选取的指标包括: (1)人民币汇率贬值程度; (2)人民币汇率波动性。

各指标计算方法如表1所示。

(二)子市场风险压力指数的构建

在从各子市场选取基础指标后, 需要对原始指标进行标准化处理, 随后构建四个子市场的压力指数。本文参考Holló et al.(2012)的做法, 采用累积分布函数转换法对指标进行标准化。该方法将原始指标根据其在样本中的排序映射到(0,1]区间上, 解决了新样本加入导致的重标度问题(李敏波和梁爽, 2021)。具体而言, 将观测值 $\{x_i\}_{i=1,2,\dots,T}$ 从小到大排序: $x^{[1]} < x^{[2]} < \dots < x^{[r]} < \dots < x^{[T]}$, 其中 r 表示观测值 x_i 在样本中的次序。原始指标经过转换后得到的新指标 z_i 为:

$$z_i = \frac{r}{T}, \text{ 当 } x_i = x^{[r]} \quad (1)$$

转换后的指标反映了观测值在样本期中的相对位置,数值越大说明该指标对应的风险压力越大。对各子市场经过转换后的指标取算术平均值得到子市场压力指数。图1展示了四个子市场压力指数的时间序列。

(三)合成资本市场压力指数

对四个子市场压力指数赋予权重并加总,可以得到资本市场压力指数。本文采用Holló et al.(2012)提出的系统性压力复合指数法(CISS)构建中国资本市场压力指数。该方法借鉴投资组合理论,考虑了各子市场的联动特征,在各子市场相关性较强时赋予更高权重,因此得到的总指数会在多个子市场压力同时增大时快速上升,以此反映系统性风险的全局性特征。具体而言,通过下式将四个子市场压力指数加总:

$$FSI_t = \sqrt{(w \cdot x_t) C_t (w \cdot x_t)^T} \quad (2)$$

其中 FSI_t 表示 t 时刻的资本市场压力指数; $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, x_{4t})$ 为四个子市场的压力指数; $w = (w_1, w_2, w_3, w_4)$

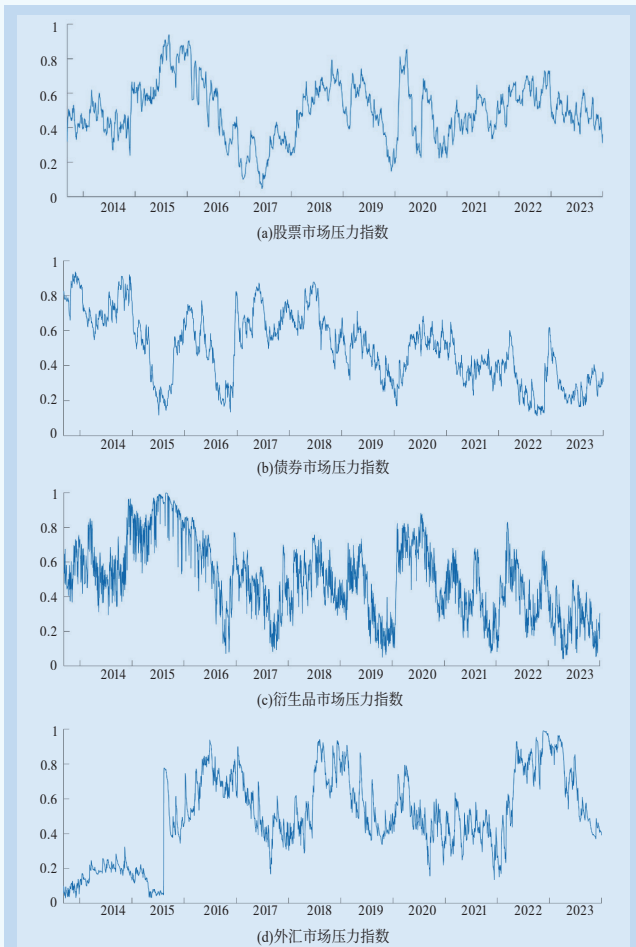


图1 股票市场、债券市场、衍生品市场和外汇市场压力指数

为各子市场的初始权重,本文参考清华大学国家金融研究院金融与发展研究中心课题组(2019)取等权重; \cdot 表示 Hadamard 积,即向量对应元素相乘; C_t 为动态相关系数矩阵,本文参考张勇等(2017)的做法,采用滚动窗口计算,窗口长度为180。图2展示了通过CISS方法合成的中国资本市场压力指数,并与不考虑市场间联动性的等权重指数进行比较。由图2可见,当多个子市场压力同时上升时,采用CISS方法构建的指数也迅速攀升,表明该指数对资本市场系统性风险具有较好的测度效果。

三、资本市场风险状态识别与研判

(一)资本市场风险状态的识别

编制资本市场压力指数后,可据此对风险状态进行识别。部分文献定义压力指数超过均值1或2倍标准差为高风险状态(张宗新和陈莹,2022),但该方法要求指数具有单峰薄尾分布(李敏波和梁爽,2021);另有部分文献采用门限回归模型,探究金融压力与宏观经济之间的非线性关联,同时划定高风险阈值(张勇等,2017),但由于宏观经济数据频率较低,不适用于对日频指数的分析。有鉴于此,本文通过马尔可夫区制转换向量自回归模型(MS-AR)以及HP滤波法判断资本市场风险状态。

1. MS-AR模型

本文参考李敏波和梁爽(2021)等研究的做法,采用Hamilton(1989)提出MS-AR模型识别风险状态。模型假设资本市场压力指数的时间序列存在两种区制,分别对应高风险和低风险状态($s_t=1,2$),两种区制之间的转换服从离散马尔可夫过程,转移概率为:

$$P = \begin{bmatrix} \Pr(s_t=1|s_{t-1}=1) & \Pr(s_t=2|s_{t-1}=1) \\ \Pr(s_t=1|s_{t-1}=2) & \Pr(s_t=2|s_{t-1}=2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & 1-p \\ q & 1-q \end{bmatrix} \quad (3)$$

同时,假设压力指数的时间序列服从AR过程,但该过程的参数取决于指数当前所处的区制,即:

$$FSI_t = \alpha_{s_t} + \beta_{1,s_t} FSI_{t-1} + \dots + \beta_{j,s_t} FSI_{t-j} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2) \quad (4)$$

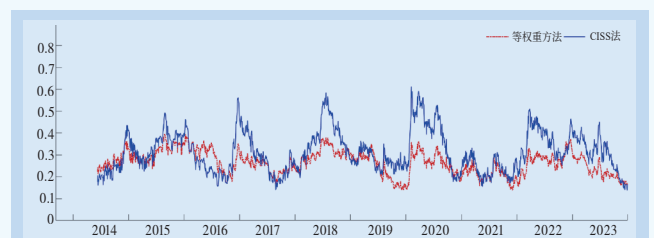


图2 采用CISS方法构建的中国资本市场压力指数及其与等权重指数的比较

由于本文构建的压力指数分布形式与MS-AR模型假设存在差异，且平稳性检验统计量较小(-4.95)，因此首先取对数处理。图3展示了资本市场压力指数对数的频率分布，该分布大致符合两个正态分布叠加的形式。根据AIC准则以及模型估计结果与现实的符合程度，滞后阶数取1。模型估计结果如表2所示，各参数估计值均在1%水平下显著。若以概率大小划分状态，则状态1和状态2的资本市场压力指数均值分别为0.2540和0.3448，因此判断状态2为高风险状态。图4展示了处于高风险状态的平滑概率。

2.HP滤波法

鉴于MS-AR方法对模型适用性要求较高，且难以对模型进行调整以实现风险区制的动态识别，本文参考Cardarelli et al.(2011)的研究，采用HP滤波法将资本市场压力指数的趋势项与周期项分离，将周期项大于0的时间段定义为高风险时间段。该方法仅考虑压力指数偏离趋势项的部分，因此不仅能识别指数较高的时段，还能识别资本市场突发性的压力增大。参考李敏波和梁爽(2021)的研究，对日频数据进行HP滤波时平滑参数取6002500。图5展示了资本市场压力指数高于趋势项的部

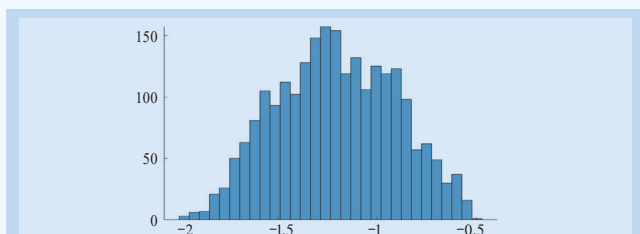


图3 资本市场压力指数(对数)频率分布直方图

表2 MS-AR模型估计结果

参数	估计值	标准差	t值	p值
α_1	-1.3233	0.0529	-25.03	<0.001
β_1	0.9527	0.0121	78.89	<0.001
σ_1	0.0771	0.0024		
α_2	-1.2080	0.0531	-22.76	<0.001
β_2	0.9924	0.0039	254.85	<0.001
σ_2	0.0380	0.0014		
\overline{FSI}_1	0.2540	状态1为低风险状态		
\overline{FSI}_2	0.3448	状态2为高风险状态		

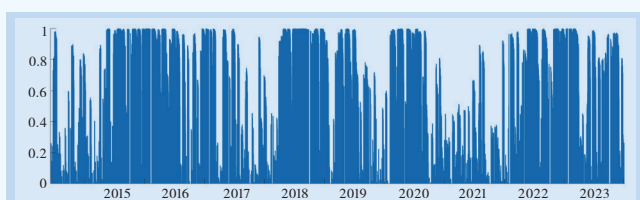


图4 资本市场处于高风险状态的平滑概率

分，并标注了对应的高风险时段。由图5可见，采用HP滤波法能够准确地识别中国资本市场风险事件，并且能够捕捉个别子市场短期内的明显波动。

(二)资本市场风险结构的判断

在识别资本市场风险状态后，可以进一步计算各子市场对资本市场压力指数的贡献比例，以此考察资本市场风险的结构特征。由于CISS法借鉴投资组合理论，要计算各子市场对总压力水平的贡献比例，可参考投资组合中各资产方差贡献率的计算：

$$\eta_{it} = \frac{\sum_j w_j \rho_{ji,t} x_{ji,t} x_{it}}{\sum_i \sum_j w_i w_j \rho_{ij,t} x_{ij,t} x_{it}} \quad (5)$$

其中 η_{it} 为子市场*i*在第*t*期对总压力的贡献率， w_i 为子市场*i*的初始权重， x_{it} 为子市场*i*在第*t*期的压力指数， $\rho_{ij,t}$ 为子市场*i*和*j*压力指数在第*t*期的动态相关系数。图6展示了各子市场对总压力贡献率的时间序列。

(三)中国资本市场风险状况研判

综合图4、图5中对资本市场状态的识别结果，再结合图6所示的各子市场压力贡献率，可以对2014年6月至2023年12月中国资本市场运行状况做出研判。中国资本市场风险水平经历了5个主要的高峰期，分别为2014年末至2016年初、2016年末至2017年初、2018年、2020年、2022年至2023年，对应以下几次主要风险事件：

2014年末至2016年初，股市经历三轮异动，包括2015年初股价波动、2015年6月至8月股市下跌以及2016年初“熔断”，股票及衍生品市场压力指数处于较高水平。同时，2014年末出现短暂的流动性紧张，债券利差上升。另外，2015年8月汇率改革引发人民币显著贬值，外

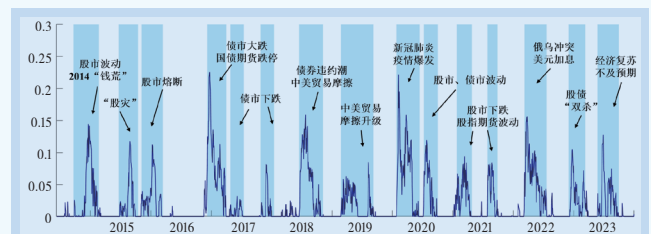


图5 资本市场压力指数高于HP滤波法趋势项部分

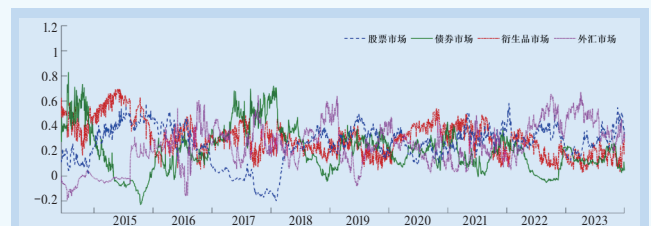


图6 四个子市场对资本市场总压力的贡献率

汇市场风险加剧。相应地，资本市场压力指数表现为三次明显上升，衍生品和股票市场是主要的压力贡献方。

2016年末至2017年初，在去杠杆、抑泡沫的政策背景下，伴随美联储加息预期，债券市场在多重因素共同影响下经历下跌行情，5年期和10年期国债期货遭遇自上市以来的首次跌停。在该时间段，债券、衍生品、外汇三个市场压力指数均明显上升，推动资本市场风险短暂升至高点，其中债券市场的压力贡献比例最大。

2018年，中美贸易摩擦持续升级，国内外投资者对中国经济增长预期走弱导致股价下跌和汇率贬值，股票、衍生品及外汇市场压力指数上升。此外，债券违约事件频发，信用利差扩大使得债券市场压力指数位于较高水平。在多种因素推动下，压力指数持续上升并于2018年下半年达到顶峰，资本市场持续位于高风险状态。

2020年，随着新冠肺炎疫情爆发，对生产生活秩序造成冲击，随后疫情进入全球大流行阶段，引发世界性经济衰退，导致国内消费、投资、出口下滑。对经济增长预期的下降导致各种资产价格遭受负面冲击，表现为四个子市场压力指数均不同程度上升，资本市场风险也迅速积累。

2022年，俄乌冲突引发的地缘政治危机导致世界金融市场波动，美联储数次加息也对全球资本市场产生外溢作用。在此背景下，资本市场压力指数迅速上升，且外汇和股票市场为主要压力来源。2022年末至2023年，中国经济复苏面临较大压力，投资者对经济增长的预期偏弱，导致各子市场有明显波动，使得资本市场压力指数维持在较高水平。

总体上看，本文构建的资本市场压力指数全面、准确地反映了中国资本市场系统性风险状况；同时，结合各子市场压力指数，能够进一步对风险结构做出判断。

四、时域和频域下的风险跨市场溢出效应

风险跨市场溢出是引发系统性金融风险的重要因素(李政等, 2022)，因此，考察风险跨市场溢出效应及其内在机制是监测资本市场系统性风险的重要内容。尽管CISS方法考虑了各市场之间的相关性，但仅通过相关系数矩阵无法考察风险跨市场溢出的方向、结构等特征。为此，本文参考Diebold and Yilmaz(2014)以及Baruník and Křehlík(2018)的研究，测算四个子市场压力指数之间的时

域和频域溢出，以此考察风险的跨市场溢出效应。具体而言，时域下的溢出指数反映了风险跨市场溢出总体水平在时间序列上的变化情况；而频域下的溢出指数则进一步将时域溢出按照子市场压力指数波动频率的异质性分解为短期、中期和长期三个组成部分，以测度不同周期长度下的风险溢出效应。其中，短期溢出表示周期3个月以内波动的溢出水平，主要受市场情绪变化等短周期因素影响；长期溢出表示周期1年以上波动的溢出，主要受经济状况、外部冲击等长周期因素影响；中期溢出则表示周期在3个月到1年之间波动的溢出，其驱动因素介于短周期和长周期之间。因此，比较短期、中期和长期溢出指数大小，可以明确风险跨市场溢出以何种期限为主，进而分析不同时期中国资本市场系统性风险生成的驱动因素和内在机制。

(一)溢出指数的计算方法

考察如下的VAR(p)模型：

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中， $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})'$ 为各子市场压力指数组成的列向量， Φ_i 为 $n \times n$ 系数矩阵， $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma)$ 为随机列向量，其方差-协方差矩阵为 Σ 。当VAR(p)满足稳定性条件时，可将其转换为VMA(∞)模型： $X_t = \sum_{i=1}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i}$ ，其中 $A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_p A_{i-p}$ ， A_0 为 n 阶单位矩阵，当 $i < 0$ 时 $A_i = 0$ 。

1.时域下的溢出测度——DY溢出指数

各子市场压力指数之间的时域溢出可以通过广义方差分解法计算得到。根据Diebold and Yilmaz(2014)的研究，变量 x_k 的 H 步预测误差方差中，由变量 x_k 引起的比例为：

$$\theta_{jk}^H = \frac{\sum_{h=0}^{H-1} (e_j' A_h \Sigma e_k)^2}{\sigma_{kk} \sum_{h=0}^{H-1} e_j' A_h \Sigma A_h' e_j} \quad (7)$$

其中， $\sigma_{jj} = \Sigma_{jj}$ ； e_j 为第 j 个元素为1、其余元素为0的列向量。将溢出水平标准化：

$$\tilde{\theta}_{jk}^H = \frac{\theta_{jk}^H}{\sum_{k=1}^n \theta_{jk}^H} \quad (8)$$

由此可计算时域下的市场总溢出指数 C^H 、子市场 m 的溢出指数 $C_{m \rightarrow}^H$ 、溢入指数 $C_{\rightarrow m}^H$ 和净溢出指数 C_m^H ：

$$\begin{aligned} C^H &= \frac{\sum_{j,k=1; j \neq k}^n \tilde{\theta}_{jk}^H}{n} \times 100 \\ C_{m \rightarrow}^H &= \sum_{j=1; j \neq m}^n \tilde{\theta}_{jm}^H \times 100 \\ C_{\rightarrow m}^H &= \sum_{j=1; j \neq m}^n \tilde{\theta}_{mj}^H \times 100 \\ C_m^H &= C_{m \rightarrow}^H - C_{\rightarrow m}^H \end{aligned} \quad (9)$$

2.频域下的溢出指数——BK溢出指数

考察频域下的溢出效应，需要根据频率大小对式(7)

中的时域溢出进行分解。参考Baruník and Křehlík(2018)的研究,对 A_h 进行傅里叶变换得 $A(e^{-i\omega})=\sum_h e^{-i\omega h} A_h$,其中 $i=\sqrt{-1}$,则频率 ω 上的广义因果谱为:

$$f_{jk}(\omega)=\frac{|e_j A_h(e^{-i\omega}) \Sigma e_h|^2}{\sigma_{ik} e_j A_h(e^{-i\omega}) \Sigma A_h(e^{-i\omega}) e_j} \quad (10)$$

其中, $f_{jk}(\omega)$ 表示在频率 ω 上 x_j 的误差方差由 x_k 引起的比例。进一步引入频率权重:

$$\Gamma_j(\omega)=\frac{e_j A_h(e^{-i\omega}) \Sigma A_h(e^{-i\omega}) e_j}{\sum_k \int_{-\pi}^{\pi} e_k A_h(e^{-i\omega}) \Sigma A_h(e^{-i\omega}) e_k d\lambda} \quad (11)$$

则给定频率带 d 上的广义方差分解的谱表示为:

$$\theta_{jk}^d = \int_d f_{jk}(\omega) \Gamma_j(\omega) d\omega \quad (12)$$

其中, $d=(a,b)$, $a,b \in (-\pi,\pi)$, $a < b$ 。Baruník and Křehlík(2018)的研究表明:

$$\theta_{jk}^c = \int_{-\pi}^{\pi} f_{jk}(\omega) \Gamma_j(\omega) d\omega = \lim_{H \rightarrow \infty} \theta_{jk}^H \quad (13)$$

由此可将频率带 d 上的溢出水平标准化:

$$\tilde{\theta}_{jk}^d = \frac{\theta_{jk}^d}{\sum_{k=1}^n \theta_{jk}^c} \quad (14)$$

同理可计算频率带 d 上的市场总溢出指数 C^d 、子市场 m 的溢出指数 $C_{m \rightarrow}^d$ 、溢入指数 $C_{\rightarrow m}^d$ 和净溢出指数 C_m^d :

$$\begin{aligned} C^d &= \frac{\sum_{j,k=1; j \neq k}^n \tilde{\theta}_{jk}^d}{n} \times 100 \\ C_{m \rightarrow}^d &= \sum_{j=1; j \neq m}^n \tilde{\theta}_{jm}^d \times 100 \\ C_{\rightarrow m}^d &= \sum_{k=1; k \neq m}^n \tilde{\theta}_{mk}^d \times 100 \\ C_m^d &= C_{m \rightarrow}^d - C_{\rightarrow m}^d \end{aligned} \quad (15)$$

3.模型参数设定

为更好地刻画风险溢出网络的动态性,本文采用日频压力指数计算时域和频域下的溢出指数。四个子市场的日频压力指数均在5%水平下通过平稳性检验。本文采用AIC准则确定VAR模型的滞后阶数,设定为4。为考察风险跨市场溢出效应的动态变化,本文通过滚动窗口计算DY溢出指数和BK溢出指数,窗口长度设定为360。广义方差分解的谱表示理论上需要 $H \rightarrow \infty$,但在实际计算中只需设定 H 足够大,本文将其设定为484。本文将溢出水平分解至3个不同的频率带,分别为: $d_1=(\pi/62,\pi)$,代表短期(3个月以内); $d_2=(\pi/242,\pi/62)$,代表中期(3个月以上、1年以内); $d_3=(0,\pi/242)$,代表长期(1年以上)。

(二)风险跨市场溢出水平及结构

1.风险总溢出水平

表3展示了样本期内时域和频域下四个子市场压力指数之间溢出水平的描述性统计结果。时域总溢出的均值为32.3287%,且在18.3389%至56.5612%的范围内波动,表明四个子市场之间存在显著的风险跨市场溢出效应,

表3 风险跨市场溢出水平的描述性统计结果

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
时域总溢出	32.3287	6.3890	32.5748	18.3389	56.5612	0.3019	3.1593
短期总溢出	7.5479	2.4257	7.6008	1.8450	15.4827	-0.0143	2.1042
中期总溢出	17.0597	3.8739	16.7876	5.6482	30.7749	0.3087	3.0173
长期总溢出	7.7255	5.3345	6.1476	2.1969	46.1492	2.7959	14.0397

且溢出水平呈现时变特征。另外,从期限上看,溢出效应以中期溢出为主,但长期溢出的标准差、最大值、偏度和峰度都更高,说明多数情况下中国资本市场风险状况主要受市场自身的中短期波动影响,但外部因素引发的极端冲击却可能导致各子市场之间的联动性迅速增强,系统性风险爆发的可能性提高。

图7展示了时域和频域下压力指数溢出效应的时间序列。从溢出水平上看,2015—2016年,中国资本市场遭遇多轮异常波动,溢出效应维持在较高水平;2018—2019年,尽管遭遇中美贸易摩擦、债券违约潮等冲击,资本市场风险总体可控,溢出水平小幅上升;2020年后,溢出水平呈波动态势,各市场风险关联性较强。总体而言,风险事件的发生会导致跨市场溢出效应的增强。从溢出结构上看,中期和短期溢出占比在2020年后不断上升,长期溢出占比则有所下降。本文进一步根据不同期限溢出水平所占比例大小将系统性风险生成机制划分为基本面驱动、预期自我实现以及市场情绪驱动三类。具体而言,首先,“基本面驱动”对应长期溢出水平的增加,该情形往往由政策转向、境内外重大事件冲击等资本市场外部因素驱动,如2015年汇率改革、2017年去杠杆政策、2018年中美贸易战、2020年新冠肺炎疫情以及2022年俄乌冲突和美联储加息。其次,“预期自我实现”对应中期溢出的增加,表明经济基本面虽然没有发生明显变化,但投资者对未来中国经济以及资本市场预期不确定性增大,通过“市场信心不足——资产抛售——资产价格下跌——信心进一步下滑”的机制引发资本市场波动,如2015年股市大幅下跌、2016年股市熔断以及2023年

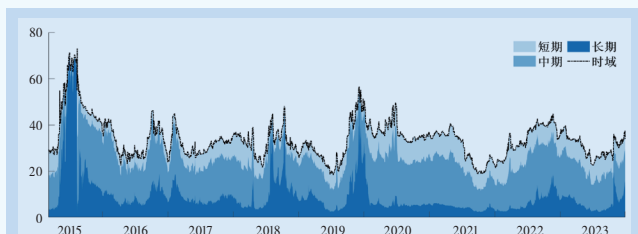


图7 时域和频域下风险跨市场溢出效应

经济复苏预期偏弱引发的资产价格下跌等。最后，“市场情绪推动”对应短期溢出的增加，此时在投资者情绪的作用下，资产价格可能在短时间内大幅波动。

综合上述分析可知，当前中国资本市场风险状况呈现新特征，投资者预期和情绪成为资本市场风险上升的主要驱动因素。尽管实体经济并未如2018年、2020年遭受明显冲击，长期溢出水平较低，但预期引导下投资者“逃离风险资产”行为引发资产价格下降，这又反过来对投资者预期产生负面影响。这种“预期自我实现”的反馈机制可能引发投资者情绪波动，表现为各子市场之间中短期溢出占主导地位，资本市场风险在经济基本面变化不大的情况下仍可能迅速上升，系统性风险的突发性显著增强。在此情况下，稳定投资者预期、遏制市场情绪波动成为防范化解系统性风险的重中之重。

2. 风险溢出方向

本文进一步考察各子市场在风险溢出网络中的地位。表4展示了时域和频域下四个子市场的压力指数溢出矩阵(滚动样本均值)，由此可得以下结论：

首先，从总溢出水平上看，股票市场是资本市场风险的主要溢出方。这是由于股票市场是中国资本市场最活跃、投资者参与最广泛的组成部分，其波动直接反映了投资者对资本市场及实体经济的预期，因此往往成为外部冲击向资本市场传导的起点。

其次，债券市场与股票市场之间存在风险双向溢出关系，且溢出效应以中期为主。这是由于债券市场是主要的风险规避场所，投资者根据其风险偏好在股票和债券之间配置资产，导致两个市场之间存在高度关联(肖利平，2011)；同时债券市场是货币政策的重要传导渠道(祁玉清，2023)，能够一定程度反映货币政策走向，而城投债、公司债信用利差则是对地方政府和企业债务风险的反映，因此债券市场运行状况能够影响投资者对未来经济走势的判断，进而影响股票市场。

再次，股票市场对衍生品市场在短、中、长期均存在显著的风险净溢出，且净溢出水平在短期和中期较大，在长期较小。其原因可能在于，股票市场中存在数量更多的非专业投资者，此类投资者在短、中期可能会在情绪驱使下进行非理性交易，使得市场对短期利好或利空消息反应过度，引发股价剧烈波动(江婕等，2020)，并进一步

影响衍生品市场交易，故而在短期内体现为股票市场对衍生品市场的风险溢出。而在长期，资本市场主要受经济基本面变化影响，期货市场发挥其对现货市场的信息溢出和价格发现功能，现货市场短期非理性交易的影响下降，衍生品市场对股票市场的风险溢出比例增加。

最后，股票市场和外汇市场也存在显著的双向风险溢出效应。一方面，股价冲击会改变国际投资者对人民币的需求，进而影响汇率水平，形成股票市场向外汇市场的风险溢出；另一方面，汇率变动会引发资本跨境流动(陈思种和刘静雅，2018)，这将显著影响股票市场的收益率和波动性(李宇浩和顾锋娟，2013)，同时汇率波动还会影响企业生产经营，从而对上市公司股价造成冲击(周颖刚和肖潇，2022)。

表4 时域和频域下四个子市场间的风险溢出

时域					
	股票市场	债券市场	衍生品市场	外汇市场	溢出
股票市场	69.6417	11.4324	8.1492	10.7767	30.3583
债券市场	9.6558	71.3320	8.6759	10.3363	28.6680
衍生品市场	23.3438	11.6517	56.1480	8.8566	43.8521
外汇市场	17.7146	9.7736	4.7396	67.7722	32.2278
溢出	50.7142	32.8577	21.5647	29.9696	
净溢出	20.3559	4.1897	-22.2874	-2.2582	
短期					
	股票市场	债券市场	衍生品市场	外汇市场	溢出
股票市场	28.5923	1.8803	2.2247	1.8717	5.9767
债券市场	1.5546	28.7504	1.8081	1.2625	4.6252
衍生品市场	7.6765	4.1529	35.4947	1.5836	13.4130
外汇市场	2.7754	1.3014	1.2939	30.7463	5.3707
溢出	12.0065	7.3346	5.3267	4.7178	
净溢出	6.0298	2.7094	-8.0863	-0.6529	
中期					
	股票市场	债券市场	衍生品市场	外汇市场	溢出
股票市场	29.5786	6.3270	3.9410	5.1956	15.4636
债券市场	5.3475	31.9397	4.7483	5.0413	15.1371
衍生品市场	11.3276	5.7061	16.0864	4.2577	21.2914
外汇市场	9.1570	5.1830	2.2128	26.6889	16.5528
溢出	25.8321	17.2161	10.9021	14.4946	
净溢出	10.3685	2.0790	-10.3893	-2.0582	
长期					
	股票市场	债券市场	衍生品市场	外汇市场	溢出
股票市场	11.4702	3.2253	1.9836	3.7097	8.9186
债券市场	2.7540	10.6410	2.1198	4.0328	8.9066
衍生品市场	4.3470	1.7968	4.5521	3.0186	9.1624
外汇市场	5.7827	3.2899	1.2332	10.3356	10.3058
溢出	12.8837	8.3120	5.3366	10.7611	
净溢出	3.9651	-0.5946	-3.8258	0.4553	

综合上述结论可知，股票、债券、衍生品和外汇四个市场之间存在紧密的风险关联，其中股票市场与其他三个子市场均存在显著的风险双向溢出，因而处于核心地位。一方面，股票市场风险向其他三个子市场溢出，将对整个资本市场造成影响；另一方面，其他三个子市场遭受冲击后，风险将迅速向股票市场传导，随后向整个资本市场扩散。

3. 风险溢出结构的动态变化

图8和图9进一步展示了时域和频域下四个子市场压力指数溢入和溢出水平的时序序列，以此分析风险跨市场联动性的动态变化过程。可以发现，2020年后四个子市场中期和短期溢入、溢出占比均有所上升，即风险跨市场溢出主要受中期和短期因素的影响，再次表明投资者预期与情绪已经成为资本市场风险上升的重要推动力。进一步结合前文对资本市场风险事件的判别可以发现，风险溢出的方向与长短期结构一定程度上反映了风险的生成演化过程。具体而言，资本市场风险主要来源方的溢出水平上升，受影响方的溢入水平上升，而溢出水平的长短期结构

则反映了风险是由何种因素驱动的。例如2015年股价异动期间，衍生品市场溢出水平、股票市场溢入水平较高，且均以中长期为主，表明股价泡沫突然破裂、投资者负面预期加剧是此次风险事件的重要推动因素，且股指期货起到了“助跌”作用(许荣和刘成立，2019)。2015年汇率改革引发汇率大幅波动，外汇市场长期溢出水平上升。2018年股票市场溢出、外汇市场溢入水平上升，且均以长期为主，对应中美贸易摩擦引发的股价下跌与资本外流。2020年新冠疫情、2022年俄乌冲突与美联储加息对资本市场造成全局性冲击，投资者预期不确定性上升，表现为多个子市场中长期溢入和溢出水平上升。

本文进一步结合上文所得的马尔可夫区制，分析风险跨市场溢出效应在风险状态转换下的变化特征。图10比较了2015—2023年各期限以及各子市场风险溢出和溢入水平在两种风险区制的差异，其中阴影为90%置信区间。根据图10，可以分析得到风险跨市场溢出效应与风险区制转换之间存在如下关联：

首先，从风险溢出期限上看，除风险较小的2019年

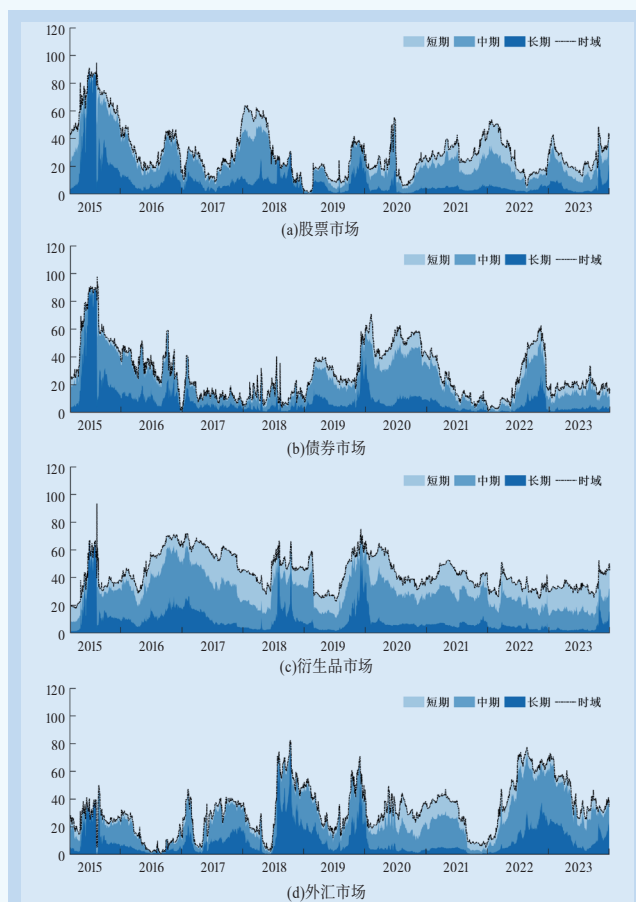


图8 时域和频域下四个子市场风险溢入水平

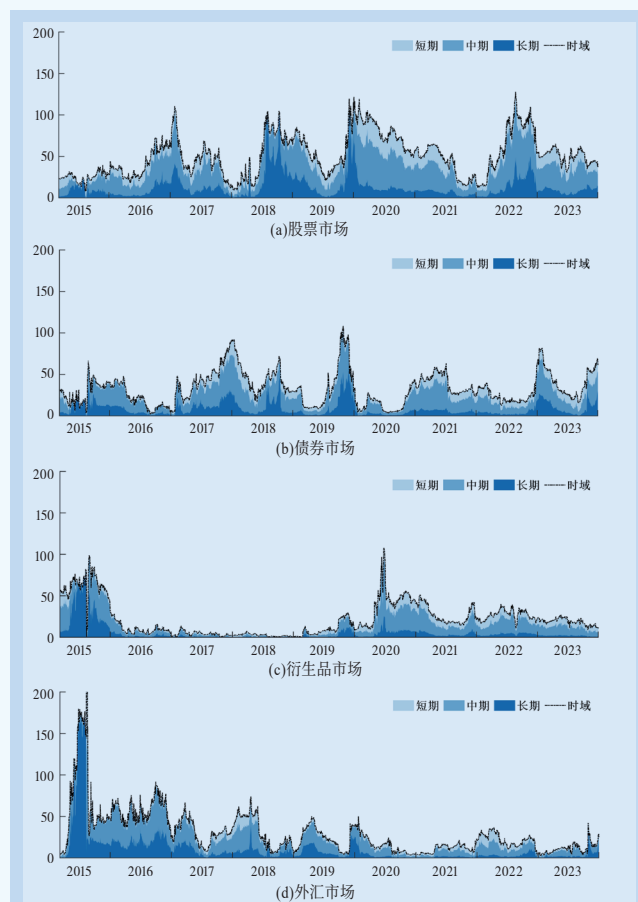


图9 时域和频域下四个子市场风险溢出水平

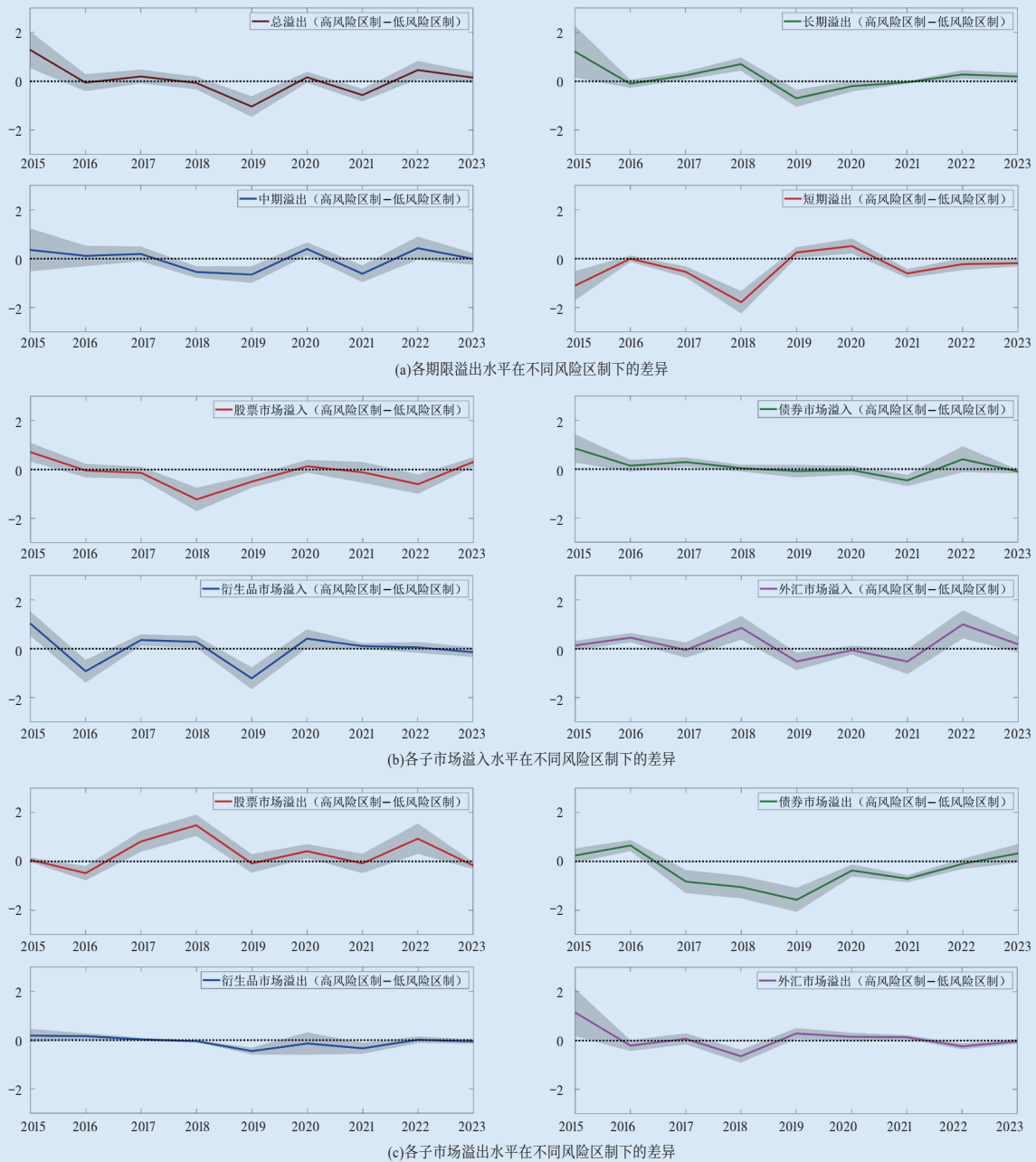


图10 不同风险区制下风险跨市场溢出效应差异

与2021年，由低风险区制向高风险区制转换大多伴随着中长期溢出的上升与短期溢出的下降，即资本市场进入高风险状态通常与各市场间中长期关联有关，而短期关联主要在低风险状态下发挥作用。这说明风险事件发生大多伴随着溢出结构由短期向中长期的转变，即事件主要由外部冲击或投资者预期改变驱动。同时可以注意到，自2020年起，各期限溢出水平在高低风险区制间的差异缩小，而由前文可知该时间段内总溢出水平并未明显下降，说明市场间联动逐步展现常态化特征。

其次，各子市场对资本市场风险状态转换的作用具有差异性，且呈现时变特征。第一，就股票市场而言，高风险区制通常伴随溢出水平的上升与溢入水平的下降，说明股市是风险事件中的重要风险输出节点。第二，就债券市场而言，2017年后，其风险溢入水平在不同风险区制差距不大，风险溢出水平也大多表现为高风险区制更低的特征，说明债市在风险事件中表现为风险的接收方(李政等，2022)。第三，就外汇市场而言，进入高风险区制可能伴随着风险溢出水平的上升，也可能伴随着风险溢入水

平的上升,说明外汇市场在风险传导过程中的作用具有多样性,既可作为风险输出方,也可作为风险接收方。

综合以上分析可知,各子市场的短、中、长期溢入和溢出水平呈现明显的波动性和不确定性,对于不同的风险事件,风险跨市场溢出效应具有不同的周期长度,风险的传导路径也存在显著差异。基于这种差异性,通过考察风险溢出的方向和长短期结构,可以较好地判断资本市场风险在各子市场之间扩散的动态过程及其驱动因素。

五、结论与建议

本文构建了股票市场、债券市场、衍生品市场和外汇市场的风险压力指数,并采用CISS方法合成中国资本市场压力指数,在此基础上识别资本市场风险状态;随后采用DY和BK溢出指数法,从时域和频域视角考察风险跨市场溢出效应。本文主要结论如下:首先,本文构建的压力指数能够较为准确地测度中国资本市场风险状况,并且能够有效识别风险事件;其次,风险跨市场溢出效应会在资本市场总体风险较高时明显提升,且不同子市场在风险传导中的作用具有差异性和时变性,通过考察风险溢出的大小、方向以及长短期结构,可以较好地判断资本市场风险动态变化过程及驱动因素;最后,综合对资本市场压力指数及风险跨市场溢出效应的分析可知,当前中国资本市场风险的主要驱动因素为经济复苏压力下投资者预期转弱与资产价格下跌的反馈机制,因此稳预期、

提信心是当前防范化解资本市场风险的关键举措。

根据研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,构建资本市场压力指数,完善资本市场系统性风险动态监测体系。监管部门可以从股票、债券、衍生品、外汇等市场选取能够反映资产价格波动、投资者预期不确定性、信息不对称、投资者风险规避行为的特征指标,构建各子市场压力指数以及资本市场压力指数,实现对系统性风险全面高效的实时监测。

第二,强化对市场间风险溢出的监测,将防范风险跨市场溢出作为重点监管目标。监管部门应构建能够反映市场关联性的监测指标,测算各子市场之间的风险溢出效应,根据测算结果甄别短期、中期和长期因素引发的风险跨市场传导,确定风险传导路径及传导机制,基于不同的风险传导特征采取差异化的管控措施,及时阻断风险在资本市场内部的扩散。

第三,强化投资者预期引导,降低短期负面预期和情绪对资本市场的冲击。监管部门应重视舆情监测,密切关注投资者对资本市场走势预期以及市场情绪的变化,并在市场异动时期进行适当引导,通过及时向投资者释放积极信号提振市场信心、缓解情绪波动,重点发力稳市场主体、稳资金面、稳市场行为,保障资本市场平稳运行。 ■

[基金项目:国家自然科学基金面上项目“基于机器学习算法优化的中国资本市场系统性风险监测、预警与管控研究”(72073035)]

参考文献:

- [1] 陈思种,刘静雅.套息交易对中国短期资本流动的影响——基于动态资产组合理论的研究[J].金融研究,2018,(6):73-90.
- [2] 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.
- [3] 江捷,邱佳成,朱然,胡海峰.投资者关注与股价崩盘风险:抑制还是加剧?[J].证券市场导报,2020,(3):69-78.
- [4] 李敏波,梁爽.监测系统性金融风险——中国金融市场压力指数构建和状态识别[J].金融研究,2021,(6):21-38.
- [5] 李宇浩,顾锋娟.风险传导、资本流入与股市波动——基于沪深300指数的实证研究[J].证券市场导报,2013,(4):34-37+44.
- [6] 李政,方梦洁,张梦.中国金融压力跨市场溢出效应研究——基于系统性风险管理的视角[J].金融论坛,2022,27(8):7-18.
- [7] 林辉,马潇涵,李铭.金融衍生品具有股市风险预警功能吗?——基于机器学习模型的实证检验[J].证券市场导报,2022,(10):47-56.
- [8] 毛雅娟,李善民,黄宇轩.宏观经济、政府干预与资产价格波动——基于VAR和RVAR的传导机制研究[J].证券市场导报,2014,(8):13-22.
- [9] 祁玉清.中国货币政策传导渠道和作用效果的分析与思考[J].宏观经济研究,2023,(7):4-20.
- [10] 清华大学国家金融研究院金融与发展研究中心课题组.中国系统性金融压力的监测[J].国际金融研究,2019,(12):3-12.
- [11] 肖利平.中国债券市场与股票市场间波动溢出效应——基于SJC-Copula模型的分析[J].证券市场导报,2011,(9):57-59+66.
- [12] 许荣,刘成立.限制交易政策如何影响期现关系?——对股指期货价格发现功能的实证检验[J].金融研究,2019,(2):154-168.
- [13] 于孝建.人民币隔夜利率指数及其信息价值[J].证券市场导报,2011,(1):38-43.
- [14] 张勇,彭礼杰,莫嘉浩.中国金融压力的度量及其宏观经济的非线性效应[J].统计研究,2017,34(1):67-79.
- [15] 张宗新,陈莹.系统性金融风险动态测度与跨部门网络溢出效应研究[J].国际金融研究,2022,(1):72-84.
- [16] 张宗新,张秀秀.引入国债期货合约能否发挥现货市场稳定效应?——基于中国金融周期的研究视角[J].金融研究,2019,(6):58-75.
- [17] 张宗新,周聪.信用债市场的回报率是否可预测?——基于投资者情绪视角[J].证券市场导报,2023,(9):43-55.
- [18] 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.
- [19] 周颖刚,肖潇.汇率波动、生产网络与股市风险——基于中美贸易摩擦背景的分析[J].金融研究,2022,(7):115-134.

(下转第79页)

——基于文本分析和机器学习[J]. 管理世界, 2021, 37(5): 139-156+11+19-21.

[11] 胡楠, 李丹, 郭黎明. 披露子公司财务信息对投资者有用吗?——来自权益资本成本视角的证据[J]. 会计与经济研究, 2022, 36(2): 22-39.

[12] 黄倩, 李政, 熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革, 2019, (11): 90-101.

[13] 姜付秀, 支晓强, 张敏. 投资者利益保护与股权融资成本——以中国上市公司为例的研究[J]. 管理世界, 2008, (2): 117-125.

[14] 孔东民, 刘莎莎, 应千伟. 公司行为中的媒体角色: 激浊扬清还是推波助澜?[J]. 管理世界, 2013, (7): 145-162.

[15] 孔东民, 徐若丽, 孔高文. 企业内部薪酬差距与创新[J]. 经济研究, 2017, 52(10): 144-157.

[16] 雷霆, 周嘉南. 股权激励、高管内部薪酬差距与权益资本成本[J]. 管理科学, 2014, 27(6): 12-26.

[17] 李健, 董小凡, 张鑫林, 等. 数据资产对企业创新投入的影响研究[J]. 外国经济与管理, 2023, 45(12): 18-33.

[18] 李姝, 赵颖, 童婧. 社会责任报告降低了企业权益资本成本吗?——来自中国资本市场的经验证据[J]. 会计研究, 2013, (9): 64-70+97.

[19] 刘贝贝, 陈梦鹭, 管文娜, 等. 数字化转型的信息治理效应: 来自A股上市公司信息披露质量的证据[J]. 中央财经大学学报, 2024, (4): 52-65.

[20] 路征, 周婷, 王理, 等. 数据资产与企业发展——来自中国上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究, 2023, (4): 128-142.

[21] 罗泰晔, 张振刚. 数据赋能制造业企业创新: 逻辑框架与过程机理[J]. 中国科技论坛, 2023, (7): 95-105.

[22] 马鸿佳, 王亚婧. 大数据资源对制造企业数字化转型绩效的影响研究[J]. 科学学研究, 2024, 42(1): 146-157+182.

[23] 毛新述, 叶康涛, 张颀. 上市公司权益资本成本的测度与评价——基于我国证券市场的经验检验[J]. 会计研究, 2012, (11): 12-22+94.

[24] 牛彪, 于翔, 苑泽明, 等. 数据资产信息披露与审计师定价策略[J]. 当代财经, 2024, (2): 154-164.

[25] 钱震杰, 朱晓冬. 中国的劳动份额是否真的很低: 基于制造业的国际比较研究[J]. 世界经济, 2013, 36(10): 27-53.

[26] 邱牧远, 殷红. 生态文明建设背景下企业ESG表现与融资成本[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(3): 108-123.

[27] 施新政, 高文静, 陆瑶, 等. 资本市场配置效率与劳动收入份额——来自股权分置改革的证据[J]. 经济研究, 2019, 54(12): 21-37.

[28] 佟孟华, 许东彦, 郝添文. 企业环境信息披露与权益资本成本——基于信息透明度和社会责任的中介效应分析[J]. 财经问题研究, 2020, (2): 63-71.

[29] 汪平, 袁光华, 李阳阳. 我国企业资本成本估算及其估算值的合理界域: 2000-2009[J]. 投资研究, 2012, 31(11): 101-114.

[30] 王化成, 王欣, 高升好. 控股股东股权质押会增加企业权益资本成本吗?——基于中国上市公司的经验证据[J]. 经济理论与经济管理, 2019, (11): 14-31.

[31] 王俊秋. 政治关联、盈余质量与权益资本成本[J]. 管理评论, 2013, 25(10): 80-90.

[32] 王亮亮, 潘俊, 林树. 资源依赖视角下研发强度对公司权益资本成本的影响研究[J]. 管理评论, 2018, 30(7): 52-63.

[33] 王亮亮. 真实活动盈余管理与权益资本成本[J]. 管理科学, 2013, 26(5): 87-99.

[34] 王艳艳, 樊立伟, 何如楨. 创新赋能与资本市场定价效率[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2024, 74(3): 117-128.

[35] 王翌秋, 谢萌. ESG信息披露对企业融资成本的影响——基于中国A股上市公司的经验证据[J]. 南开经济研究, 2022, (11): 75-94.

[36] 王永青, 单文涛, 彭正银. 连锁董事网络与权益资本成本: 影响效应及路径检验[J]. 商业研究, 2019, (2): 119-128.

[37] 王正文, 李委铮, 但钰宛, 等. 全面风险管理与企业融资约束[J]. 经济评论, 2023, (5): 144-164.

[38] 武常歧, 张昆贤, 周欣雨, 等. 数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展——基于机器学习与文本分析的证据[J]. 经济管理, 2022, 44(4): 5-22.

[39] 肖浩, 夏新平. 政府干预、政治关联与权益资本成本[J]. 管理学报, 2010, 7(6): 921-929.

[40] 许宪春, 张钟文, 胡亚茹. 数据资产统计与核算问题研究[J]. 管理世界, 2022, 38(2): 16-30+2.

[41] 伊志宏, 刘鑫魁. 资本市场开放与企业财务风险: 防范化解还是推波助澜[J]. 经济理论与经济管理, 2023, 43(2): 31-45.

[42] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应[J]. 经济研究, 2012, 47(9): 125-139.

[43] 于翔, 牛彪, 苑泽明. 数据资产、人力资本升级与企业价值[J]. 中南财经政法大学学报, 2024, (2): 109-122.

[44] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021, (9): 137-155.

[45] 苑泽明, 于翔, 李萌. 数据资产信息披露、机构投资者异质性与企业价值[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(11): 32-47.

[46] 张丹妮, 周泽将. 履行企业社会责任会降低银行贷款成本吗?[J]. 金融论坛, 2017, 22(12): 21-32.

[47] 张晓明, 李金耘, 贾骏阳. 中美交叉上市与权益资本成本研究——基于美国股票交易所上市的A股公司数据[J]. 国际金融研究, 2013, (6): 78-87.

[48] 张修平, 李昕宇, 卢闯, 宋秀慧. 资产质量影响企业权益资本成本吗?[J]. 会计研究, 2020, (2): 43-59.

[49] 赵娜, 宋子祥, 李珺, 等. 数字化转型对企业财务风险的影响[J]. 科学决策, 2022, (12): 21-36.

[50] Easton P D. PE ratios, PEG ratios, and estimating the implied expected rate of return on equity capital[J]. Accounting Review, 2004, 79(1): 73-95.

[51] Hu C, Li Y, Zheng X. Data assets, information uses, and operational efficiency[J]. Applied Economics, 2022, 54(8): 6887-6900.

[52] Kim O, Verrecchia R. The relation among disclosure returns, and trading volume information[J]. Accounting Review, 2001, 76(4): 633-654.

(责任编辑: 吴林祥)

(上接第67页)

[20] Acharya V V, Pedersen L H, Philippon T, et al. Measuring systemic risk[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 2-47.

[21] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR[J]. American Economic Review, 2016, 106(7): 1705-1741.

[22] Barunik J, Křehlík T. Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk[J]. Journal of Financial Econometrics, 2018, 16(2): 271-296.

[23] Brownlees C, Engle R F. SRISK: a conditional capital shortfall measure of systemic risk[J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 48-79.

[24] Cardarelli R, Elekdag S, Lall S. Financial stress and economic contractions[J]. Journal of Financial Stability, 2011, 7(2): 78-97.

[25] 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.

[26] Hakkio C S, Keeton W R. Financial stress: what is it, how can it

be measured, and why does it matter[J]. Economic Review, 2009, 94(2): 5-50.

[27] Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1989, 57(2): 357-384.

[28] Holló D, Kremer M, Lo Duca M. CISS—a composite indicator of systemic stress in the financial system[R]. ECB Working Paper No.1426, 2012.

[29] Illing M, Liu Y. Measuring financial stress in a developed country: an application to Canada[J]. Journal of Financial Stability, 2006, 2(3): 243-265.

[30] Oet M V, Bianco T, Gramlich D, et al. Financial stress index: a lens for supervising the financial system[R]. FRB of Cleveland Policy Discussion Paper, 2012: 12-37.

(责任编辑: 崔毅安)