# 金融风险跨市场传染的强度、方向与状态依赖特征：基于多维度方法的实证研究

祁永正　闫　巍

**摘　要**　本文基于2015—2025年中国货币、股票、债券、外汇和大宗商品市场日度数据，综合运用DY溢出指数、基于GARCH标准化残差的动态相关分析与分位数VAR模型，对金融风险跨市场传染的强度、方向及状态依赖特征进行多维实证分析。主要研究发现有：①跨市场风险传染表现为危机驱动与阶段性爆发，且近期传染高峰的驱动机制由外部冲击主导逐步向外部冲击与国内政策预期共振并存转变。②风险传染方向存在非对称结构，其中股票市场是核心净输出方，对大宗商品、外汇和债券均呈正向净溢出，商品与外汇市场为主要净接收方。③动态相关分析显示，跨市场联动呈现主要联动链条较为清晰、方向与强度随冲击时变的特征，近年来“股票–债券”负相关与“股票–商品”正相关构成主要动态联动链条，分别体现了安全资产转移与商品金融化，“股票–外汇”与“债券–货币”等市场对关系则出现阶段性转换，说明跨市场相关性随市场环境动态调整。④传染具显著状态依赖和双尾对称放大，股票市场的风险净输出能力随分位数上升迅速衰减，外汇市场由下尾风险净输出转为上尾风险净接收，大宗商品市场则由下尾风险净接收转为上尾风险净输出。基于上述结论，本文提出健全基于传染路径的风险监测预警体系、加强政策出台窗口期预期管理与跨部门协调、提升债券市场风险缓冲功能，以及建立状态依赖型监测机制等对策建议。

**关键词**　金融风险　跨市场传染　溢出指数　动态相关　分位数VAR模型

## 一、引言

习近平总书记强调要“坚持把防控风险作为金融工作的永恒主题”，要求增强忧患意识、做好风险防控、增强金融体系韧性。中国人民银行近年来多次明确提出强化系统性风险研判、丰富宏观审慎管理工具箱、守住不发生系统性金融风险的底线。与此同时，中国金融市场改革持续深化，利率市场化基本完成，汇率弹性显著增强，互联互通机制相继落地，全面注册制改革启动，多层次市场体系日益成熟。这些举措有利于提高金融市场价格发现的效率，进而提升金融市场服务实体经济的质效；但资本流动、投资者行为和信息传递等风险传导机制随之加强，也为金融风险跨市场传染的加剧创造条件（许梦楠等，2025；王纲金 等，2026）。因此，科学识别金融风险跨市场传染的强度、方向及时变特征，对于完善宏观审慎政策框架、增强金融体系韧性具有重要的理论与现实

祁永正（通信作者），华东师范大学经济与管理学院博士研究生；闫巍，中国人民银行临沂市分行。本文仅代表作者个人观点。文责自负，与所在单位无关。

意义。

基于上述现实背景，本文选取中国货币、股票、债券、外汇和大宗商品五个代表性金融子市场，以 Shibor 隔夜利率、沪深 300 指数等核心价格指标构建 2015—2025 年日度数据集，对金融风险跨市场传染展开多维度实证分析。研究策略上，本文构建递进式实证框架：首先，运用 DY 溢出指数，量化市场间风险传染的总体强度、方向及核心风险输出源（Diebold & Yilmaz，2012、2014）；其次，为弥补方差分解不便于识别联动符号动态变化的局限，引入基于 GARCH 标准化残差的动态相关分析，捕捉不同市场在外部冲击下的非对称联动与时变特征；最后，突破传统均值假定，采用分位数 VAR 模型深入考察常态市场与极端行情下，跨市场传染的“状态依赖性”与“传染方向反转”现象。

与既有文献相比，本文可能的边际贡献主要体现在以下三个方面。第一，在研究对象上，将五个金融子市场纳入统一系统进行联合考察，覆盖由短端利率经期限结构传导、延伸至资本市场风险偏好，再到资本流动乃至实体经济的完整金融风险传染链条，从而更全面地刻画风险传染路径。第二，在方法设计上，所用三种方法各有侧重又互为补充，其中，DY 溢出指数量化风险传染的强度与净方向，动态相关分析填补方向时变性的信息缺口，分位数 VAR 模型识别极端状态下风险传染的结构性变化。第三，在经验发现上，实证结果揭示跨市场风险传染在驱动机制与结构特征上的新现象。一方面，近期传染高峰并非仅源于既有文献普遍关注的外部输入型冲击（张伟平 等，2020；蒋海 等，2021；余明桂 等，2025），国内政策预期集中重估也可能是重要驱动因素；另一方面，传染强度与方向均表现出显著的状态依赖性，均值意义下的溢出分析可能忽略极端状态下的风险传染规律。上述发现为跨市场风险监测提供了增量证据。

## 二、文献综述与理论分析

金融风险跨市场传染并非匀速、单向的静态过程，而是在传染强度上呈现非线性特征，在传染方向上呈现非对称结构且随市场状态发生调整，在动态相关系数上呈现符号分化。文献综述与理论分析围绕以上三个层面依次展开，为后续实证分析构建理论基础，并分别对应下文总溢出指数分析、方向溢出与分位数溢出分析以及动态相关性分析的核心发现。

### （一）金融风险传染强度的非线性特征与危机驱动机制

金融风险传染强度的非线性特征可从信息不对称与金融脆弱性两个理论视角加以解释。在常态市场环境下，投资者依赖各市场自身的基本面信息进行定价，此时风险传染强度相对有限；而当危机事件发生时，投资者难以在短时间内识别冲击性质与波及范围，往往通过公开、高频的价格信号进行“应激性”资产组合调整。这种基于不完全信息的重定价行为，使金融风险在市场间迅速扩散（林鸿杰 等，2026）。与此同时，金融机构杠杆操作与期限错配带来的天然脆弱性，在流动性冲击下通过同业业务、保证金追缴等机制被迅速激活，进一步强化危机时期的风险传染强度（黄金老，2001）。

国内已有研究为金融风险传染强度的非线性特征提供了直接证据。杨子晖 等（2019）基于极端风险测度与非线性检验发

现，中国金融部门间的风险传染在统计上显著拒绝线性假设，且传染强度受行业丑闻、监管政策调整等动态事件驱动，呈现出脉冲式跃升特征。王纪星 等（2026）基于模糊认知图的仿真模拟进一步表明，危机时期跨市场（跨国）风险网络的密度显著高于常态时期，且外部冲击存在明确的阈值效应，当冲击强度超过临界值后，系统内部风险经由多轮网络反馈被非线性放大。这一“直接冲击有限、间接反馈放大”的机制，为理解危机时期传染强度的跃升提供了网络动力学解释。此外，传染强度的跃升并不必然源于外部危机。当宏观政策在短期内集中出台时，政策取向与力度的集中重估构成各市场共同面对的信息冲击，投资者依据同一政策信号同步调整资产定价与风险偏好，同样可能引发跨市场定价共振，使传染强度阶段性上升。

### （二）金融风险传染的非对称性：市场功能异质性与传导渠道

总体金融风险传染强度呈非线性特征的同时，各市场在传染网络中的地位存在差异，部分市场持续充当风险的“净输出方”，部分市场则长期处于“净接收方”，即风险传染在不同市场间呈非对称性。金融风险传染的非对称性，可从资本流动渠道与行为金融渠道两方面解释。

从资本流动渠道看，市场间资金配置遵循特定的中介路径。Craig & Von Peter（2014）对银行同业拆借市场网络结构的研究表明，资金在市场参与者之间的流动依赖于少数处于网络核心的机构——“货币中心银行”凭借其资金中介规模与网络中介地位，持续地将资金由外围机构汇集后重新配置至其他银行，形成稳定的主导性资金流动路径。这一逻辑同样适用于各金融子市场之间的资金联动。例如，货币市场与债券市场作为资金融通和利率形成的基础层，其流动性变化可通过银行间拆借、债券回购、机构资产配置再平衡等渠道影响权益市场估值和风险偏好；而股票市场由于交易频率高、价格调整快、信息反映充分，集中体现资产价格层面的市场预期与流动性变化。

从行为金融渠道看，投资者的风险偏好调整往往以信息处理最活跃、交易最频繁的市场作为“锚点”。King & Wadhwani（1990）指出，由于处理原始基本面信息存在成本，投资者往往将信息含量最高、交易最活跃市场的价格变动，视为其他关联市场共同性冲击的低成本替代信号，并据此对其他市场的资产配置进行调整；更重要的是，资产配置调整强度是风险来源市场波动率的增函数——风险来源市场波动越剧烈，其价格变动所承载的“信息权重”越高，其他市场产生的联动响应也越强。因此，当某一市场出现剧烈波动时，投资者调整对该市场的预期，相应地将该市场的波动不成比例地传导至其他市场，使信息处理最活跃的市场成为主要风险输出源。

“核心–边缘”式的非对称风险传染特征，在跨部门、跨资产类别的实证研究中得到检验。Billio et al.（2012）基于格兰杰因果网络，对美国银行、保险、经纪商与对冲基金四大金融部门的分析发现，各部门间的关联性在样本期内持续增强、传染方向存在非对称特征。银行与保险部门在信用创造与资金融通体系中处于核心地位，其长期表现为金融风险的净输出方，而对冲基金等影子银行体系则更多处于净接收方。Diebold & Yilmaz（2012）基于方

向性溢出指数，对美国股票、债券、外汇与商品四大资产类别进行分析发现，跨市场波动溢出在2007年全球金融危机之前较为有限，随着危机深化显著增强，尤其在2008年9月雷曼兄弟破产后，股票市场向其他市场的溢出效应尤为突出。

上述两项研究虽然考察层级不同，但共同揭示了一个一般性逻辑：子市场在风险传染网络中所处地位，是由市场（或部门）的信息处理能力、资金中介规模及其在网络结构中的中心度所决定。据此，股票市场因其较高的信息活跃度、较大的交易规模和预期定价功能，更可能在风险传染网络中表现为风险净输出方。不过，“核心–边缘”式传染结构是在均值意义下得到，其隐含前提是各市场的风险净溢出在不同时期保持相对稳定。而外汇、商品等其他市场的风险净溢出，也会受到资本流动和风险偏好等易变因素的影响。风险净溢出是否在不同市场状态下同样稳定，仍需借助后文的分位数方法加以检验。

### （三）跨市场动态相关系数的符号分化：资产功能属性与市场环境切换

除风险传染强度与方向外，不同市场的成对联动关系也存在差异。跨市场动态相关性并非固定不变，而是由资产功能属性与市场环境共同决定。

跨市场动态关联的分化，一方面源于各类资产在投资组合中的功能属性不同，风险资产更易在经济预期改善时形成同向联动，避险资产则往往在风险偏好下降时与风险资产呈现反向变动。具体而言，Baur & Lucey（2009）提出“安全资产转移”（flight-to-quality）框架，为理解股债负相关提供了理论解释。当股票市场遭受冲击、投资者风险容忍度下降时，资金由风险资产转向被视为安全资产的主权债券，形成股票下跌、债券上涨的负向联动。Tang & Xiong（2012）关于“商品金融化”的研究，则解释了股票与大宗商品之间的正向关系。随着指数化投资在大宗商品市场兴起，大宗商品价格逐渐与股票等金融资产的定价逻辑趋同，导致二者正相关性上升。

另一方面，汇率、短期利率和大宗商品价格受资本流动、货币政策和实体经济周期的共同影响，其相关性符号还会随市场环境发生转换。Hau & Rey（2006）的研究表明，在汇率风险尚未完全对冲的国际投资组合中，股票相对收益变化会促使投资者通过资产组合再平衡调整汇率风险敞口，由此引发的跨境资本流动使股票价格与汇率之间形成联动。债券与货币市场的相关性则更多反映货币政策操作与避险需求的共同作用：国债因兼具安全性与流动性而具有便利收益，投资者对安全资产需求的上升会推高其价格（Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen，2012）；当央行实施宽松操作压低短端利率，而避险资金涌入债券市场推升国债价格时，债券价格与货币市场利率之间的负向联动可能阶段性增强。

## 三、研究设计

### （一）变量选取与数据处理

本文借鉴宫晓莉和熊熊（2020）、王纲金 等（2026）的做法，选取五个中国金融子市场的代表性指标：①货币市场选取上海银行间隔夜拆放利率（Shibor隔夜利率），作为反映流动性状况与短期资金成本的核心利率指标；②股票市场选取沪深300指数，综合反映A股市场大盘蓝筹股的走势；③债券市场选取上证国债指数，反映国债市场的整体价格变动；④外汇市

表 1　主要变量描述性统计

| | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 偏度 | 超额峰度 | J–B 统计量 | ADF 统计量 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 沪深 300 指数 | 0.0090 | 1.3698 | –9.1542 | 8.1420 | –0.7780 | 7.0519 | 5808.3070 | –9.3499 |
| 上证国债指数 | 0.0162 | 0.0441 | –0.2932 | 0.3967 | 0.2890 | 7.8907 | 6971.7017 | –9.1291 |
| Shibor 隔夜利率 | –0.0008 | 0.1679 | –0.9710 | 1.5160 | 1.2881 | 12.2851 | 17548.3587 | –11.5367 |
| USD/CNY 中间价 | 0.0052 | 0.2202 | –1.4117 | 1.8403 | 0.3104 | 6.5139 | 4768.6789 | –20.8205 |
| 大宗商品价格指数 | 0.0046 | 0.2655 | –1.4867 | 2.5425 | 1.1430 | 11.1271 | 14371.6148 | –10.8122 |

注：均值、标准差、最小值和最大值的单位为 %（Shibor 隔夜利率为百分点）；J-B 统计量与 ADF 统计量均在 1% 水平下显著。

场选取中国外汇交易中心发布的美元兑人民币（USD/CNY）中间价，反映人民币汇率的基准水平；⑤大宗商品市场选取中国大宗商品价格指数，反映国内大宗商品市场的整体价格走势。对于价格类指标，采用对数差分方法转换为对数收益率序列。对于利率类指标，采用一阶差分处理以消除趋势影响。研究样本区间为 2015 年 1 月 5 日至 2025 年 12 月 31 日，经交易日对齐处理后共获得 2 674 个交易日数据，差分后为 2 673 个日度观测。数据来源包括 Wind 数据库、外汇局、AKShare 数据平台。

表 1 报告主要变量的描述性统计。从标准差来看，股票市场波动最为剧烈（标准差为 1.3698%），债券市场最为稳定（标准差为 0.0441%），与不同市场的风险收益特征相一致。所有序列均呈现“尖峰厚尾”的分布特征，即峰度均大于 3，且偏度均异于零，Jarque-Bera 统计量均在 1% 水平下拒绝正态分布原假设。ADF 单位根检验结果表明，所有收益率 / 差分序列均在 1% 显著性水平下拒绝原假设，为平稳时间序列。此外，各序列均表现出显著的 ARCH 效应[①]，支持采用 GARCH 模型进行进一步分析。

图 1 展示五个市场在样本区间内的价格走势。沪深 300 指数在 2020 年新冠疫情冲击后快速反弹，并在 2021 年初达到阶段性高点后进入震荡调整；上证国债指数整体呈现稳步上升趋势；Shibor 隔夜利率在 2015—2022 年间呈现区间波动特征，而在 2023—2025 年期间持续下行；美元兑人民币汇率在 2015 年“8 · 11 汇改”后经历了显著调整，此后在双向波动中整体呈现人民币温和走弱的趋势，2022 年美联储加息周期中一度突破 7.2 关口；大宗商品价格指数在 2021 年达到阶段高点后有所回落，至 2025 年已回到 2018—2019 年水平附近。

图 2 报告五个市场对数收益率 / 差分序列的相关系数矩阵。结果显示，各市场间的线性相关性总体较弱，与日度数据的高噪声特征和不同市场的异质性交易结构相符。值得关注的是，股票市场与大宗商品市场之间存在正相关关系，反映出两者共同受宏观经济周期的影响；而股票市场与债券市场之间存在负相关关系，体现出安全资产转移效应。Shibor 隔夜利率变动与其他四个市场的相关性最低，表明其与其他市场的短期联动相对较弱。

图 3 报告各市场 60 日滚动波动率的时

① 限于篇幅，ARCH-LM检验结果此处从略。

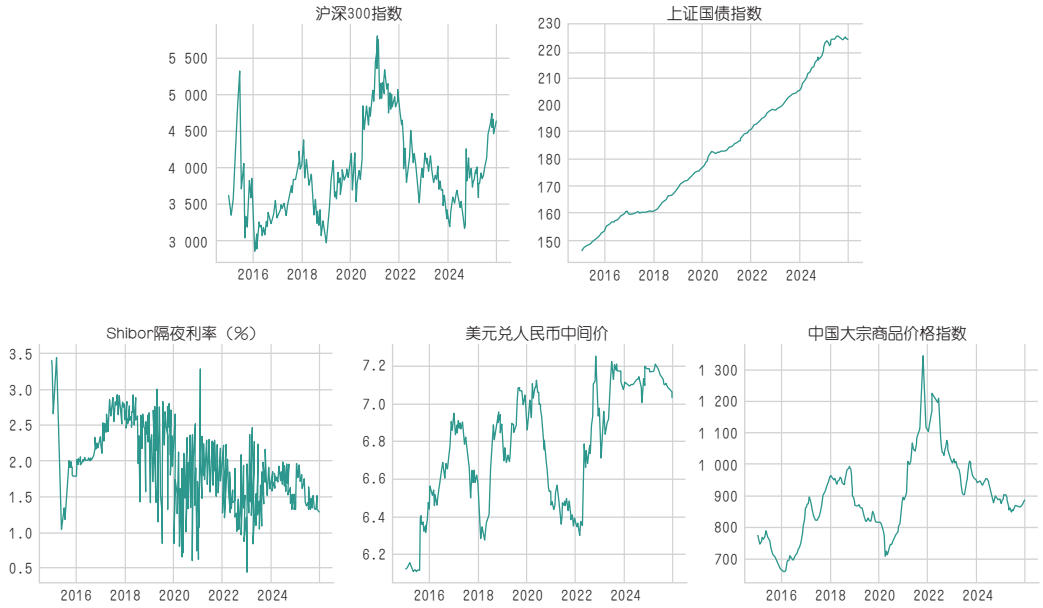


图 1　主要市场价格走势（2015—2025）

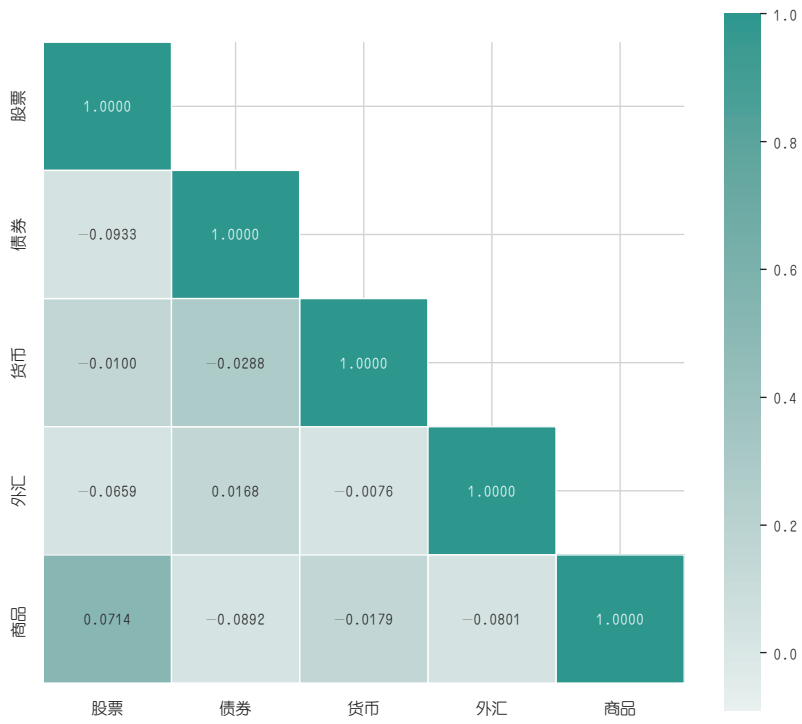


图 2　跨市场收益率相关系数矩阵

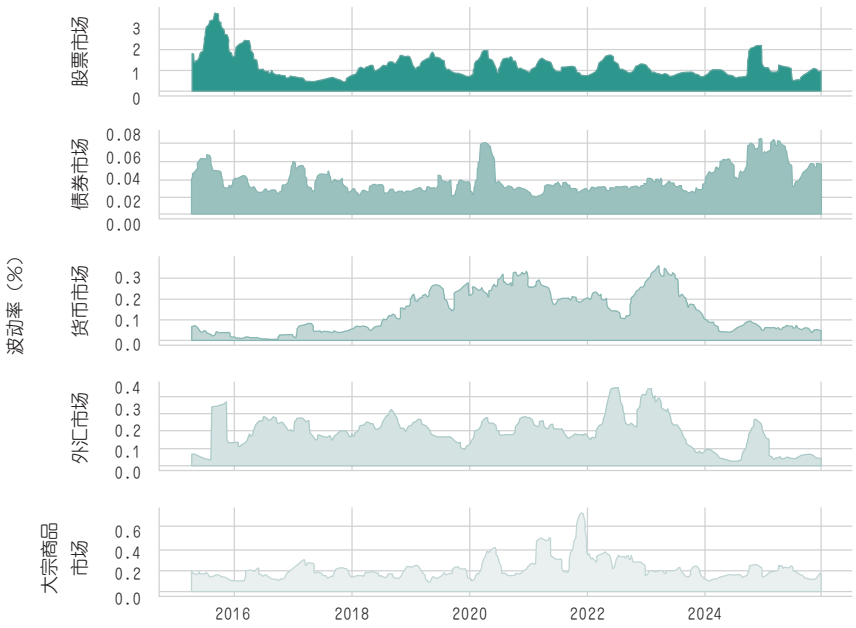


图 3　60 日滚动波动率（2015—2025）

序变化。2015 年股市异常波动期间股票市场波动率急剧攀升，达到样本期内最高水平；2020 年疫情暴发初期所有市场波动率同步上升，呈现明显的共振特征；2022 年美联储加息周期中外汇市场的波动率显著增强，大宗商品市场波动率则在 2021 年末达到样本期高点。波动率的集聚效应和阶段性爆发特征，为跨市场风险传染的存在提供初步证据。

### （二）模型设定

本文采用三种互补的实证方法考察金融风险跨市场传染效应。**首先，**采用 Diebold & Yilmaz（2012）提出的溢出指数（以下简称“DY 溢出指数”），该方法基于广义预测误差方差分解，构建各市场间的有向加权溢出网络。DY 溢出指数能够量化风险传染的总强度（总溢出指数）、方向性（对外溢出和受到溢出）以及净溢出水平，从而识别风险传染的净输出方和净接收方。具体而言，总溢出指数反映五个市场间风险传染的总体强度，计算公式为所有非对角元素之和除以市场数量。对外溢出衡量某一市场的冲击对其他四个市场的贡献度之和，受到溢出衡量其他四个市场的冲击对该市场的影响之和（二者均除以市场数量进行标准化），净溢出（对外溢出与受到溢出之差）则反映该市场在风险传染网络中的净地位（正值表示净输出方，负值表示净接收方）。

需要说明的是，DY 溢出指数虽可通过滚动窗口刻画风险传染强度和净溢出方向的动态演变，但不便于揭示市场成对联动的时变符号特征。因此，本文进一步引入基于 GARCH 标准化残差的滚动相关分析作为补充，用以识别资产对之间的动态关联结构。具体而言，第一步对每个序列拟合单变量 GARCH（1，1）模型，提取标准化残差（$u_t=\varepsilon_t/\sigma_t$），以消除异方差对

表 2　全样本静态溢出指数（%）

| 风险来源<br>风险接收 | 股票 | 债券 | 货币 | 外汇 | 商品 | 受到溢出 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 股票 | 99.6644 | 0.0788 | 0.0122 | 0.0718 | 0.1728 | 0.0671 |
| 债券 | 1.0194 | 98.2121 | 0.0812 | 0.0853 | 0.6020 | 0.3576 |
| 货币 | 0.0114 | 0.1099 | 99.7725 | 0.0270 | 0.0793 | 0.0455 |
| 外汇 | 3.0625 | 0.1063 | 0.0377 | 96.6765 | 0.1170 | 0.6647 |
| 商品 | 3.3220 | 0.8023 | 0.1694 | 0.3892 | 95.3172 | 0.9366 |
| 对外溢出 | 1.4831 | 0.2195 | 0.0601 | 0.1147 | 0.1942 | |

注：矩阵中非对角元素为列所示风险来源市场对行所示风险接收市场预测误差方差的贡献度；“受到溢出”与“对外溢出”分别为相应行、列非对角元素之和除以市场数量后的标准化值。

相关性估计的影响；第二步在标准化残差的基础上，采用 60 日滚动窗口计算各市场对之间的动态相关系数，记为 $\rho_{ij,t}=Corr[u_{i,(t-60:t-1)}, u_{j,(t-60:t-1)}]$。相较于直接使用原始收益率计算滚动相关系数，基于 GARCH 标准化残差能够降低危机期波动率上升导致的机械性相关增强问题，避免将异方差下的统计相关误判为真实传染关系强化，从而更准确地识别市场间联动方向的时变特征（Forbes & Rigobon，2002）。

最后，DY 溢出指数代表市场间风险传染的均值水平，隐含假定传染强度在不同市场状态下保持稳定。考虑到跨市场风险联动往往具有显著的状态依赖性，即市场剧烈下跌或急速上涨时的联动强度，可能远高于常态波动区间。为此，本文借鉴 Ando et al.（2022）的思路，将均值 VAR 模型拓展为分位数 VAR 模型，分别在市场下尾状态（$\tau$=0.05）、常态波动（$\tau$=0.25、0.50、0.75）与上尾状态（$\tau$=0.95）[①] 五个分位数水平上重新估计溢出网络，进而计算各分位数下的总溢出指数、净溢出指数以及广义预测误差方差分解矩阵。与均值 VAR 模型相比，分位数 VAR 模型的优势在于允许风险传染的强度和路径随市场状态（是否处于极端行情）发生结构性变化，从而更准确地描述下行时期与上行时期跨市场风险传染的差异化特征。当 $\tau$ 取 0.5 时，模型近似退化为条件中位数回归，与均值 VAR 模型下的溢出指数结果具有可比性。

## 四、实证结果

### （一）溢出网络分析

基于 VAR 模型的广义预测误差方差分解（10 步预测期）[②]，表 2 报告全样本静态溢出分析结果。总体来看，全样本期内总溢出指数为 2.0715%，表明各市场之间的风险传染强度相对温和。从方向性溢出看，股票市场是最主要的风险净输出方：股票市场对其他市场的绝对溢出之和为 7.4153%，折算为系统标准化的对外溢出为 1.4831%；而股票市场受到的外来溢出之和仅为 0.3356%，标准化后的受到溢出为 0.0671%；标准化的对外溢出与受到溢

① 下尾状态指各金融子市场收益率或变动同处分布左尾的极端行情；上尾状态指同处分布右尾的极端行情。

② 本文依据BIC信息准则选取最优滞后期为2阶。随着滞后阶数增加（滞后1阶增加至滞后6阶），总溢出指数由1.73%递增至2.75%，结论方向不受滞后阶数选取的影响。预测步数的敏感性分析表明，预测期由10步延长至15步、20步时，总溢出指数仅由2.07%微升至2.08%，结果趋于稳定，表明10步预测期选取合理。

出指数差额，即为股票市场的净溢出指数(+1.4160%)。从绝对数值上看，股票市场的输出效应是其输入效应的 22.10 倍，即其施加的溢出效应远大于其受到的溢出效应。这一结果表明，股票市场作为宏观经济的“晴雨表”，其价格波动不仅反映当前基本面变化，也体现投资者对未来经济的预期，因此股票市场冲击易向其他金融市场传导（邓创 等，2026)。相比之下，大宗商品市场和外汇市场主要表现为风险净接收方。债券市场的净溢出相对中性，与其避险资产属性相一致。货币市场的净溢出指数仅为 +0.0146%，与其他市场的风险传染关联较弱。

图 4 报告基于 252 日滚动窗口的动态总溢出指数，其中点线标注中美经贸摩擦、新冠疫情暴发和美联储加息三个外部冲击事件，虚线标注纾困与稳市场政策（2018 年 10 月）、疫情期流动性支持（2020 年 2 月）、稳经济一揽子措施（2022 年 5 月）和金融支持政策组合（2024 年 9 月）四次国内宏观支持政策集中出台的时点。总溢出指数在样本期间内呈现危机驱动和阶段性爆发特征。① 2018 年 3 月中美经贸摩擦升级时，总溢出指数仅约 4.3%，此后虽有小幅回升，但 2018—2019 年最高仅约 7.9%；2018 年 10 月纾困与稳市场政策出台前后，总溢出指数亦未见明显跳升，表明渐进式外部冲击对跨市场传染的推升作用有限。② 2020 年疫情暴发初期，总溢出指数仅由约 6% 升至约 8%，尚未达到阶段性峰值；此后随着疫情冲击持续纳入 252 日估计窗口，总溢出指数急剧攀升，至 2020 年 11 月前后形成样本期内第一个峰值（约 14.5%），反映出极端外部不确定性下各金融子市场间风险传染的同步加剧。③ 2022 年美联储启动激进加息周期后，由于资本外流和全球流动性紧缩，总溢出指数在经历短期筑底后（约 4.5% 的局部低谷），呈现出平缓、温和的震荡回升态势，表明美联储货币政策冲击对我国金融市场的跨市场联动产生时滞性温和影响。同期，2022 年 5 月稳经济一揽子措施出台前后，总溢出指数亦维持在 5% 左右，未见明显跳升。④ 2024 年下半年至 2025 年期间，总溢出指数出现急剧攀升（由 2024 年年中约 4% 的低位升至 2024 年 10 月的约 16.5%），并于 2025 年 10 月前后达到约 17% 的样本期峰值。这可能主要与国内宏观及资本市场支持政策集中出台（如 2024 年 9 月的金融支持政策组合）后市场预期快速修复、多市场定价同步调整有关，2025 年 4 月美国加征关税引发的全球市场波动等外部冲击也可能对该阶段的持续高位有所贡献。需要指出的是，2025 年 10 月后总溢出指数回落至约 11%，时点上恰与 2024 年 9 月政策冲击移出 252 日估计窗口相吻合，表明该阶段的持续高位在一定程度上反映了滚动窗口对集中冲击的持续纳入，这与 2020 年疫情期峰值的形成机制类似。值得注意的是，在相对平稳的经济金融环境下（如 2017—2018 年上半年），总溢出指数基本维持在 5.5% 以下的较低水平。以上结果表明，金融风险跨市场传染具有明显的非线性切换和阶段性爆发特征，且近年来呈现由外部冲击驱动向外部冲击与国内政策预期共振并存转变的新现象：突发且难以预期的外部冲击（如新冠疫情）可显著推升传染强度，而预期较为充分、渐进释放的外部冲击（如美联储加息、中美经贸摩擦）影响相对温和；国内宏观政策集中出台后的预期重估与多市场共振，则可能是

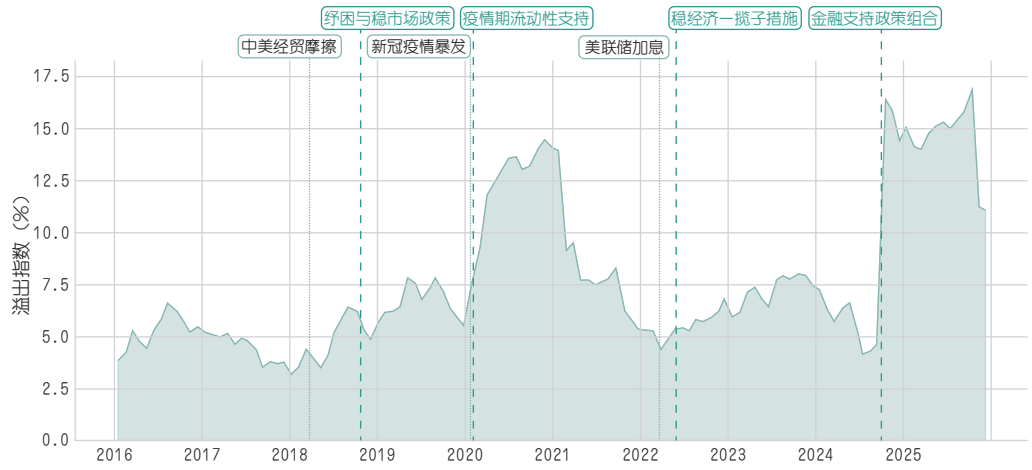


图 4　金融市场总溢出指数（252 日滚动窗口）

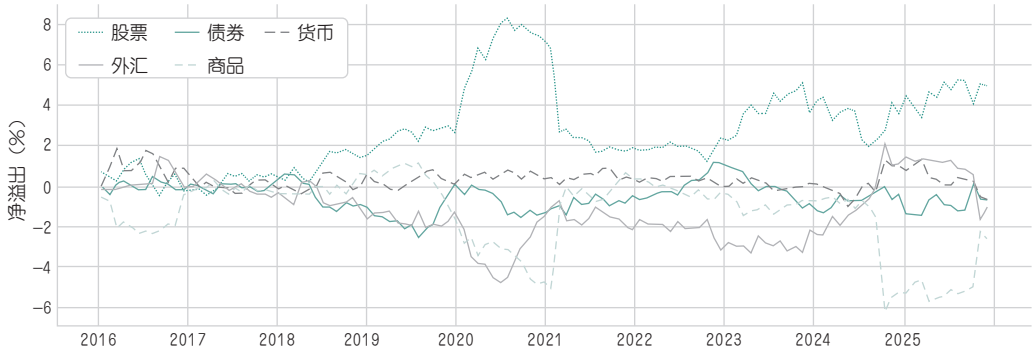


图 5　各市场净溢出指数（252 日滚动窗口）

近期传染高峰的重要原因。

图 5 展示各市场净溢出水平的动态变化。其中，在绝大部分时期，股票市场是最核心、持续的风险净输出方。尤其在 2020 年疫情初期，股票市场的净溢出水平显著上升。大宗商品市场和外汇市场则在多数时期表现为风险净接收方。主要原因是，我国作为全球最大的大宗商品进口国，国内商品价格和人民币汇率往往处于全球供需与国际宏观政策波动的接收端，从而在风险传染链条中处于相对被动位置。值得关注的是，在 2024 年底至 2025 年期间，各市场的净溢出结构发生剧烈分化。其中，大宗商品市场的净溢出水平跌至 −6%；外汇市场则一改负溢出状态，反弹至正净溢出值。这一分化可能与两方面因素有关：其一，2024 年 9 月下旬金融支持政策组合出台后，权益市场预期与风险偏好快速重估，股票市场的风险输出相应增强，而大宗商品价格主要取决于供需基本面和外部定价，对国内政策预期的消化相对滞后，更多表现为被动承接来自股票市场的冲击，净接收规模随之显著扩大；其二，政策集中出台叠加美元汇率阶段性大幅波

动（2024 年第四季度美元走强、2025 年美元走弱）等外部环境变化，使汇率预期与跨境资本流动对国内市场预期的反馈增强，外汇市场向其他市场传递风险的作用上升，推动其净溢出由负转正。此外，货币市场和债券市场的净溢出水平长期在零值上下温和波动，表明其在风险网络中处于相对中性的地位。

为进一步识别风险传染的双边关系，图 6[①] 基于表 2 同一方差分解矩阵，报告两两市场间的成对净溢出。其中，股票市场对债券、外汇和大宗商品市场均呈正向净溢出，对大宗商品市场的净溢出最强（+3.1491%），对外汇市场的净溢出次之（+2.9907%），对债券市场的净溢出则为 +0.9406%。与此相对应，大宗商品市场和外汇市场主要表现为风险净接收方，与股票市场之间呈现非对称传染特征。因此，防范系统性金融风险需将股票市场作为重点监控对象，关注股市异常波动对大宗商品市场和外汇市场的跨市场风险传染。

### （二）动态相关分析

作为溢出网络分析的补充，本节进一步采用 GARCH 标准化残差结合滚动窗口的方法，考察各市场间风险传染的动态演变特征。GARCH（1，1）模型的估计结果显示[②]，所有市场的条件方差方程参数（$\alpha+\beta$）均接近 1，表明各市场波动率均具有高度持久性，呈现典型的波动集聚效应（Bollerslev，1986）。在提取 GARCH 标准化残差的基础上，采用 60 日滚动窗口计算各市场对之间的动态相关系数序列（图 7）。主要发现如下。

**第一，**“股票-债券”市场呈现“股债跷跷板”的特征。虽然股债相关系数在样本期内存在一定的周期性切换，但在 2024—2025 年，股债相关系数呈现持续负相关特征，并在 2024 年底至 2025 年处于样本期内较低水平，在一定程度上印证安全资产转移效应，即债券在股市大幅调整时能够发挥避险功能。

**第二，**“股票-商品”市场多数时期呈现正相关关系。在 2020 年新冠疫情暴发期，由于全球流动性大起大落引发股商共振，该相关系数急剧攀升。当宏观经济处于下行与极端冲击期时，资本市场的周期性行业（如钢铁、建材等）与上游大宗商品价格形成高度联动，将削弱金融市场的风险分散作用。

**第三，**“股票-外汇”市场在 2018 年以后多数时期表现出负相关特征。股汇联动在 2020 年疫情期和 2022 年美联储激进加息周期中尤为明显。美元强势导致人民币面临持续性贬值压力，同时跨境资本流出对资本市场资金面形成负面冲击。这反映出资本账户渐进开放进程中，保持人民币汇率在合理均衡水平上基本稳定的重要性。

**第四，**其他市场对之间的动态相关系数在常态下相对较小，但在极端冲击下强度或方向发生变化。例如，“债券-货币”相关系数在多数时期为小幅负值，而疫情期间负相关有所增强，反映出货币政策宽松与避险资金涌入债市形成的政策市场联动效应。此外，“债券-商品”以及“外汇-商品”在外部冲击下也出现相关系数符号

① 图6~9，见增强出版，中国知网—《金融市场研究》。
② 限于篇幅，完整估计结果此处从略。

表 3　分阶段平均动态相关系数

| | 股票–债券 | 股票–货币 | 股票–外汇 | 股票–商品 | 债券–货币 | 债券–外汇 | 债券–商品 | 货币–外汇 | 货币–商品 | 外汇–商品 | 绝对值均值 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2015 年股市异常波动前 | 0.2138 | 0.0174 | 0.06 | −0.0824 | −0.0307 | 0.1066 | −0.1432 | 0.1918 | −0.0534 | −0.0647 | 0.0964 |
| 2015 年股市异常波动期 | 0.1305 | −0.1048 | 0.0892 | 0.0919 | −0.043 | −0.0515 | 0.1321 | 0.0714 | 0.0527 | 0.042 | 0.0809 |
| 股市异常波动后恢复期 | 0.101 | −0.0719 | 0.0381 | 0.0916 | −0.0436 | 0.0053 | 0.0039 | −0.0149 | −0.0412 | −0.0436 | 0.0455 |
| 中美经贸摩擦期 | −0.057 | 0.0295 | −0.0567 | 0.135 | −0.0192 | 0.0132 | −0.0227 | 0.0159 | 0.0133 | −0.0455 | 0.0408 |
| 新冠疫情期 | −0.3471 | −0.0611 | −0.1414 | 0.4462 | −0.0692 | 0.0551 | −0.3783 | −0.21 | −0.0393 | −0.1733 | 0.1921 |
| 疫后复苏期 | 0.0575 | −0.0297 | −0.132 | 0.0696 | −0.0421 | 0.0703 | −0.0378 | −0.0046 | −0.0407 | −0.2065 | 0.0691 |
| 美联储加息周期 | −0.0952 | 0.035 | −0.1932 | 0.0798 | 0.0213 | 0.0113 | −0.0488 | 0.0262 | 0.0266 | −0.1149 | 0.0652 |
| 2024—2025 年 | −0.3075 | −0.0747 | −0.0903 | 0.18 | −0.0661 | 0.0393 | −0.0183 | −0.0396 | 0.0441 | −0.0044 | 0.0864 |

注：各阶段划分为 2015 年股市异常波动前（2015 年 4 月 8 日—6 月 12 日）、2015 年股市异常波动期（2015 年 6 月 15 日—12 月 31 日）、股市异常波动后恢复期（2016 年 1 月—2017 年 12 月）、中美经贸摩擦期（2018 年 1 月—2019 年 12 月）、新冠疫情期（2020 年 1 月 20 日—6 月 30 日）、疫后复苏期（2020 年 7 月—2022 年 2 月）、美联储加息周期（2022 年 3 月—2023 年 12 月）和 2024—2025 年（2024 年 1 月—2025 年 12 月）；表中数值为各阶段 GARCH 标准化残差 60 日滚动相关系数的均值，“绝对值均值”为 10 组市场对相关系数绝对值的平均值。

转向，表明危机时期市场联动机制更加复杂化。

表 3 分阶段统计总体支持风险传染的危机驱动特征。针对某一阶段，对各市场对的动态相关系数取绝对值后求均值，以衡量该阶段的整体传染强度：疫情期的跨市场传染强度最高，远高于 2015 年股市异常波动期和中美经贸摩擦期。疫情冲击的特殊点在于：一是冲击具有全球同步性，各市场间相关性大幅攀升，股票与商品的同涨同跌，股债避险转移达到极端水平；二是政策应对力度空前，各国央行大规模宽松和财政刺激政策在短期内释放大量流动性；三是极端不确定性导致投资者进行无差别资产抛售与系统性回补，进一步加剧市场间的同涨同跌。

从 2024—2025 年的情况来看，跨市场平均联动强度低于疫情期但高于 2015 年股市异常波动期水平，表明跨市场联动性在经历多轮冲击后较 2016—2019 年明显上升。这一变化对宏观审慎监管提出新的要求——监管框架需适应市场间增强的联动性，从单一市场监测转向跨市场综合研判。需要说明的是，这一阶段排序与前文溢出指数结果（2024—2025 年总溢出指数高于疫情期）并不矛盾：动态相关系数刻画的是标准化残差的同期线性联动，而溢出指数基于 VAR 模型的预测误差方差分解，同时反映同期与跨期的传导效应，二者侧重不同、互为补充。

### （三）分位数溢出指数分析

为进一步刻画金融风险传染在不同市场状态下的特征，本节在前述分析基础上，采用分位数溢出指数考察跨市场风险传染的状态依赖性。

图 8（a）展示总溢出指数随分位数变化的 U 形分布。分位数取 $\tau=0.50$ 时，五类市场间的总溢出指数仅为 2.7765%，表

明正常环境中各市场运行相对独立，跨市场风险传染程度有限。然而，当市场进入极端状态时，风险传染强度急剧放大：下尾状态对应的总溢出指数高达 40.8086%，上尾状态亦达 38.6298%，表明跨市场风险传染具有显著的状态依赖性，与 Ando et al.（2022）的实证发现一致。值得注意的是，下尾状态与上尾状态的总溢出指数高度接近，体现出风险传染在双尾极端状态下的对称放大特征。

图 8（b）热力表中，各市场净溢出方向随分位数变动而变动。股票市场在下尾状态表现为风险输出方（净溢出指数为 +7.1151%），但随分位数上升，其净输出能力迅速衰减，至上尾状态时转为微弱的净接收方（−0.2508%）。外汇市场呈现明显的溢出方向逆转：在下尾状态，外汇市场为净风险输出方（+4.3828%），而在上尾状态转变为净风险接收方（−10.1890%）。大宗商品市场的分位数特征与外汇市场形成对称：在下尾状态为净接收方（−7.5980%），而在上尾状态则为净输出方（+12.6464%）。这一结果表明，大宗商品市场在下尾状态下被动承受风险，而在上尾状态下则成为跨市场风险扩散的主要源头，与商品金融化背景下大宗商品价格的顺周期特征吻合（Tang & Xiong，2012）。债券市场与货币市场的净溢出指数整体较小，且在各分位数间波动幅度有限，仅在两端尾部转为小幅净接收方，表明二者在跨市场风险网络中的传染方向性相对较弱。

与全样本静态矩阵不同，图 9 基于分位数 VAR 模型，分别在 $\tau$=0.05、$\tau$=0.50、$\tau$=0.95 三个分位数估计方差分解矩阵，从而识别风险传染强度和方向在不同市场状态下的变化。

就下尾状态而言，股票市场对外汇市场的方差贡献为 32.3136%，外汇市场对股票市场的方差贡献为 28.8335%，二者形成显著的双向反馈路径，构成该状态下跨市场风险传染的核心渠道。与此同时，股票市场对债券市场的方差贡献达 24.5205%，对大宗商品市场的贡献为 22.2044%。这表明在下行冲击期，股票市场不仅与外汇市场形成强烈联动，还同步向债券市场和大宗商品市场扩散风险，成为下尾状态主要风险输出源。这与图 8（b）中，股票市场在下尾状态表现为最大净风险输出方的结论一致。

常态市场中，各市场自身贡献均超过 95%，跨市场溢出效应微弱，印证前述总溢出指数在中位数下仅为 2.7765% 的结论。

而在上尾状态，大宗商品市场取代股票市场成为主要风险输出源：大宗商品市场对外汇市场的方差贡献高达 42.6268%，对债券市场的贡献为 40.2972%，对股票市场的贡献为 12.2809%。上行冲击期风险传染的结构转变表明，大宗商品价格波动通过多条渠道向其他市场扩散，形成以大宗商品市场为核心的风险传染结构。这与图 8（b）中，大宗商品市场在上尾状态表现为最大净风险输出方的结论相互印证。

## 五、结论与建议

### （一）主要结论

本文以货币市场、股票市场、债券市场、外汇市场和大宗商品市场为研究对象，综合运用 DY 溢出指数、基于 GARCH 标准化残差的动态相关分析与分位数 VAR 模型，对金融风险跨市场传染进行多维度分

析，主要研究结论如下。

**一是**跨市场风险传染具有阶段性爆发特征，且近年来呈现由外部冲击驱动向外部冲击与国内政策预期共振并存转变的新现象。2020 年疫情期间总溢出指数攀升至约 14.5%，2024 年下半年至 2025 年进一步升至样本期内最高水平。新现象表明，跨市场风险传染不再仅由外部危机事件触发，国内政策预期变化同样可能引发市场共振。

**二是**风险传染方向存在非对称结构。静态溢出结果显示，股票市场净溢出指数为 +1.4160%，其风险输出效应明显高于输入效应。成对净溢出结果进一步显示，股票市场对大宗商品市场和外汇市场的风险传染最为突出。这一结果表明，股票市场在跨市场风险传染网络中处于核心位置，是风险传染的主要源头。

**三是**动态相关分析表明，跨市场联动关系呈现主要联动链条较为清晰、方向与强度随冲击时变的特征。近年来的“股票-债券”负相关和“股票-商品”正相关，分别反映安全资产转移效应与商品金融化特征。“股票-外汇”“债券-货币”等市场对关系则出现阶段性转换，说明跨市场相关性随市场环境发生动态调整。分阶段比较显示，疫情期跨市场动态联动强度最高，说明全球同步性冲击更易导致全面市场共振；2024—2025 年联动强度明显高于 2016—2019 年平稳时期，显示我国金融市场间的联动性在多轮冲击后明显增强。

**四是**跨市场风险传染具有显著的状态依赖特征。分位数溢出结果显示，常态市场下总溢出指数仅为 2.7765%，而下尾状态与上尾状态下分别攀升至 40.8086% 和 38.6298%。此外，外汇市场与大宗商品市场呈现风险传染方向逆转：外汇市场在下尾状态为净风险输出方，在上尾状态转为净风险接收方；大宗商品市场则相反，在下尾状态为净接收方，在上尾状态转为净输出方。这一发现表明，均值意义下的溢出分析可能忽略极端市场状态下的风险传染规律。

### （二）政策建议

基于上述研究结论，本文提出以下政策建议。

**一是**健全基于传染路径的跨市场风险监测预警体系。鉴于股票市场是风险传染网络中的核心净输出方，应将股票市场异常波动及其对外溢出强度纳入系统性风险预警指标，并同步跟踪大宗商品市场和外汇市场等主要风险接收方的响应状况。在股票市场异常波动时及时开展跨市场联合研判，防止金融风险沿股票-商品、股票-外汇两条主要传染链条扩散。

**二是**加强政策出台窗口期的预期管理和跨部门协调。本文发现 2024—2025 年跨市场传染高峰与宏观政策集中出台后市场预期快速修复、集中重估在时间上较为吻合，说明政策信息集中释放可能引发多市场定价同步调整。建议加强财政、货币、金融监管等部门之间的政策节奏协调，通过前瞻沟通和分步释放等方式稳定市场预期（周开国 等，2021）。

**三是**提升债券市场的风险缓冲功能。近年来“股票-债券”负相关关系表明，债券市场在股票市场剧烈波动时期能够在一定程度上发挥避险功能。因此，可以考虑进一步完善国债市场交易机制，增强其承接避险资金、稳定市场预期的能力。

**四是**强化风险传染方向转换的动态跟踪，建立分市场状态的差异化风险监测机制。分位数溢出结果表明，跨市场风险传

染具有状态依赖性。监管部门应据此加强对短期跨境资本流动、汇率预期变化以及大宗商品价格顺周期特征的动态监测，并在现有体系基础上引入分位数或状态依赖型风险指标。针对市场剧烈下跌与快速上涨两种极端情形分别设置预警阈值与应对预案，以提升宏观审慎政策工具应对极端市场状态的精准性。N

学术编辑：张毓

参考文献

[1] 邓创,杨晨龙,谢敬轩.投资者情绪与中国的金融资产价格尾部风险[J].系统工程理论与实践,2026,46(8):3176-3193.

[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] 黄金老.论金融脆弱性[J].金融研究,2001(3):41-49.

[4] 蒋海,吴文洋,韦施威.新冠肺炎疫情对全球股市风险的影响研究——基于ESA方法的跨市场检验[J].国际金融研究,2021(3):3-13.

[5] 林鸿杰,傅亨妮,杜轩琦,等.防范金融风险跨区域跨市场跨境传递共振[J].宏观经济管理,2026(1):82-92.

[6] 王纲金,王敏,冯羽森.新发展格局下中国跨市场金融风险传染效应研究——基于块聚合网络视角[J].系统工程理论与实践,2026,46(3):1067-1085.

[7] 王纪星,王晖,姚晓阳,等.基于模糊认知图的金融风险非线性传染及仿真模拟[J].系统工程,2026,44(3):145-158.

[8] 许梦楠,许启发,蒋翠侠.中国系统性金融风险溢出效应研究:基于TENET模型[J].系统工程学报,2025,40(4):555-573.

[9] 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[J].经济研究,2019,54(5):63-80.

[10] 余明桂,安剑锋,贺蒙蒙,等.美联储紧缩性货币政策与中国债券市场风险——来自企业双币种发债的微观证据[J].中国工业经济,2025(2):42-60.

[11] 张伟平,庄新田,李延双.股市网络拓扑结构与系统性风险贡献度:基于VaR风险网络模型[J].管理工程学报,2020,34(4):171-181.

[12] 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.

[13] Ando T,Greenwood-Nimmo M,Shin Y.Quantile connectedness:modeling tail behavior in the topology of financial networks[J].Management Science,2022,68(4):2401-2431.

[14] Baur D G,Lucey B M.Flights and contagion—an empirical analysis of stock–bond correlations[J].Journal of Financial Stability,2009,5(4):339-352.

[15] Billio M,Getmansky M,Lo A W,et al.Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors[J].Journal of Financial Economics,2012,104(3):535-559.

[16] Bollerslev T.Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J].Journal of Econometrics,1986,31(3):307-327.

[17] Craig B,Von Peter G.Interbank tiering and money center banks[J].Journal of Financial Intermediation,2014,23(3):322-347.

[18] Diebold F X,Yilmaz K.Better to give than to receive:predictive directional measurement of volatility spillovers[J].International Journal of Forecasting,2012,28(1):57-66.

[19] 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.

[20] Forbes K J,Rigobon R.No contagion,only interdependence:measuring stock market comovements[J].The Journal of Finance,2002,57(5):2223-2261.

[21] Hau H,Rey H.Exchange rates,equity prices,and capital flows[J].The Review of Financial Studies,2006,19(1):273-317.
[22] King M A,Wadhwani S.Transmission of volatility between stock markets[J].The Review of Financial Studies,1990,3(1):5-33.
[23] Krishnamurthy A,Vissing-Jorgensen A.The aggregate demand for treasury debt[J].Journal of Political Economy,2012,120(2):233-267.
[24] Tang K,Xiong W.Index investment and the financialization of commodities[J].Financial Analysts Journal,2012,68(6):54-74.

## Intensity, Direction, and State–Dependent Characteristics of Cross–Market Financial Risk Contagion

QI Yongzheng[1] YAN Wei[2]
(1. School of Economics and Management, East China Normal University; 2. Linyi Branch, People's Bank of China)

**Abstract** This paper conducts a multidimensional empirical analysis of the intensity, direction, and state-dependent characteristics of cross-market financial risk contagion. The study is based on daily data from China's money, stock, bond, foreign exchange, and commodity markets from 2015 to 2025, and applies the Diebold–Yilmaz (DY) spillover index, GARCH-based dynamic correlation analysis, and the quantile VAR model for its analysis. The main findings are as follows: First, cross-market risk contagion is crisis-driven and characterized by episodic surges, and the driver of the recent contagion peak has gradually shifted from external shocks alone to the joint resonance of external shocks and domestic policy expectations. Second, the direction of risk contagion exhibits an asymmetric structure. The stock market is the core net transmitter, showing positive net spillovers to commodities, foreign exchange, and bonds, while the commodity and foreign exchange markets are the main net receivers. Third, dynamic correlation analysis shows that cross-market linkages exhibit relatively clear main linkage chains, with their direction and strength varying over time in response to shocks. In recent years, the negative stock–bond correlation and the positive stock–commodity correlation have reflected the flight-to-quality effect and the financialization of commodities, respectively, while market-pair relationships such as stock–foreign exchange and bond–money market have undergone phase-dependent reversals. These findings indicate that cross-market correlations adjust dynamically with the market environment. Fourth, contagion exhibits significant state dependence and symmetric amplification at both tails: the net transmitting capacity of the stock market declines rapidly as the quantile rises, the foreign exchange market shifts from a net risk transmitter in the lower tail to a net risk receiver in the upper tail, while the commodity market shifts from a net risk receiver in the lower tail to a net risk transmitter in the upper tail. Based on these findings, this paper proposes policy recommendations including improving a risk monitoring and early-warning system based on contagion paths, strengthening expectation management and cross-departmental coordination during policy release windows, enhancing the risk-buffering function of the bond market, and establishing a state-dependent monitoring mechanism.

**Keywords** Financial Risk, Cross-Market Contagion, Spillover Index, Dynamic Correlation, Quantile VAR
**JEL Classification** G01 G10 G15