

股票市场国际联动与金融传染

钱宗鑫, 付鹏璐, 宋科

[摘要] 为了更好地解释2020年以来中国股票市场与其他主要股票市场间的金融传染问题,本文采用内生状态转移的马尔可夫区制转移向量自回归模型作为统一分析框架,讨论了中国股票市场和美国、英国、法国、德国、日本股票市场间的金融传染特征,并为研究中国股票市场金融传染渠道提供了典型事实和经验证据。模型估计结果表明,相较于美国、法国、日本,中国股票市场是金融传染的接受者。中国股票市场与美国、英国、法国、德国、日本股票市场间存在着随状态大幅改变的同时性市场联动关系。当经济从不确定性较低的状态转移到不确定性高的状态时,同时性的市场联动变得更加剧烈。本文结论与金融传染病理理论的预测相符,而且表明金融传染主要渠道会随经济状态的改变而改变。

[关键词] 金融传染; 股票; 市场联动

[中图分类号] F125 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)02-0036-19

一、引言

2020年初及俄乌战争爆发之际,各国股票市场在短期内出现了较大幅度的价格波动。上海证券综合指数曾单日下跌7.72%,而在2020年3月美国股票市场前所未有地出现了4次熔断。在此期间,大部分国家的股票市场收益率具有更大方差、峰度和更低偏度。美国等主要经济体的股票市场收益率与中国股票市场收益率的相关性显著提升。与2000—2019年相比,2020年以来中国股票市场收益率与美国、英国、法国、德国、日本股票市场收益率的相关性提升60%以上;中国与美国、英国、法国、德国股票市场收益率的平均相关性甚至高于美国次贷危机期间。^①

国际关系变动引起的经济活动规律变动、产业链变化,以及政策调整有着较强的复杂性,导致当前国际间金融市场联动有可能发生结构性变化。首先,公共卫生安全相关概率分布的改变使各国公共卫生政策以及货币政策等相关经济刺激计划发生变化。其次,俄乌战争以及相关贸易制裁直接改变了各国贸易联系和原有经济活动规律,可能导致各国股票市场的基本面相关性等因素发生改变,进而使得各国股票市场间市场联动规律出现结构性变化。因此,应重视经济状态变化对金

[收稿日期] 2022-08-23

[基金项目] 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“分工结构与金融风险防范研究”(批准号22JJD790084)。

[作者简介] 钱宗鑫,中国人民大学财政金融学院教授,中国财政金融政策研究中心研究员,经济学博士;付鹏璐,中国人民大学财政金融学院博士研究生;宋科,中国人民大学财政金融学院副教授,中国财政金融政策研究中心、国际货币研究所研究员,经济学博士。通讯作者:宋科,电子邮箱:songke@ruc.edu.cn。本文受到中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目(21XNQ006)资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

^① 相关计算参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

融传染规律的影响。更为重要的是,党的二十大报告提出了强化金融稳定保障体系、守住不发生系统性风险底线的要求。充分了解国际间股票市场的金融传染,预防以股票市场为媒介的金融传染,对于统筹发展与安全、有效制定并实施金融监管政策具有重要意义。

鉴于此,本文参考 Kim et al.(2008)提出的内生转移的马尔可夫区制转移回归模型,将其应用到金融传染问题研究中。该方法将金融传染划分为同时性的市场联动和存在领先一滞后关系的市场联动,综合了既有研究中对金融传染的定义和度量方法,更好地结合了金融传染病的相关理论,并避免了分样本研究可能产生的小样本偏误和预检验偏误,形成了更加统一的研究框架。在此基础上,本文分别讨论了中国股票市场和美国、英国、法国、德国、日本股票市场间的金融传染特征,为研究中国股票市场金融传染渠道提供了典型事实和经验证据。结果表明:①在样本期内,相较于美国、法国、日本,中国股票市场是金融传染的接受者。②中国股票市场与美国、英国、法国、德国、日本的股票市场均存在随状态大幅改变的同时性市场联动关系,且同时性股票市场联动在市场不确定高的状态下更强。③当市场状态发生改变时,中国股票市场与美国、法国、日本的股票市场间产生金融传染关系的主要渠道可能会有所转换,主要体现在金融传染表现形式的转变上。当经济从不确定性较低的状态转移到不确定性高的状态时,同时性市场联动增强,但是以领先一落后形式表现的市场联动变得不再显著。可以看到,本文为研究中国股票市场与其他主要经济体股票市场间金融传染的主要渠道提供了经验证据,所得结论与流动性转移理论、安全资产转移理论、基本面传染理论等金融传染理论的预测一致,而且不能拒绝警示理论。具体而言,为了讨论中国股票市场联动的主要渠道,本文进一步研究了模型中状态转移概率矩阵的影响因素。结果发现,作为全球经济状态代理变量的全球公共卫生压力、全球大宗商品指数超额收益率对金融传染的状态转移概率存在显著影响,与基本面传染理论的预测一致。同时,名义广义美元指数收益率上升,提高了向高市场不确定性、高同时性市场联动状态转移的概率,与安全资产转移、流动性转移理论的预测一致。在排除以上全球因素后,代表本国基本面信息的各国主权 CDS 息差、短期国债收益率、股票市场收益率同样对金融传染状态存在影响,与警示理论预测相符。

本文余下结构安排如下:第二部分综述相关文献;第三部分阐述计量模型、研究设计以及模型估计策略;第四部分介绍数据处理方法、样本选择与变量计算方法;第五部分展示主要实证结果,并对结果进行分析;第六部分展示稳健性检验的主要结果;第七部分为结论。

二、文献综述

大量文献关注了金融市场间的传染性或波动率溢出效应,但对金融传染并未有统一的定义。广义上,金融传染一般被认为是不同金融市场价格或收益率的共同变化,出现市场联动或市场间冲击的传播(Mobarek et al., 2016)。狭义上,金融市场间的传染性特指在一次冲击之后的市场间联动,或者在危机中发生的市场间联动增加(Forbes and Rigobon, 2002)。也有研究将其定义为无法被市场间相关的基本面所解释的那部分市场关联性和冲击传播(Bekaert et al., 2014)。为了避免同时度量金融传染与基本面或者定义危机所必须面临的联合假设检验等问题,本文使用上述第一种定义,即把非危机时刻的市场联动和由市场间相关的基本面引起的那部分市场联动也考虑进金融传染性中。

金融传染的相关理论指出,金融市场间的传染性可能来自不同市场的基本面信息本身的相关性、流动性相关的渠道、相关的风险溢价变化以及由投资者行为因素产生的“羊群效应”等;而国际

间的市场联动还存在全球化和警示效应(“Wake-up Call” Hypothesis)的解释(Longstaff, 2010; Cai et al., 2017)。其中,部分理论对传染性特征做出了预测。基本面传染理论认为,与世界经济形势相关的总体指标对金融传染程度有影响;流动性相关的理论则表明,金融传染会反映在安全资产价格中;而警示效应认为,金融传染与世界的整体情况可以不相关,本国基本面是金融传染的主要影响因素。

基本面传染理论指出,金融传染的成因是不同市场基本面对相同经济冲击有暴露。而在信息不完全情况下,投资者根据有噪音信号对基本面进行推断,又会进一步扩大相关信息导致的资产价格相关性(King and Wadhvani, 1990; Veldkamp, 2006; Benzoni et al., 2015)。由于市场流动性不同,以及市场中投资者理性程度等因素不同,市场对冲击的反应速度不同,因此,除去不同市场对冲击存在同时反应外,金融传染还会表现为市场价格或收益率的领先—落后关系,即某一市场的历史收益率对另一市场当期收益率存在预测能力。基本面传染理论预测金融传染通常会从效率更高、流动性更好的金融市场传播到效率更低的金融市场(Longstaff, 2010)。

流动性相关的理论指出,某一市场的流动性降低会通过金融中介等资产持有者的交易行为使其他市场也出现流动性下降,最终导致所有市场出现“流动性枯竭”,随之产生流动性转移(Flight-to-Liquidity)、安全投资转移(Flight-to-Quality)等现象。既有文献指出,产生市场间流动性联动变化的原因可能在于:未预期的流动性冲击损害金融中介资金流动性(Brunnermeier and Pedersen, 2009),导致金融机构出售相互持有的资产(Allen and Gale, 2000);金融机构在流动性风险分担时产生的委托代理问题(Brusco and Castiglionesi, 2007);不完全信息假设下的投资者信念更新及投资组合再平衡(Kodres and Pritsker, 2002);市场流动性与价格信息间的反馈机制(Cespa and Foucault, 2014; Kurlat, 2018),等等。流动性传染改变了金融中介的资金状态以及投资者持有的资产组合特征,改变了风险资产供求,产生流动性转移(Flight-to-Liquidity)、安全投资转移(Flight-to-Quality)等现象,并形成了市场间的资产价格联动。对于提供流动性的金融中介,多个市场流动性的联合下降,使金融中介的资金流动性恶化,并倾向于选择为保证金要求更低、更安全的资产提供流动性,这使得风险资产比之前有更高的非流动性风险。风险资产更高的风险或投资者本身对流动性的偏好,会使投资者向流动性更强、更稳健的市场重新平衡投资组合,即产生流动性转移、安全投资转移现象(Vayanos, 2004; Brunnermeier and Pedersen, 2009; Cho et al., 2016)。

此外,风险溢价变化理论表明,由财富效应、投资者异质性以及财富分配等渠道产生的边际投资者风险偏好变化引发市场联动(Kyle and Xiong, 2001; Broner et al., 2006; Ehling and Heyerdahl-Larsenb, 2016)。全球化理论认为,经济、金融一体化程度更高的国家,更容易受到其他国家金融市场的影响,进而出现金融市场传染(Mendoza and Quadrini, 2010; Ahrend and Goujard, 2014; 李广众等, 2014)。警示效应认为,由于存在信息摩擦或评估信息的成本,即使是在两国基本面不相关情况下外国金融市场受到负向冲击,也会让持有本国金融资产的投资者突然增加对某些本国基本面信息的关注程度,并重新评估资产价格,产生金融传染。警示效应预测,在金融传染发生期间,与本国资产价格更相关的是本国的基本面特征(Bekaert et al., 2014; Ahnert and Bertsch, 2022)。

关于金融市场间传染性的实证研究,主要关注以下三个方面:①讨论金融市场间传染性是否存在。这类文献使用金融传染的狭义定义,假设非危机时的市场间联动是由基本面的相关性产生的,进而检验了危机中是否存在市场间价格或者收益率相关性的显著提升。其中,部分研究指出,不存在危机中的市场相关性显著提升(Forbes and Rigobon, 2002; Jung and Maderitsch, 2014),而部分研究支持金融传染的存在(Corsetti et al., 2005)。②讨论金融市场间传染性的特征或检验传染性理论。

例如, Bekaert et al.(2014)的实证分析支持了警示效应, Longstaff(2010)支持了风险溢价渠道和流动性转移渠道, 而 Ahrend and Goujard(2014)则支持了全球化理论。③讨论金融传染的度量方法。既有文献中度量市场间联动性的方法包括: 格兰杰因果关系, 区制转移回归模型, 无条件相关系数, DCC-GARCH、ADCC-GARCH、DCC-MIDAS等条件相关模型, 条件尾部相关, 等等。其中, 以格兰杰因果关系、区制转移回归模型为度量方法的文献通常仅关注以领先—落后形式存在的金融传染(张兵等, 2011; Cai et al., 2017), 而使用无条件相关系数、条件相关模型、条件尾部相关来度量金融传染的文献则仅关注同时性的金融传染(Bae et al. 2003; Cappiello et al., 2006; Gravelle et al., 2006; Mobarek et al., 2016; Londono, 2019)。

进一步地, 既有文献关于中国的实证研究探讨了中国股票市场和国外股票市场的市场联动, 认为市场联动是时变的且存在结构性变化(张兵等, 2011; Chiang et al., 2016)。部分文献讨论了中国股票市场与外国股票市场收益率的领先—落后关系。张兵等(2011)指出, 在 QDII 实施之后, 美国股票市场对中国股票市场的开盘价和收盘价有引导作用。Cai et al.(2017)发现, 相对于美国、德国、法国, 中国是冲击的接受者。在同时性的金融传染上, Chiang et al.(2016)采用 ADCC-GARCH 讨论了国际股票市场的相关性, 实证结果表明, 金融传染性强弱和地理位置紧密相关, 离中国地理位置更近的国家与中国的股票市场同时相关性更强。Li(2007)则指出, 中国和美国股票市场不存在金融传染。

三、研究设计

本文在既有研究基础上采用一个更为统一的研究框架, 并特别注重在 2020 年以来公共卫生安全问题更被重视、国际关系更为动荡的样本期内探究中国股票市场与外国股票市场的金融传染关系。与既有研究相比, 本文使用内生状态转移的马尔可夫区制转移向量自回归模型, 优势在于: ①马尔可夫区制转移模型可以更好地拟合存在结构性变化的数据, 而由于在样本期内更频繁的政策变动, 以及根据现有的存在结构性变化的实证证据, 使用马尔可夫区制转移模型在样本期内更为合适; ②该方法综合了既有研究中对金融传染的不同定义和不同度量方法, 在统一的框架上识别和度量金融传染; ③相较于大量文献为讨论危机中狭义金融传染而进行分样本研究的做法, 本文的模型使用全样本, 避免了小样本偏误和预检验偏误; ④相较于使用常转移矩阵的区制转移模型研究金融传染病的文献, 本文使用的模型放松了区制转移外生的假设, 有助于进一步结合并深入理解金融传染病理论。

1. 计量模型

本文将 Kim et al.(2008)提出的内生转移的马尔可夫区制转移回归模型扩展到区制转移向量自回归的情形下, 进而放松了区制转移向量自回归模型中转移概率矩阵外生且不随时间改变的假设。

具体而言, 假设可观测变量的过程如下所示:

$$y_t = \delta^{s_t} + \Gamma^{1, s_t} y_{t-1} + \Gamma^{2, s_t} y_{t-2} + \cdots + \Gamma^{p, s_t} y_{t-p} + L_{s_t} \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, I)$$

其中, s_t 是不可观测的状态, y_t 是包含了所有可观测变量在 t 时刻取值的 $n \times 1$ 列向量。 Γ^{q, s_t} 和 L_{s_t} 是随 t 时刻状态改变的系数矩阵 ($q = 1, \dots, p$), L_{s_t} 是一个下三角矩阵, δ^{s_t} 是随状态改变的截距向量, ε_t 是服从多维正态分布的残差向量。在后文中, 将式(1)称为均值方程。

假设经济中存在两种状态,即 $s_t = i (i = 1, 2)$ 。 s_t 的取值受 s_{t-1} 及一组被包含在向量 z_t 中的外生或前定的变量影响,如下所示:

$$s_t = \begin{cases} 1 & \eta_t < a_{s_{t-1}} + z_t' b_{s_{t-1}} \\ 2 & \eta_t \geq a_{s_{t-1}} + z_t' b_{s_{t-1}} \end{cases} \quad (2)$$

$$\eta_t \sim \text{i.i.d. } N(0, 1)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \sim N(0, \Sigma), \Sigma = \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha' & 1 \end{bmatrix}$$

其中, $a_{s_{t-1}}$ 和 $b_{s_{t-1}}$ 是随 $t-1$ 时刻状态改变的系数。

因此,当 $s_{t-1} = j$ 时, $s_t = 1$ 的转移概率为 $P_{j1}(z_t) = P(\eta_t < a_j + z_t' b_j) = \Phi(a_j + z_t' b_j)$,其中, Φ 是标准正态分布的累积概率分布函数。同理,由状态 j 转移到状态 2 的转移概率为 $P_{j2}(z_t) = \Phi(-a_j - z_t' b_j)$ 。

该模型不仅允许转移概率矩阵随时间改变,还允许 ε_t 与 η_t 的相关系数组成的 $n \times 1$ 向量 α 不是 0 向量,即状态转移可以是内生的。这在数学上意味着,关于当期和过去一期的状态的信息都会影响向量 y_t 的预测。相反,在外生区制转移的模型中, y_t 仅与当期状态有关,而独立于过去一期的状态。在金融传染问题上放松这一假设,意味着当期模型中各国股票市场表现和当期金融传染状态的转移可以是相关的。本文认为,放松这一假设在理论上和直觉上是更合适的。虽然在后续实证分析中,本文发现相关系数 α 不是显著非 0,因此,省略了对相关系数 α 的讨论,但是使用内生区制转移的向量自回归模型避免了事前对估计添加假设所可能导致的误差^①。

2. 实证策略

为了探讨中国股票市场与其他主要经济体股票市场的联动性,且避免自回归中变量过多导致的待估参数过多问题,本文估计了多个模型,在每个模型中都将 y_t 设定为 2×1 的列向量,其中,第 1 行元素为中国股票市场日度收益率 $r_{chn,t}$,第 2 行元素为其他国家股票市场收益率,分别为美国股票市场日度市场收益率 $r_{usa,t}$,英国股票市场日度市场收益率 $r_{gbr,t}$,法国股票市场日度市场收益率 $r_{fra,t}$,德国股票市场日度市场收益率 $r_{deu,t}$,日本股票市场日度市场收益率 $r_{jpn,t}$ 。即 $y_t = \begin{pmatrix} r_{chn,t} \\ r_{f,t} \end{pmatrix}$,其中, $f = usa, gbr, fra, deu, jpn$ 。此外,本文假设均值方程中的滞后阶数为 1,即 $p = 1$,并在后续表述中省略 Γ^{q,s_t} 中的上角标 q ,变为 Γ^{s_t} 。本文使用的模型由式(2)和式(3)组成:

$$y_t = \begin{pmatrix} r_{chn,t} \\ r_{f,t} \end{pmatrix} = \delta^{s_t} + \begin{bmatrix} \Gamma_{1,1}^{s_t} & \Gamma_{1,2}^{s_t} \\ \Gamma_{2,1}^{s_t} & \Gamma_{2,2}^{s_t} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} r_{chn,t-1} \\ r_{f,t-1} \end{pmatrix} + L_{s_t} \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N(0, I)$$

本文结合既有文献中对金融传染的度量方法。在模型中,金融传染被分解为两个部分:①均值方程中的领先—落后关系。与既有文献类似,本文使用领先—落后形式表现的金融传染作为金融传染方向的识别。例如,若回归系数矩阵中 Γ^1 中的第 1 行、第 2 列元素 $\Gamma_{1,2}^1$ 显著非 0,则在状态 1 下中国股票市场和外国股票市场存在以领先—落后关系为形式的金融传染,且冲击从外国股票市场传染到中国股票市场,反之,若 Γ^1 中的第 2 行、第 1 列元素 $\Gamma_{2,1}^1$ 显著非 0,则说明在状态 1 下冲击从中国股票市场传染到外国股票市场。②中国与外国股票市场的同时性相关关系,这一部分市场联动表现为均值方程残差的相关性。令 $\Omega^{s_t} \triangleq L_{s_t} L_{s_t}'$,代表状态 s_t 下均值方程残差的方差协方差矩阵,本文

① 该模型似然函数的算法参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

用残差的相关系数 $\rho_s \triangleq \frac{\Omega_{1,2}^s}{\sqrt{\Omega_{1,1}^s \times \Omega_{2,2}^s}}$ 度量市场间同时性的联动。

本文的实证同样融合既有文献对金融传染是否存在的讨论。在状态划分上,本文将模型估计出的低不确定性的状态,即 $\Omega_{1,1}^s, \Omega_{2,2}^s$ 更小的状态统一定义为状态 1,将高不确定性的状态统一定义为状态 2。其中,高波动率的状态 2 是由模型估计出的危机状态。本文使用的模型可以通过比较不同状态下的金融传染的特征来讨论金融传染的存在性问题。

本文结合现实背景和金融传染的理论选择控制模型转移概率矩阵的向量 z_t 中的各变量,并通过检验 z_t 是否能显著影响金融传染的状态转移来检验理论的预测情况。在 z_t 中加入的代表世界经济、金融状态的变量如下:①全球公共卫生压力,该变量反映了由公共卫生问题引发的外生冲击,以及在样本期内,为了预防和缓解这种外生冲击而采取政策变动的可能。②全球大宗商品指数收益率,该变量综合反映了样本期内因多种因素引起的全球对大宗商品的供需变化,反映了全球经济状况;由需求端引导大宗商品价格走低,一般意味着全球经济下行严重的时期,金融市场更容易转移到高波动的状态。全球公共卫生压力与全球大宗商品指数收益率概括了世界层面的基本面冲击。③美元汇率指数收益率,由于美元本身具有更高的流动性,并且通常被作为一种避险资产,所以在流动性转移、安全资产转移理论的预测下,美元与其他货币的相对价格变化可能与转移概率有关^①。

反映各国基本面信息的变量如下:①模型中国家的股票市场收益率,该指标反映了投资者对本国企业未来现金流水平和风险的预期,在一定程度上反映了投资者对本国经济前景的预期;②模型中涉及国家的 3 个月期国债收益率,该指标体现了本国货币政策以及投资者的投资组合调整;③模型中涉及国家的主权 CDS 息差,该指标反映市场对政府偿债能力与意愿的预期。以上三组变量综合反映了本国的经济前景和金融状况,根据警示效应,投资者事实上主要关注本国基本面信息,那么在本国基本面整体向好的情况下,危机和高金融传染应该更难出现,因此,本文将这些变量加入 z_t 中。

为满足 z_t 中变量外生或前定的假设,本文对全球公共卫生压力以外的其他变量取一阶滞后。同时,为避免引入过多变量导致的共线性,本文分步将世界层面、国别变量加入向量 z_t 中。为此,本文主要估计了以下两组模型:在第一组模型中,本文在向量 z_t 中加入全球范围内的各指标,用于检验基本面传染理论、流动性转移、安全资产转移理论的预测,并将这组模型记为“不考虑警示效应的模型”;在第二组模型中包括所有世界层面的变量以及国别层面的变量,用于在控制世界层面变量的条件下检验警示效应的理论预测,将其记为“基准模型”。

3. 研究假说

本文参考张兵等(2011)、Chiang et al.(2016)以及 Cai et al.(2017),认为中国是金融传染的接受者。鉴于此,本文提出:

^① 本文使用美元作为安全资产的一个代理变量。现有文献通常包括的安全资产有:黄金、美元、瑞士法郎、日元等(Rinaldo and Söderlind, 2010; Liu et al., 2016)。本文参考了 Grisse and Nitschka(2015)、Liu et al.(2016)、Cheema et al.(2022)选择美元作为安全资产的代理变量。Grisse and Nitschka(2015)指出,瑞士法郎相对于美元不具备安全资产特征。Liu et al.(2016)、Cheema et al.(2022)指出,在特定时期,美元相比于黄金对股票市场有更好的安全资产特征。而在稳健性检验部分,本文还将广义美元收益率替换为黄金现货收益率,估计了模型,并展示了相关结果。稳健性检验部分参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

H1: 中国股票市场是冲击的接受者,即存在 $i = 1$ 或 2 , 使得 $\Gamma_{1,2}^i$ 显著非 0。

若在危机中显著提升的市场联动(狭义的金融传染)确实存在(Corsetti et al., 2005), 那么残差相关性应该在高波动率状态下更大, 或领先—滞后形式的金融传染在高不确定性状态下更显著, 即 $\Gamma_{1,2}^2$ 或 $\Gamma_{2,1}^2$ 显著非 0, 且其显著性水平比低波动率状态下更高。因此, 针对金融传染是否存在, 本文提出:

H2: 若金融传染存在, 高波动率状态下, 以下条件至少成立一个: ①均值方程中领先—落后关系是显著的, 即 $\Gamma_{1,2}^2$ 或 $\Gamma_{2,1}^2$ 显著非 0, 且显著性水平高于低波动率状态下的显著性水平; ②同时性的市场联动更强, 即 $\rho_2 > \rho_1$ 。

本文通过 H3—H5 检验金融传染理论的预测是否在中国股票市场和国际股票市场联动中存在。H3—H5 分别检验了基本面传染理论、流动性相关理论、警示效应理论的预测。

H3: 若在中国与各国的市场联动关系中, 基本面传染理论成立, 则代表国际经济形势的全球公共卫生压力与滞后一期的正交化的全球大宗商品指数收益率会显著影响转移概率。

H4: 若中国与各国的市场联动关系中, 流动性转移、安全资产转移理论成立, 则滞后一期的美元汇率指数收益率的上升, 伴随着显著提升的、向高市场联动状态转移的概率。

H5: 若代表本国基本面的各变量, 即滞后一期的股票市场收益率、短期国债收益率、主权 CDS 息差不能显著影响市场联动的状态转移, 那么警示效应不是影响市场联动的主要渠道。

图 1 展示了本文的研究框架。

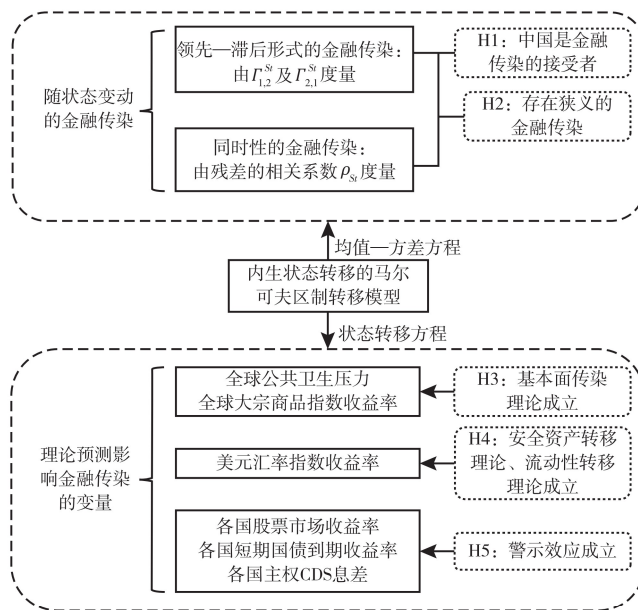


图 1 研究框架

四、数据、变量与样本选择

1. 数据来源与计算方法

本文使用日度数据。样本期从 2020 年 1 月 22 日至 2022 年 5 月 20 日。为计算各国股票市场收

收益率,本文从 Compustat 数据库下载各国的个股日度收益率。为识别个股所属国家,本文要求个股的定价货币、相应公司的注册地和总部所在地,以及其所在证券交易所所在地都与其所属国家保持一致。本文还要求保留的个股是普通股,不属于金融行业,在各国的主要交易所进行交易^①。当同一公司发行有多个股票时,仅保留市值最大的一只股票。在计算市场收益率时,采取市值加权,因此,为了使某一股票一段时间的观测值纳入市场收益率计算中,还要求其存在上一交易日的价格数据和在外发行的普通股数数据。日度的全球公共卫生压力的数据来自必应网站。全球大宗商品收益率的代理变量是 S&P GSCI 指数的超额收益率。美元汇率指数来自 FRED。美国、英国、法国、德国、日本的 3 个月期国债收益率来自彭博数据库,中国的 3 个月期国债收益率来自中央国债登记结算有限责任公司的网站。各国的 CDS 息差数据来自彭博数据库。

2. 变量定义

表 1 汇总了本文的变量定义。为简化表述,本文将外国的国别变量标记为带有后缀 $_f$ 的变量。在中国—美国的两国模型中, f 为 usa , 这个变量表示了美国的信息;类似地,在中国—英国的两国模型中, f 为 gbr ;在中国—法国的两国模型中, f 为 fra ;在中国—德国的两国模型, f 为 deu ;在中国—日本的两国模型, f 为 jpn 。

因为 S&P GSCI 指数超额收益率以及 CDS 息差与其他变量相关性过高,在后文估计中对上述变量进行正交处理,生成了 $commodity_p, cds_chn_p, cds_f_p$ 。^②此外,本文还统一用符号 Lx 代表变量 x 的一阶滞后。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	原始数据频率	单位	所属向量
中国股票市场收益率	r_chn	日度	基点	y_t 及 z_t
外国股票市场收益率	r_f	日度	基点	
全球公共卫生压力	$covid19$	日度	基点	z_t
S&P GSCI 指数超额收益率	$commodity$	日度	基点	
对前置一期的 COVID-19 及名义广义美元指数收益率正交化后的 S&P GSCI 指数超额收益率	$commodity_p$	日度	基点	
名义广义美元指数收益率	usd	日度	基点	
3 个月期的中国国债到期收益率	$r3m_chn$	日度	基点	
3 个月期的外国国债到期收益率	$r3m_f$	日度	基点	
中国主权 CDS 息差	cds_chn	日度	基点	
外国主权 CDS 息差	cds_f	日度	基点	
对模型中各国 3 个月国债到期收益率正交化后的中国主权 CDS 息差	cds_chn_p	日度	基点	
对模型中各国 3 个月国债到期收益率正交化后的外国主权 CDS 息差	cds_f_p	日度	基点	

注:后缀为 $_f$ 的变量为两国模型中代表外国国别信息的变量。在外国是美国、英国、法国、德国、日本的两国模型中, f 分别等于 usa, gbr, fra, deu, jpn 。

① 对于中国个股,本文要求其在上海证券交易所或深圳证券交易所上市;对于美国个股,要求其在纽约证券交易所、美国证券交易所或纳斯达克证券交易所上市;对于英国股票,要求其在伦敦证券交易所上市;对于法国股票,要求其在纽约泛欧证券交易所上市;对于德国的个股,要求其在德意志交易所上市;对于日本个股,要求其所在交易所是东京证券交易所。

② 相关性的分析以及正交处理的细节参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

五、实证结果与分析

1. 不考虑警示效应的模型的估计结果^①

表2—表4展示了不考虑警示效应的模型的估计结果。表的第一行标注了其展示的模型。例如,表2的第(2)—(4)列中展示了包括中国、美国的两国模型的估计结果。Panel A展示了均值方程的估计结果,标识 $r_{chn}(r_{usa})$ 的列代表这一列是因变量为 $r_{chn}(r_{usa})$ 的方程的估计结果,标识 $L.r_{chn}(L.r_f)$ 的行代表这一行是自变量为 $r_{chn}(r_f)$ 的一阶滞后对应的系数的估计结果。Panel B展示了两个状态下,残差的方差、协方差、相关系数。其中,标有 $var_{chn}(var_f)$ 的行代表以 $r_{chn}(r_f)$ 为因变量的方程的残差方差。Panel C展示了式(2)中系数 $a_{s_{t-1}}$ 和 $b_{s_{t-1}}$ 的估计值,在“状态1”(“状态2”)下的一列展示的是 $s_{t-1} = 1(s_{t-1} = 2)$ 时 $a_{s_{t-1}}$ 和 $b_{s_{t-1}}$ 的估计系数。

表2 不考虑警示效应的模型的估计结果

	中国—美国($f=usa$)				中国—英国($f=gbr$)			
	状态1		状态2		状态1		状态2	
Panel A: 均值方程								
	r_{chn}	r_{usa}	r_{chn}	r_{usa}	r_{chn}	r_{gbr}	r_{chn}	r_{gbr}
$L.r_{chn}$	-0.0027 (0.9490)	-0.0570 (0.1501)	-0.2052 (0.2130)	-0.2578 (0.2602)	-0.0374 (0.5945)	0.0178 (0.6677)	0.1002 (0.1112)	-0.1180 (0.1856)
$L.r_f$	0.1603*** (0.0017)	-0.0336 (0.4538)	0.0815 (0.4375)	-0.3716*** (0.0006)	-0.0986 (0.3693)	-0.0173 (0.7555)	0.0446 (0.5274)	0.1152** (0.0369)
截距项	6.5273 (0.2606)	11.6445** (0.0234)	-33.0586 (0.3872)	-12.3988 (0.7966)	-2.2944 (0.8752)	-8.6618 (0.2947)	17.1953 (0.3995)	-3.1257 (0.8427)
Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数								
var_{chn}	14143.9891		52578.9998		8510.7602		29775.3608	
var_f	10287.8377		109710.1698		2907.7431		28288.4550	
协方差	1642.1406		24092.5901		792.1370		7752.3480	
相关系数	0.1361		0.3172		0.1592		0.2671	
Panel C: 转移概率方程								
$covid19$	0.1007 (0.4848)		-0.0613 (0.7841)		-0.0002 (0.9023)		-0.0064** (0.0249)	
$L.commodity_p$	0.0021 (0.4953)		-0.0154 (0.7936)		0.0027* (0.0853)		-0.0005 (0.6758)	
$L.usd$	0.0070 (0.7568)		0.0028 (0.9336)		-0.0049 (0.5009)		-0.0116* (0.0514)	
截距项	-0.0059 (0.9976)		-0.1102 (0.9807)		0.2042 (0.3912)		0.0508 (0.8768)	

注:*、**、***分别表示双尾检验中10%、5%、1%的显著性水平。括号中报告的是P值。以下各表同。

① 描述统计部分及完整的稳健性检验部分参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表3 不考虑警示效应的模型的估计结果

	中国—法国($f=fra$)				中国—德国($f=deu$)			
	状态1		状态2		状态1		状态2	
Panel A: 均值方程								
	r_{chn}	r_{fra}	r_{chn}	r_{fra}	r_{chn}	r_{deu}	r_{chn}	r_{deu}
L. r_{chn}	0.0689 (0.2302)	-0.0138 (0.7454)	0.0970 (0.1454)	-0.0519 (0.6164)	0.0263 (0.6392)	0.0270 (0.5369)	0.0309 (0.6550)	-0.0721 (0.4306)
L. r_f	0.1321** (0.0412)	0.0145 (0.7571)	0.0190 (0.7607)	-0.0452 (0.5295)	0.1053 (0.1533)	-0.0897 (0.1076)	0.0349 (0.6014)	-0.0517 (0.5715)
截距项	2.6219 (0.6925)	1.1799 (0.8175)	5.7498 (0.7030)	-2.0114 (0.8979)	-2.6167 (0.6906)	2.2850 (0.6562)	-12.7952 (0.3900)	1.2823 (0.9373)
Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数								
var_{chn}	10437.9894		30618.6664		10464.5808		31261.7339	
var_f	6145.2757		39244.1983		6244.6389		37823.5013	
协方差	197.5518		10965.1527		770.8338		10798.8405	
相关系数	0.0247		0.3163		0.0954		0.3140	
Panel C: 转移概率方程								
$covid19$	0.0358*** (0.0000)		-0.0246*** (0.0077)		0.0407*** (0.0000)		-0.0218** (0.0355)	
L. $commodity_p$	-0.0033 (0.1287)		0.0051* (0.0887)		-0.0025 (0.2650)		0.0030 (0.1717)	
L. usd	-0.0075 (0.4078)		-0.0303* (0.0905)		-0.0045 (0.6846)		-0.0226 (0.1805)	
截距项	0.0518 (0.8928)		0.0222 (0.9708)		0.0276 (0.9504)		0.0409 (0.9366)	

实证结果表明,仅在包括中国—英国、中国—德国的两国模型中可以拒绝H1。中国的股票市场相对于美国、法国、日本的股票市场,是冲击的接受者。这一结果体现在模型的均值方程中。在包括中国与美国、中国与法国、中国与日本的两国模型中,在股票市场波动性更低的状态1下,滞后一期的外国股票市场收益率对中国股票市场收益率存在显著的预测能力;而且在任何状态下,滞后一期的中国股票市场收益率都不存在对外国股票市场收益率的显著预测能力。其中,在中国与美国、中国与法国的两国模型中,预测能力是正向的;而在中国与日本的模型中,滞后一期的日本股票市场收益率对中国股票市场收益率的预测能力是负向的。在中国与英国、中国与德国股票市场的模型中,两国股票市场收益率的一阶滞后都不具备对对方国家当期收益率的显著预测能力。

在所有两国模型的估计结果中,本文也找到了符合H2的证据,即在市场波动率更高的状态2下,具有相比低波动率状态更高的同时性金融传染。具体而言,从不同状态下的方程残差方差和相关系数可以看出,当状态从低不确定性的状态1转移到高不确定性的状态2时,在中国与美国股票市场的模型中,两国股票市场收益率方程残差的条件相关系数从0.14变为0.32;在中国与英国的模型中,条件相关系数上升0.11;在中国与法国的模型中,条件相关系数从0.02变为0.32,提升约0.30;在中国与德国的模型中,条件相关系数上升约0.22;而在中国与日本的模型中,条件相关系数则从0.08上升至0.40,上升了0.32。

表 4 不考虑警示效应的模型的估计结果

	中国—日本 ($f=jpn$)			
	状态 1		状态 2	
Panel A: 均值方程				
	r_{chn}	r_{jpn}	r_{chn}	r_{jpn}
L. r_{chn}	0.0931* (0.0971)	0.0163 (0.7240)	0.0479 (0.6315)	0.0793 (0.4048)
L. r_f	-0.1195** (0.0424)	-0.0836 (0.1343)	0.0364 (0.7314)	0.1709** (0.0443)
截距项	17.9416** (0.0155)	11.3353* (0.0515)	-16.8397 (0.5120)	10.4582 (0.5541)
Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数				
var_{chn}	10228.2530		36128.2998	
var_f	7937.5201		28743.5463	
协方差	740.4856		12855.4737	
相关系数	0.0822		0.3989	
Panel C: 转移概率方程				
$covid19$	0.0194*** (0.0052)		-0.0035* (0.0680)	
L. $commodity_p$	0.0014 (0.4685)		0.0010 (0.4924)	
L. usd	-0.0355*** (0.0077)		-0.0106 (0.2770)	
截距项	-0.0137 (0.9779)		0.1068 (0.7579)	

在对 H3 或 H4 的检验中。本文至少可以找到一组不考虑警示效应的模型,其结果符合基本面传染理论或流动性相关的理论的预测。

本文找到了符合 H3 即符合基本面传染理论预测的部分证据。实证结果发现,世界经济状况的代理变量至少能在一个模型中显著影响转移概率:①更高的全球公共卫生压力在除中国与美国的两国模型外的其他模型中都显著提升了 P_{22} 。而在中国与法国、中国与德国、中国与日本的两国模型中,当期更高的全球公共卫生压力还显著提升了 P_{11} 。总体而言,除中国与美国的模型外,更高的全球公共卫生压力提升了状态的平均持续时间。可能的解释是,在当期处于低不确定的状态时,投资者对市场及经济政策有更高的信心,更高的全球公共卫生压力使得经济刺激政策出现的概率上升,以及市场保持稳健状态的概率上升;而在当期处于高不确定的状态时,投资者对经济前景和经济刺激政策的效果存在怀疑,因此,更高的全球公共卫生压力反而加剧了市场不确定性。②在中国与英国的两国模型中及中国与法国的模型中,更高的滞后一期 S&P GSCI 指数超额收益率显著提升了下一期处于低波动率状态的概率。具体而言,在中国与英国的模型中,高的滞后一期 S&P GSCI 指数超额收益率(正交化处理)显著提升了 P_{11} ;而在中国与法国的模型中,高的滞后一期 S&P

GSCI指数超额收益率(正交化处理)显著提升了 P_{21} 。这意味着,在国际经济走高时,市场高波动的可能性会降低。

本文同样找到了符合H4即符合流动性相关理论预测的部分证据。实证结果发现,在中国与英国、中国与法国、中国与日本的模型中,滞后一期名义广义美元收益率上升会提升下一期市场处于高不确定性状态的概率。在中国与英国、中国与法国的模型中,美元升值,提升了 P_{22} ,而在中国与日本的模型中,美元升值,提升了 P_{12} 。这与流动性转移理论、安全资产转移理论的预测一致。投资者预期到市场状态可能恶化时会持有流动性更高的美元,使得美元升值。

此外,除了对本文假设的检验,模型结果还潜在说明了,金融传染可能在两个状态下存在渠道的转换。这主要体现在外国分别是美国、法国、日本的模型中。在这三个模型中,以领先—滞后关系形式存在的金融传染仅在同时性市场相关性弱的状态下显著。市场联动关系表现形式的改变可能意味着在两个状态下市场联动的主导渠道发生了改变。

2. 基准模型结果

为进一步考察本国基本面信息对金融传染状态的影响,并在中国股票市场检验警示效应理论的预测,此处估计的模型假设本国基本面信息,即滞后一期的两国股票市场收益率、滞后一期的两国3个月期国债收益率、滞后一期经过正交处理的两国主权CDS息差,也是状态转移概率的决定因素。表5—表7展示了模型的估计结果。

基准模型的估计结果与不考虑警示效应的模型类似。在基准模型下,仅能在包括中国与英国的模型中拒绝假设H1。不仅中国相对于美国、法国、日本依然是冲击的接受者,中国相对于德国也变成了冲击的接受者。

与H2金融传染存在的预测一致,在同时性的市场联动上,高不确定性的状态有更高的条件相关系数。以两个状态为条件,在中国与美国、英国、法国、德国、日本的同时性联动关系中条件相关系数分别相差0.13、0.30、0.30、0.14和0.30。

仍然存在至少一个模型符合H3。具体而言,对于基本面传染理论,在中国与英国,中国与法国的模型中,全球公共卫生压力的上升会显著提升 P_{12} 。但是在不考虑警示效应的模型中,全球公共卫生压力的上升一般会提升 P_{11} 。原因在于,在基准模型中加入的、关于本国基本面的信息,包括了模型中两国采取的货币政策等经济刺激政策的信息。在中国与德国的模型中,更高的滞后一期大宗商品指数收益率(正交化处理)显著提升了 P_{11} 和 P_{21} ,当世界经济形势好转时,市场处于低不确定状态的概率更高。

仍然存在至少一个模型符合H4。滞后一期的名义广义美元指数收益率的上升在中国与美国的模型中显著提升了 P_{22} 。这同样与流动性转移理论、安全资产转移理论一致。

市场联动关系的表现形式随状态转变的结果依然在基准模型中成立。在外国是美国、法国、德国、日本的模型中,在同时性市场联动更低的状态1下,以领先—落后形式存在的市场联动关系显著,但是在同时性市场联动更高的状态2下,以领先—落后形式存在的市场联动不再显著。

基准模型同时也说明,在控制国际层面的变量后,存在国别特征可以影响金融传染的状态,因此,不能拒绝H5,即不能拒绝警示效应的存在。其具体表现如下:在中国与法国、中国与日本的模型中,作为外国经济前景代理变量的滞后一期的外国股票市场收益率,在状态1下有显著为正的系数。这说明,当冲击发出者经济前景更差时,两国之间的经济联动更容易进入市场不确定性更高、同时性市场联动更强的状态。

表 5 基准模型结果

	中国—美国($f=usa$)				中国—英国($f=gbr$)			
	状态 1		状态 2		状态 1		状态 2	
Panel A: 均值方程								
	r_{chn}	r_{usa}	r_{chn}	r_{usa}	r_{chn}	r_{gbr}	r_{chn}	r_{gbr}
L. r_{chn}	-0.0165 (0.7411)	0.0236 (0.5202)	0.0992 (0.5860)	-0.0281 (0.8852)	0.0591 (0.2323)	0.0276 (0.3816)	0.0095 (0.9317)	-0.2450 (0.1548)
L. r_f	0.2121*** (0.0005)	-0.0711 (0.1207)	0.0389 (0.7093)	-0.3553*** (0.0001)	0.0555 (0.4614)	-0.0669 (0.1220)	0.0051 (0.9631)	0.0766 (0.4950)
截距项	7.1890 (0.2139)	13.4286*** (0.0060)	-2.7634 (0.9518)	-22.3450 (0.6041)	-6.1906 (0.3429)	1.6027 (0.7237)	15.9133 (0.5688)	-24.0630 (0.3862)
Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数								
var_{chn}	12237.3644		50961.9494		11820.5031		42178.8749	
var_f	8057.2462		96115.9855		5065.9419		46459.8380	
协方差	1357.6369		18430.7629		391.3325		15382.2608	
相关系数	0.1367		0.2633		0.0506		0.3475	
Panel C: 转移概率方程								
$covid19$	0.0003 (0.8792)		-0.0019 (0.2835)		-0.0095* (0.0637)		-0.0094 (0.3239)	
L. $commodity_p$	-0.0011 (0.5383)		0.0084 (0.1231)		0.0001 (0.9663)		-0.0043 (0.3156)	
L. usd	-0.0130 (0.1482)		-0.0371* (0.0757)		0.0000 (0.9972)		-0.0018 (0.9320)	
L. r_{chn}	0.0019 (0.5477)		-0.0079 (0.1370)		0.0000 (0.9866)		0.0109 (0.2467)	
L. r_f	-0.0028 (0.2211)		0.0012 (0.7518)		0.0015 (0.6665)		0.0089 (0.2249)	
L. cds_{chn}_p	-0.0197 (0.3969)		0.0066 (0.8890)		-0.0108 (0.7179)		0.0144 (0.8695)	
L. cds_f_p	-0.0927 (0.4868)		-0.0903 (0.8333)		-0.0356 (0.5125)		-0.0198 (0.9075)	
L. $r3m_{chn}$	0.0114** (0.0133)		-0.0100 (0.5728)		0.0107 (0.2966)		0.0060 (0.6697)	
L. $r3m_f$	-0.0118* (0.0850)		-0.0019 (0.9151)		-0.0180* (0.0809)		-0.0003 (0.9945)	
截距项	0.1256 (0.9236)		0.0315 (0.9924)		-0.0792 (0.9747)		-0.0099 (0.9973)	

两国滞后一期的3个月国债收益率在中国与美国、中国与英国的模型中显著。在中国与美国的模型中,更低的中国3个月国债收益率或更高的美国3个月国债收益率显著提升了 P_{12} 。这说明在样本期内,美国的3个月期国债收益率变动反映了美国货币政策的变化,当货币政策缩紧时,当局通过货币政策对经济的支持降低,投资者预期短期内经济形势的不确定性上升,这种预期反映在股票市场上表现为股票市场不确定性的增强。而在中国,3个月期国债收益率变动则更多地反映了股票与债券间的流动性转移和安全资产转移,当投资者预期股票市场不确定增强时,出售价格波动相比债券更大的股票资产,购买短期债券资产,推高了债券的价格,降低了债券的到期收益率。

因此,滞后一期的国债到期收益率下降可以预测 P_{12} 的上升。在中国与英国的模型中,更高的英国3个月国债收益率同样显著提升了市场从低不确定状态向高不确定性状态转移的概率,同样是因为短期国债利率反映了英国的货币政策。

表 6 基准模型结果

	中国—法国($f=fra$)				中国—德国($f=deu$)			
	状态 1		状态 2		状态 1		状态 2	
Panel A: 均值方程								
	r_{chn}	r_{fra}	r_{chn}	r_{fra}	r_{chn}	r_{deu}	r_{chn}	r_{deu}
L.r_chn	0.0825 (0.1353)	-0.0392 (0.3420)	0.0447 (0.6115)	-0.1255 (0.2701)	0.0471 (0.3842)	0.0387 (0.3716)	0.0158 (0.8592)	-0.1107 (0.2501)
L.r_f	0.1113* (0.0667)	-0.0245 (0.5778)	-0.1077 (0.1577)	-0.1438 (0.1205)	0.1316** (0.0324)	0.0301 (0.5054)	-0.0598 (0.4457)	-0.0724 (0.4877)
截距项	-6.9577 (0.3498)	5.2282 (0.3856)	-20.3326 (0.1891)	-6.0405 (0.7292)	7.0516 (0.2808)	3.7080 (0.4909)	-8.2663 (0.5909)	9.3891 (0.5738)
Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数								
var_chn	9677.6408		27820.8932		10211.4636		27308.1349	
var_f	5227.1001		35067.6203		5841.7502		33471.6337	
协方差	114.1137		10015.7323		1000.6899		8186.8349	
相关系数	0.0160		0.3207		0.1296		0.2708	
Panel C: 转移概率方程								
covid19	-0.0100** (0.0500)		-0.0172 (0.3284)		-0.0255 (0.1105)		-0.0020 (0.4946)	
L.commodity_p	0.0015 (0.4586)		-0.0040 (0.5335)		0.0178* (0.0658)		0.0039* (0.0564)	
L.usd	0.0104 (0.3300)		-0.0386 (0.4058)		-0.0057 (0.7792)		-0.0130 (0.3202)	
L.r_chn	0.0044 (0.1568)		0.0177 (0.2972)		-0.0038 (0.6011)		0.0030 (0.2542)	
L.r_f	0.0062* (0.0528)		0.0190 (0.2949)		0.0185 (0.1590)		0.0076 (0.1064)	
L.cds_chn_p	-0.0608** (0.0281)		-0.0283 (0.6062)		-0.0403 (0.6233)		-0.0451* (0.0534)	
L.cds_f_p	0.0963 (0.2707)		-0.0185 (0.9325)		0.0236 (0.9180)		0.0153 (0.8968)	
L.r3m_chn	0.0100 (0.1672)		0.0029 (0.8915)		0.0231 (0.2505)		0.0131 (0.2170)	
L.r3m_f	0.0054 (0.8438)		0.0305 (0.7295)		0.0000 (0.9993)		0.0596 (0.1441)	
截距项	0.0635 (0.9774)		-0.0202 (0.9977)		0.0127 (0.9980)		0.0150 (0.9955)	

滞后一期的、经过正交化处理的中國主权 CDS 息差在外国是法国、德国的模型中提升了下一期处于高市场不确定性、高同时性市场联动的状态的概率。在中国与法国的模型中,在 0.05 的置信水

平下,更高的中国主权CDS息差(正交化处理后)显著提升了 P_{12} ;而在中国与德国的模型中,高的中国主权CDS息差(正交化处理后)显著提升了 P_{22} 。市场对中国政府偿债能力与意愿的预期会影响中国股票市场与外国股票市场的联动关系。

表7 基准模型结果

	中国—日本($f=jpn$)			
	状态1		状态2	
Panel A: 均值方程				
	r_{chn}	r_{jpn}	r_{chn}	r_{jpn}
L.r_chn	0.0466 (0.3381)	0.0051 (0.9028)	-0.0141 (0.9212)	0.0094 (0.9498)
L.r_f	-0.1220** (0.0311)	0.0204 (0.6832)	-0.0180 (0.9153)	0.1687 (0.3132)
截距项	14.9682** (0.0147)	-0.6877 (0.9029)	-59.4220 (0.1234)	18.9919 (0.6355)
Panel B: 残差的方差、协方差、相关系数				
var_chn	10256.5679		53371.1249	
var_f	9585.7236		34433.7518	
协方差	1486.9510		19107.4688	
相关系数	0.1500		0.4457	
Panel C: 转移概率方程				
covid19	-0.0006 (0.5095)		-0.0114 (0.6328)	
L.commodity_p	-0.0016 (0.4011)		-0.0045 (0.6821)	
L.usd	0.0060 (0.6192)		0.0198 (0.7799)	
L.r_chn	0.0021 (0.4650)		0.0371 (0.5997)	
L.r_f	0.0120** (0.0113)		0.0289 (0.6261)	
L.cds_chn_p	0.0017 (0.9418)		-0.0697 (0.6578)	
L.cds_f_p	0.1095 (0.4160)		-0.1157 (0.8906)	
L.r3m_chn	0.0124 (0.2653)		-0.0168 (0.7461)	
L.r3m_f	0.0016 (0.9852)		0.0085 (0.9815)	
截距项	-0.0345 (0.9894)		-0.0407 (0.9964)	

为了进一步讨论状态转移的影响因素,本文还计算了各基准模型在样本期内处于高不确定性状态的滤波概率,并展示了概率变化时间点与重大新闻的对应关系,这些事件主要与公共卫生情况及相关预防政策、货币政策、其他经济政策以及政治风险有关。这些对应关系说明模型拟合较好^①。

① 相关内容参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

六、稳健性检验

1. 对均值方程的稳健性检验

在基准模型中,本文通过估计多个两国模型,讨论中国与其他各国的金融传染关系。这一设定尽可能地避免了变量的共线性和冗余,提升了估计的效率,但是也不可避免地忽视了国家间更复杂的传导动态。在这一部分中,本文进一步考虑被两国模型遗漏的其他各国的股票市场收益率。具体而言,本文对每一个两国模型,计算除模型中涉及的两国外的其他四个国家股票市场收益率的第一主成分,并将主成分的一阶滞后加入均值方程中,形成因子扩展模型。本文的主要结论在因子扩展模型中依然成立。

2. 对概率转移方程的稳健性检验

在这一部分,讨论概率转移方程的变量选取是否会显著的改变本文的主要结论。

在世界层面,进一步考虑了世界市场波动指标、黄金价格波动、石油价格波动以及全球供应链压力是否对转移概率有显著的影响,以及加入这些变量后是否会对金融传染的特征产生影响。本文对各国金融传染特征的大部分刻画依然成立。

在国别层面,进一步考虑了预期通胀率、货币储备变化率、贸易开放度、双边汇率变化率对转移概率潜在的影响,并尝试将国家经济状况的代理变量变为经过季节调整后的工业生产指数环比增速。其中,货币储备变化率、双边汇率变化率、工业生产指数环比增速可以在至少一个两国模型中,对转移概率产生显著的影响,这些结果同样说明不能拒绝警示效应。并且在改变国别层面的变量选取后,本文第五部分对金融传染特征的刻画依然成立。

本文还将用于检验流动性相关理论的广义美元收益率替换成黄金收益率,作为流动性转移和安全资产转移效应的稳健性检验。研究发现,黄金作为一种资产的避险属性类似于美元,但是不如美元的效果强。这一现象与 Liu et al.(2016)、Cheema et al.(2022)的研究结论是一致的。Liu et al.(2016)指出,美元相比于黄金在非危机时刻有更好的安全资产特性。Cheema et al.(2022)发现,黄金在2020年以后失去了作为“避风港”资产的地位。

七、结论

本文在公共卫生情况变动及国际矛盾加剧的背景下研究了国际股票联动和金融传染病问题。与既有文献对领先一落后形式金融传染和同时性金融传染的严格二分法不同,本文的研究框架允许这两种金融传染形式并存且随时间相互切换。研究发现,中国股票市场与美国、英国、法国、德国、日本的股票市场之间的金融传染形式确实会随时间相互切换。这对于未来金融监管部门加强对金融传染病的识别和防范具有重要启示。传统的用格兰杰因果关系和各种相关系数测度金融传染病的方法都可能严重错估金融传染病的程度,而基于错误估计的金融传染病测度制定的跨境金融风险防范政策有效性将“大打折扣”,进而对中国统筹发展与安全产生负面影响。具体而言,本文的研究发现,在金融市场不确定性大幅上升的情况下,传统的基于格兰杰因果关系测度金融传染病的方法会严重低估金融传染病的程度,据此制定的跨境金融风险防范措施将难以有效阻断境外金融冲击对本国金融市场的干扰。反之,在金融市场不确定性较低的情况下,基于同期相关系数测度金融传染病的方法也会严重低估金融传染病的程度,导致对跨境金融风险防范不足的问题。不仅

如此,由于领先一落后形式金融传染和同时性金融传染冲击中国金融市场的速度不同,对这两种形式金融传染病相对重要性的错误判断会导致跨境金融风险防范措施不能在最佳时点落地,进而影响政策的时效性。因此,无论是对金融传染病的识别,还是对跨境金融风险防范措施的实施,都必须关注金融传染形式的时变性。

本文的结论对国际金融监管政策协调具有重要参考意义。首先,金融传染形式的时变性对于在国际金融监管协调时正确把握金融风险跨境传播的程度和时间十分重要。其次,本文的研究识别了影响经济状态切换的国际国内因素,这对于预测经济状态切换,进而预测金融传染形式切换提供了重要参考。今后的研究可进一步从预测的角度,深入探索本文识别的影响因素对经济状态切换的预测能力,完善经济状态切换预测模型,为国内跨境风险防范和国际金融监管协调构建监测和预警机制。进一步研究也可以深入分解和比较不同影响因素和传播渠道对经济状态切换影响的大小,进而明确风险监测、预警和防范的重点。

本文的实证结果表明,当前在国际金融市场价格传导关系上,中国仍然更多处于传染的接受者位置。这意味着,中国金融市场价格发现功能仍需进一步加强,以获取在国际金融市场上的定价权。未来的研究应进一步探索决定金融市场价格传导关系的关键因素,并据此调整金融发展策略和金融监管政策,为中国金融市场国际定价权的形成指明方向。

[参考文献]

- [1]李广众,杨子晖,杨铠维.汇率波动性与股市收益率联动性——来自国际样本的经验证据[J].金融研究,2014,(7):16-31.
- [2]张兵,范致镇,李心丹.中美股票市场的联动性研究[J].经济研究,2010,(11):141-151.
- [3]Ahnert, T., and C. Bertsch. A Wake-Up Call Theory of Contagion[J]. Review of Finance, 2022, 26(4):829-854.
- [4]Ahrend, R., and A. Goujard. Are All Forms of Financial Integration Equally Risky? Asset Price Contagion during the Global Financial Crisis[J]. Journal of Financial Stability, 2014, 14:35-53.
- [5]Allen, F., and D. Gale. Financial Contagion[J].Journal of Political Economy, 2000, 108(1):1-33.
- [6]Bae, K., G. A. Karolyi, and R. M. Stulz. A New Approach to Measuring Financial Contagion[J].Review of Financial Studies, 2003, 16(3):717-763.
- [7]Bekaert, G., M. Ehrmann, M. Fratzscher, and A. Mehl. The Global Crisis and Equity Market Contagion[J].Journal of Finance, 2014, 69(6):2597-2649.
- [8]Benzoni, L., P. Collin-Dufresne, R. S. Goldstein, and J. Helwege. Modeling Credit Contagion via the Updating of Fragile Beliefs[J].Review of Financial Studies, 2015, 28(7):1960-2008.
- [9]Broner, F. A., R. Gaston Gelos, and C. M. Reinhart. When in Peril, Retrench: Testing the Portfolio Channel of Contagion[J]. Journal of International Economics, 2006, 69(1):203-230.
- [10]Brunnermeier, M. K., and L. H. Pedersen. Market Liquidity and Funding Liquidity[J]. Review of Financial Studies, 2009, 22(6):2201-2238.
- [11]Brusco, S., and F. Castiglionesi. Liquidity Coinsurance, Moral Hazard, and Financial Contagion [J]. Journal of Finance, 2007, 62(5):2275-2302.
- [12]Cai, C. X., A. Mobarek, and Q. Zhang. International Stock Market Leadership and Its Determinants[J]. Journal of Financial Stability, 2017, 33:150-162.
- [13]Cappiello, L., R. F. Engle, and K. Sheppard. Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns[J].Journal of Financial Econometrics, 2006, 4(4):537-572.
- [14]Cespa, G., and T. Foucault. Illiquidity Contagion and Liquidity Crashes[J].Review of Financial Studies, 2014, 27

- (6):1615–1660.
- [15] Cheema, M. A., R. Faff, and K. R. Szulczyk. The 2008 Global Financial Crisis and Covid–19 Pandemic: How Safe Are the Safe Haven Assets[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2022, 83:102316.
- [16] Chiang, T. C., L. Lao, and Q. Xue. Comovements Between Chinese and Global Stock Markets: Evidence from Aggregate and Sectoral Data[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2016, 47(4):1003–1042.
- [17] Cho, J., J. H. Choi, T. Kim, and W. Kim. Flight-to-Quality and Correlation between Currency and Stock Returns[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2016, 62:191–212.
- [18] Corsetti, G., M. Pericoli, and M. Sbracia. Some Contagion, Some Interdependence: More Pitfalls in Tests of Financial Contagion[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24(8):1177–1199.
- [19] Ehling, P., and C. Heyerdahl–Larsen. Correlations[J]. *Management Science*, 2016, 63(6):1919–1937.
- [20] Forbes, K. J., and R. Rigobon. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(5):2223–2261.
- [21] Gravelle, T., M. Kichian, and J. Morley. Detecting Shift–Contagion in Currency and Bond Markets[J]. *Journal of International Economics*, 2006, 68(2):409–423.
- [22] Grisse, C., and T. Nitschka. On Financial Risk and The Safe Haven Characteristics of Swiss Franc Exchange Rates[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2015, 32:153–164.
- [23] Jung, R. C., and R. Maderitsch. Structural Breaks in Volatility Spillovers between International Financial Markets: Contagion or Mere Interdependence[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 47:331–342.
- [24] Kim, C., J. Piger, and R. Startz. Estimation of Markov Regime—Switching Regression Models with Endogenous Switching[J]. *Journal of Econometrics*, 2008, 143(2):263–273.
- [25] King, M. A., and S. Wadhvani. Transmission of Volatility between Stock Markets[J]. *Review of Financial Studies*, 1990, 3(1):5–33.
- [26] Kodres, L. E., and M. Pritsker. A Rational Expectations Model of Financial Contagion[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(2):769–799.
- [27] Kurlat, P. Liquidity as Social Expertise[J]. *Journal of Finance*, 2018, 73(2):619–656.
- [28] Kyle, A. S., and W. Xiong. Contagion as a Wealth Effect[J]. *Journal of Finance*, 2001, 56(4):1401–1440.
- [29] Li, H. International Linkages of the Chinese Stock Exchanges: A Multivariate GARCH Analysis[J]. *Applied Financial Economics*, 2007, 17(4):285–297.
- [30] Liu, C., M. Chang, X. Wu, and C. M. Chui. Hedges Or Safe Havens—Revisit the Role of Gold and USD Against Stock: A Multivariate Extended Skew—T Copula Approach[J]. *Quantitative Finance*, 2016, 16(11):1763–1789.
- [31] Londono, J. M. Bad Bad Contagion[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2019, 108:105652.
- [32] Longstaff, F. A. The Subprime Credit Crisis and Contagion in Financial Markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010, 97(3):436–450.
- [33] Mendoza, E. G., and V. Quadrini. Financial Globalization, Financial Crises and Contagion[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57(1):24–39.
- [34] Mobarek, A., G. Muradoglu, S. Mollah, and A. J. Hou. Determinants of Time Varying Co–Movements among International Stock Markets during Crisis and Non–Crisis Periods[J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, 24:1–11.
- [35] Ranaldo, A., and P. Söderlind. Safe Haven Currencies[J]. *Review of Finance*, 2010, 14(3):385–407.
- [36] Vayanos, D. Flight to Quality, Flight to Liquidity, and the Pricing of Risk[R]. NBER Working Paper, 2004.
- [37] Veldkamp, L. L. Information Markets and the Comovement of Asset Prices[J]. *Review of Economic Studies*, 2006, 73(3):823–845.

International Stock Market Co-movements and Financial Contagion

QIAN Zong-xin, FU Peng-lu, SONG Ke
(School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: Due to the outbreak of the COVID-19 pandemic and the intensification of international conflicts, major international stock markets in general have higher risks and higher correlations. Meanwhile, the fluctuations in the infectivity and severity of COVID-19, and international relations increase the possibility of structural changes in international stock co-movements. As a result, it is interesting to re-investigate the characteristics of financial contagion in international stock markets in the context of the COVID-19 pandemic and intensified international conflicts, and re-examine the relevant theories of financial contagion.

This paper uses Markov regime-switching vector autoregressive (VAR) model with endogenous regime switching as a unified framework to analyze the financial contagion between Chinese stock markets and stock markets in the United States, the United Kingdom, France, Germany, and Japan. The model we use in this paper relaxes the restriction of uncorrelation between state transition and the error terms in the VAR and allows time-varying state transition probabilities to be determined by a set of pre-determined or exogenous variables. We believe the framework is more comprehensive and more appropriate in the period of the COVID-19 pandemic due to the following reasons. First, the Markov regime-switching model fits the data with structural changes better. Second, the model can be used to analyze financial contagion in different definitions. In literature, while some studies only refer financial contagion to increment in market co-movements in crisis or after negative shocks, others may focus on co-movements at any time or state. The model can count for both of them. Third, the econometric model also accounts for both lead-lag correlations in the international stock market returns and co-movements between the returns, which are both widely used measurements of financial contagion in the literature but with few consensuses. Fourth, by testing which variables significantly influence state transition probabilities, we can find evidence consistent or in conflict with theories on financial contagion, and provide empirical support for theories.

Accordingly, with data on stock returns from Compustat, we calculate daily value-weighted stock market returns in China, the United States, the United Kingdom, France, Germany, and Japan. We also use variables that potentially influence state transition probabilities according to the correlated-fundamental theory, the flight-to-liquidity or flight-to-safety theory, and the wake-up call hypothesis in model estimation to test those theories. Using data from January 22, 2020 to May 20, 2022, we estimate two-country endogenous regime switching MSVAR (1) model between China and each of the above foreign countries.

Our empirical results show that the stock market returns in the United States, France, and Japan Granger cause Chinese stock returns in states with low uncertainty. Simultaneous stock market co-movements between Chinese stock market returns and stock market returns of the United States, the United Kingdom, France, Germany, and Japan are state-varying and much higher when the market is in a high-volatility state (in crisis). Our empirical results are consistent with the correlated-fundamental theory, the flight-to-liquidity or flight-to-safety theory, and the wake-up call hypothesis and imply that the main channels of financial contagion may vary with states.

Our study contributes to literature in at least two aspects. First, we are the first to apply Markov regime-switching VAR model with endogenous regime switching as a unified framework in the financial contagion literature. Second, our study re-analyzes financial contagion and provides evidence consistent with theories in the period of the COVID-19 pandemic and international conflicts. Our study also has implications for China's financial regulation policies and international policy coordination.

Keywords: financial contagion; stocks; market co-movements

JEL Classification: G15 G12 F39

[责任编辑:覃毅]