

基于国际资本多重动机的全球 系统性风险传染路径识别*

林玉婷 陈创练 刘悦吟

内容提要:本文采用最新一代的 SRISK 方法测度了 G20 国家 605 家金融机构的系统性风险,并设计提出了基于高维的时变参数外溢网状矩阵,识别了全球系统性风险的传染路径和传染源。研究发现,各国系统性风险呈现明显增强态势,在危机时刻具有较强同步性,尤其是新冠肺炎疫情期间各国系统性风险同步激增。而欧美等发达金融市场更容易成为全球系统性风险的风险源,其中,美国溢出指数显著高于其他国家,是全球系统性风险的主要输出方;反之,新兴经济体的金融市场成熟度与放开程度远不及欧美发达国家,因此,更多地扮演着风险吸收方角色。基于面板模型的实证结果表明,资本流动骤停强化了系统性风险跨国别传染的溢出效应和吸收效应;国际资本流动的套利和套汇动机则是影响全球系统性风险传染的两个重要渠道,特别是,债券市场暴涨所引发的套利行为对吸收效应和溢出效应的影响存在显著的非对称性,而汇率升值超调引发的套汇行为则会增强系统性风险的溢出效应和吸收效应。此外,套价动机并未对系统性风险传染产生影响,一个主要原因可能在于各国的股票市场相对债券市场较为封闭,这势必隔断了套价行为对系统性风险传染效应的影响。最后,基于全球研究结论提出中国防范外部系统性风险冲击的政策建议。

关键词:系统性风险;外溢网状矩阵;套利动机

DOI:10.19343/j.cnki.11-1302/c.2021.12.004

中图分类号:F832;F833

文献标识码:A

文章编号:1002-4565(2021)12-0042-19

Identification of Global Systemic Risk Contagion Path Based on Multiple Motivations of International Capital Flow

Lin Yuting Chen Chuanglian Liu Yueyin

Abstract: We use the latest SRISK method to measure the systemic risk of 605 financial institutions in G20 countries, and propose a high-dimensional time-varying parameter spillover-network matrix to identify the contagion path and source of global systemic risk. The study finds that the systemic risks of various countries show an obvious trend of strengthening and have strong synchronicity in times of crisis, especially the simultaneous surge of systemic risks in the period of COVID-19 spread. Developed financial markets such as Europe and America are more likely to become the source of global systemic risks. The US spillover index is significantly higher than that of other countries, and it is the main exporter of global systemic risks. On the contrary, the financial markets of emerging economies are less mature and open than those of developed countries so that most emerging markets play the role of risk absorbers. The empirical results based on the panel

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“基于高维混频大数据的国际风险外溢路径及宏观货币政策动态协调的管理机制研究”(72071094)、国家社会科学基金重点项目“健全目标优化、分工合理、高效协同的宏观经济治理体系研究”(21AZD027)、国家自然科学基金面上项目“基于金融风险周期监测的时变参数货币政策模型系统构建和识别研究”(71771093)以及广东省高等学校珠江学者岗位计划资助项目(2019)资助。

model show that the sudden stops of capital flows strengthen the spillover and absorption effects of international systemic risks. The arbitrage motivations of cross-border capital flows on interest and exchange are the two main channels affecting the contagion of global systemic risk. To be specific, the boom of bond market has triggered arbitrage of absorption effect and the spillover effect asymmetrically, and exchange rate appreciation enhances the spillover and absorption effects of systemic risk. In addition, the hedging motive has no effect on systemic risk contagion. One of the reasons may be that the stock markets of various countries are relatively closed compared with the bond markets, which will certainly cut off the influence of hedging behavior on the systemic risk contagion effect. Finally, based on the global research conclusions, the paper puts forward policy advice for China to prevent the impact of external systemic risks.

Key words: Systematic Risk; Spillover-network Matrix; Arbitrage Motivation

一、前言和文献综述

近年来,随着金融市场全球化进程的不断推进和跨境资本流动规模进一步扩大,各国金融市场相互影响日益增大,这无疑加剧了系统性风险在全球范围内的传播和扩散。系统性金融风险具有难以定义和测度、破坏性强、蔓延性广以及影响程度深等特点,逐渐成为学者们关注的焦点,各国政策制定者也越来越关注金融风险的传染、蔓延与防控,避免金融系统性风险爆发。从外部看,2020年世界银行发布的全球经济前景报告称全球债务高企或将引爆世界性金融危机。更重要的是,2020年由于受到新冠肺炎疫情影响,美国股市在3月8日至18日连续发生了四次熔断,随之而来的是全球性股市连锁性暴跌,基于SRISK估计结果显示,2020年3月份美国的系统性风险突然剧增,由此快速传染波及全球,西方主要国家的股指在2020年一季度下跌幅度接近20%。可见,此时如何构筑有效的机制识别风险并防范、抵御国际风险冲击迫在眉睫。事实上,中国人民银行也于2018年成立国际金融风险跟踪组,旨在跟踪和研判国际外部冲击风险以及中国该如何面对国际风险动荡。国际金融跟踪组的成立也能够有效扩大中国金融业对外开放的格局,识别出国际风险的具体传染路径和潜在危害。从国际看,当前世界经济增长放缓,正处在国际金融危机和欧债危机过后的调整期,全球范围内的金融风险点和风险源明显增多,而国际风险又具隐蔽性、复杂性、时变性和传染性,其外溢冲击的破坏性势必危及中国经济平稳发展。由此引发一系列问题是,如何精准测度和动态监测系统性风险?全球系统性风险传染源又在哪里?存在怎样的外溢传染路径?特别是,系统性风险是如何通过套利、套汇、套价等渠道传染至其他国家?对上述问题的思考和实证检验,不仅有助于进一步理解全球系统性风险的动态传染路径,也能够为后续如何有效防范全球系统性风险冲击以及维护国内金融体系稳定提供重要的理论基础和决策参考依据。

考虑到传统金融风险指标的缺陷,许多学者基于在险价值(VaR)提出了条件在险价值(CoVaR),其原理是计算一家金融机构处于困境时对其他金融机构带来的尾部风险(Adrian和Brunnermeier,2016)。但与VaR方法类似,CoVaR不满足可加性,而且由于其只考虑损失分布的分位数,无法刻画在险值以下极端情形的尾部风险。故此,Acharya等(2017)基于预期损失缺口概念提出了边际期望损失缺口指标,该方法是在在险值以下的风险按照概率进行加权平均得到期望损失值作为风险替代变量,满足次可加性,从而弥补了CoVaR方法的缺陷。然而,MES方法的最大缺陷是对金融机构的规模大小、杠杆率以及关联性等重要特征捕捉明显不足。为此,Acharya等(2012)基于预期边际赤字方法,纳入金融机构预期不足因素,改进MES提出了最新的系统性风险测度方法——SRISK。Brownlees和Engle(2017)进一步论证了SRISK是关于企业规模、杠杆率和企业长期边际预期缺口的函数。可见,相对于MES法,SRISK采用预期资本短缺和更长的观测区

间来估计系统性风险,因此结果更加全面可靠。传统 CoVaR 等方法虽然能够有效刻画各国系统性风险两两之间的动态关系,但却无法测度三者或者三者以上的网状关系。为此,Diebold 和 Yilmaz (2009)根据预测误差分解思路,提出波动率溢出网状指数测定方法。Diebold 和 Yilmaz (2012, 2014)进一步提出了从溢出和吸收两个角度测度系统性风险传染的方法,并将 CoVaR 和 MES 与广义方差分解结合,构建了系统性风险网状测定方法,该方法能够从连通性指标中确定系统重要性机构和传染的风险源。上述研究仅仅能够测度风险溢出的静态关系,许多学者基于时变参数向量自回归(TVP-VAR)构建了时变网状溢出矩阵(Korobilis 和 Yilmaz,2018),但是 TVP-VAR 基于 MCMC 进行抽样估计,一旦模型变量增加,参数估计将呈现几何式增长,容易出现“维度灾难”,因此,如何有效解决“维度灾难”问题就成为测度高维度系统性风险时变网状溢出关系的关键。

系统性风险对外溢出或者吸收到底是通过什么途径和渠道得以实现?这是阻断系统性风险跨国别传染的最重要关键环节。理论上,资本流动骤停,即资本流动突然撤资会引发金融市场动荡,从而成为系统性风险传染的一个重要媒介。Calvo(1998)研究发现,国际信贷流动骤停可能触发金融危机和国际收支危机的传导机制。而在国际资本多重逐利动机驱动下,系统性风险可能通过股市、债市及汇市等渠道进行跨国别传播。代表性研究如,Broner 等(2013)研究表明,在危机期间,由于投资者将资本从境外撤回,总资本流动急速下滑,全球危机效应更强,并且撤回资本发生在多种类型资本流动中,如银行、负债以及股票投资等。而非居民债务持有量变化对新兴经济体的主权风险有影响,外部资金对风险有一定的正向关系(Konopczak,2017)。特别是,Bathia 等(2020)认为跨境资本流动尤其是股权与债权流动显著影响一国股市的波动率,从而影响经济体金融体系的稳定水平。此外,Bhattarai 等(2020)研究还表明,美国不确定性冲击使得新兴市场的股票价格和汇率显著下跌,从而引致资本外逃和金融不稳定。Shikimi 和 Yamada(2019)则认为贸易会作为一种渠道影响金融危机的传播。

国内对系统性风险研究并未形成一套独特的测度体系,多数只是在国外研究基础上进行应用或者改进。代表性研究陈湘鹏等(2019)从规模、杠杆、关联性、系统重要性排名以及宏观经济预测能力等多个维度,论证表明 SRISK 适用于测度我国的金融机构系统性风险。在金融风险溢出研究上,宫晓莉和熊熊(2020)更是在 Diebold 和 Yilmaz(2014)方法上引入时变参数向量自回归模型构建了方差分解溢出指数,实证检验了金融系统波动溢出的动态传染特征。在系统性风险溢出影响因素的研究上,李刚等(2009)则认为地理区域位置、贸易关系与资本项目开放度会影响金融危机的传播。何国华和李洁(2018)研究发现跨境资本流动会对国际风险承担产生影响,从而解释了资本流动渠道会影响金融风险的承担。赵华和王杰(2018)研究不同市场之间的溢出效应,认为经济景气一致指数、期限利差会对溢出指数存在显著为正的影响效应,这说明宏观指标会对溢出指数造成影响。

纵观国内外现有的研究文献,虽然有大量关于系统性风险测度与国际风险外溢的文献,但是现有的研究依然是基于静态的研究框架,抑或是基于滚动窗口获取国际风险外溢强度和方向。特别是,虽然有文献提出了时变溢出网状指数,但是依然存在“维度灾难”难题。特别是,现有文献较少涉及如何通过国际资本流动的多重动机识别全球系统性风险的传染路径。针对现有文献不足,本文从如下三个方面做拓展分析,第一,查找了 G20 国家中 605 家金融机构数据,应用新一代指标 SRISK 测度了全球系统性风险,从而全面、科学、有效地测度了全球主要国家的系统性风险及其走势,通过指标对比可以评估各国系统性风险的强弱。第二,在时变参数模型中嵌入遗忘因子的卡尔曼滤波和贝叶斯收缩方法有效降低模型参数估计的“维度诅咒”难题,并结合 Diebold 和 Yilmaz(2014)方法设计提出了基于高维模型的时变参数网状溢出矩阵测定方法,这是对现有系统

性风险外溢网状测度方法的重要拓展。以此为基础,对全球系统性风险周期以及外溢传染路径进行详尽识别,准确甄别全球系统性风险的传染源和动态演变规律。第三,进一步考察了全球系统性风险传染的真实动机,采取面板广义最小二乘虚拟变量法(Generalized LSDV)实证检验分析资本流动多重动机对全球系统性风险传染的影响效应。这不仅有助于识别资本流动多重动机对系统性风险传染强度的影响效应,而且能够为后续如何防范全球系统性风险传染冲击提供决策参考依据。

二、系统性风险及其网状传染强度测算方法

传统研究框架大多仿照金融稳定委员会(FSB)、国际货币基金组织(IMF)和国际清算银行(BIS)给出的定义,将金融系统性风险描述为金融体系部分或全部受损失时引发的大范围金融服务失效并且可能对实体经济产生严重冲击的风险,其更多关注金融系统内部风险在各金融中介之间的传染性与关联性(Karwowski 和 Stockhammer, 2017),但忽视了金融系统作为整体的风险状况。仅仅将金融中介部门风险刻画为金融系统风险存在较大的局限性:第一,风险来源并不只有金融中介,资金链条的各个环节均有可能是风险的触媒,各环节各部门风险均需要科学地量化;第二,金融中介作为资金链条的中间环节,其风险程度有滞后性,只关注金融中介风险极易造成风险的过度传导,导致金融系统风险检测丧失了部分时效性。纵观现有理论研究文献,对系统性金融风险的定义尚未形成统一的界定,但是都存在以下共同点:一是将金融风险的研究焦点由个体转到整个宏观金融系统上;二是更加突出刻画金融风险传染性以及外部溢出效应,对实体经济造成严重负面影响。鉴于此,本文将金融机构系统性风险定义为由系统内部某一突发事件引起,通过金融风险传染至其他金融机构或者市场,对金融均衡形成冲击,最终使得宏观经济瘫痪的风险。

(一) 系统性风险测算方法

设定金融系统的期望损失是其损失超过在险值(VaR_q)时的期望值:

$$ES_{m,t}(VaR_q) = E_t(r_{m,t+1} | r_{m,t+1} < VaR_q) = \sum_{i=1}^N w_i E_t(r_{i,t+1} | r_{m,t+1} < VaR_q) \quad (1)$$

其中, $r_{i,t}$ 表示单个机构的收益率, $r_{m,t}$ 表示市场的期望回报率, 金融机构 i 在 q 分位数上的在险价值测定: $p_r(r_i \leq VaR_q^i) = q, VaR_q^i \leq 0$ 。本文可以进一步定义机构 i 的边际期望损失为机构 i 对系统性风险的边际贡献:

$$MES_{i,t}(VaR_q) = \partial ES_{m,t}(VaR_q) / \partial w_i = E_t(r_{i,t+1} | r_{m,t+1} < VaR_q) \quad (2)$$

上式是一个无条件形式的 MES 指标定义,后经 Brownlees 和 Engle(2017)发展为基于 GARCH-DCC 模型的动态条件 MES 。其用数学语言描述为基于 Scaillet(2004)提出的预期缺口(ES)在特定异常事件发生时关于金融系统中单个机构所占权重的一个边际量,是一种“自上而下”、从整体到局部的衡量方法。用以衡量当金融系统陷入某一财务困境时,单个金融机构风险对整个系统风险的边际贡献度。依据 Brownlees 和 Engle(2017)设定,条件 MES 可以写成机构与市场收益率相关系数 $\rho_{i,t}$, 机构与市场收益率的波动性 $\sigma_{i,t}$ 和 $\sigma_{m,t}$ 、以及机构与市场收益率分布尾部期望 $E_t(\varepsilon_{m,t+1} | \varepsilon_{m,t+1} < VaR_q / \sigma_{m,t})$ 和 $E_t(\zeta_{i,t+1} | \zeta_{m,t+1} < VaR_q / \sigma_{m,t})$ 的函数:

$$MES_{i,t}(VaR_q) = \sigma_{i,t+1} \rho_{i,t+1} E_t(\varepsilon_{m,t+1} | \varepsilon_{m,t+1} < VaR_q / \sigma_{m,t}) + \sigma_{i,t+1} \sqrt{1 - \rho_{i,t+1}^2} E_t(\zeta_{i,t+1} | \zeta_{m,t+1} < VaR_q / \sigma_{m,t}) \quad (3)$$

在实际估计过程中,本文采用动态条件相关系数 GARCH 模型估计得到式(3)中的各参数,并以此为基础估计 MES 值。事实上,这些数值也可以反映出金融机构风险对于整体金融部门的风险边际贡献程度。然而, MES 没有考虑金融机构的规模因素,而规模因素作为机构的权重(市场份额)在衡量其对金融系统性风险的贡献中具有重要影响意义,因此,在实证过程中可能会出现规模

较大金融机构的 MES 值反而比规模较小金融机构的 MES 值要小的情况。为了弥补 MES 指标缺陷, Acharya 等(2017)、Brownlees 和 Engle(2017)在动态 MES 基础上, 考虑了金融机构负债(杠杆)和规模因素, 提出并发展了系统性风险指数 *SRISK*, 这种方法从资本短缺角度衡量单个金融机构对整个系统风险的贡献程度, 由此将 *SRISK* 定义如下:

$$SRISK_{i,t} = \max[0; k(D_{i,t} + (1 - LRMES_{i,t}) W_{i,t}) - (1 - LRMES_{i,t}) W_{i,t}]$$

$$= \max[0; kD_{i,t} - (1 - k) W_{i,t}(1 - LRMES_{i,t})]$$
(4)

其中, $D_{i,t}$ 为金融机构总负债的账面价值; k 为审慎资本比率, 是指金融机构为满足监管要求必须留存的资本与市场价值的比值; $W_{i,t}$ 为金融机构的市场价值, 根据 Acharya 和 Kulkarni(2012)的实证研究, 长期边际期望损失 *LRMES* 与短期边际期望损失 *MES* 之间有着这样一种近似关系, 即 $LRMES_{i,t} \approx 1 - \exp(-18 \times MES_{i,t})$ 。鉴于此, 本文拓展采用新一代先进指标 *S RISK* 测度全球各国内部的金融系统性风险, 该方法不仅能够克服传统金融风险指标具有时滞的缺点, 具有前瞻性, 而且能捕捉金融机构规模大小、杠杆率以及关联性等重要特征, 数据易得、获取成本低。

(二) 全球系统性风险传染强度测算方法

本文借鉴 Koop 和 Korobilis(2013)提出的降维估计的思路, 构建一个基于高维 TVP-VAR 模型的时变参数溢出网状测度方法。首先, 令 $X_t = (SRISK_{1,t}, SRISK_{2,t}, \dots, SRISK_{N,t})'$ 表示由 N 个国家系统性风险组成的向量, 设定时变参数向量自回归(TVP-VAR)模型具有以下形式:

$$X_t = Z_t B_t + v_t, B_{t+1} = B_t + \eta_t, v_t \sim N(0, \Gamma_t), \eta_t \sim N(0, \Psi_t) \quad v_t \sim N(0, \Gamma_t)$$
(5)

其中, Z_t 表示包含 n 个变量的滞后 p 阶项和截距项的 $n \times l$ 维矩阵向量, $l = n(1 + pn)$, v_t 和 η_t 是彼此独立的残差项。以往文献通常采用马尔科夫蒙特卡洛(MCMC)方法来估计 TVP-VAR 模型, 即给定参数 Γ_t 、 Ψ_t 和 B_t 的先验条件后通过成千上万次的抽取对参数的后验分布进行贝叶斯统计推断, 因此 MCMC 法需要在不断累积的数据窗口上反复运行以保证参数收敛和估计的准确性, 这导致该方法在估计高维数据的大型 TVP-VAR 模型时会遇到因计算参数量过大而导致模型无法识别等维数灾难问题。鉴于此, 本文基于 Koop 和 Korobilis(2013)提出的降维估计的思路, 在卡尔曼滤波器中引入遗忘因子, 构建了高维时变参数向量自回归模型。其中, 遗忘因子可以赋予新数据更高的权重, 降低计算负担。令 $X_t^s = (SRISK_{1,t}, SRISK_{2,t}, \dots, SRISK_{s,t})'$, 用遗忘因子替换在卡尔曼滤波过程中对参数 Ψ_t 的估计, 则有:

$$B_{t-1} | y^{t-1} \sim N(B_{t-1|t-1}, P_{t-1|t-1}), B_t | y^t \sim N(B_t | t-1, P_t | t-1), P_t | t-1 = P_{t-1|t-1} / \lambda_t$$
(6)

其中, $\lambda_t (0 < \lambda_t \leq 1)$ 为遗忘因子, 表示过去 t 期观察值在时变参数 B_t 估计中的权重。令 $\lambda_t = \lambda_{min} + (1 - \lambda_{min}) L^t$, 其中, $f_t = -NINT(\tilde{v}'_{t-1} \tilde{v}_{t-1})$, $\tilde{v}_t = X_t - B_{t|t-1} Z_t$ 是卡尔曼滤波估计并取整函数舍入到最接近的整数所产生的单步提前预测误差。借鉴主流文献的处理思路(Korobilis 和 Yilmaz, 2018), 设 $\lambda_{min} = 0.98$ 和 $L = 1.1$, 规定 λ_t 的下限和上限分别为 0.98 和 1.0。为了简化 TVP-VAR 中多元随机波动率的测算, 本文采用指数加权移动平均方法估计 Γ_t :

$$\hat{\Gamma}_t = k \hat{\Gamma}_{t-1} + (1 - k) \tilde{v}_t \tilde{v}_t'$$
(7)

其中, k 为衰减因子(decay factor), 基于主流文献做法(Koop 和 Korobilis, 2013), 设定 $k = 0.96$ 。此时, 通过引入遗忘因子和 EWMA 方法大大简化了参数 Ψ_t 和 Γ_t 的估计, 最后还需要获取 B_0 的先验信息。高维模型中初始条件 B_0 也是高维的, 因此需要进行适当的收缩, 可以采用贝叶斯收缩法(Bayesian Sparsification Method)对 B_0 的先验条件进行设置(Sims 和 Zha, 1998)。令 $E(B_0) = 0$, $V_{B_0} = \text{diag}(V_{B_{1,0}}, \dots, V_{B_{n,0}})$ 为具有对角线形式的先验协方差矩阵, 其中对角线上的元素 $V_{B_{i,0}} (\gamma/r^2, a)$ 是关于滞后长度 r 、收缩超参数 γ 和截距 a 的函数, γ 控制了 B_0 的收缩程度, 是简化 V_{B_0} 估计的

关键,遵循现有研究惯例(Koop 和 Korobilis,2013),本文令 $\alpha = 10^3, \gamma = 0.01$ 。经过上述设定,对关键参数 Γ_t, ψ_t 和 B_t 进行降维的处理,解决了传统 MCMC 方法估计高维数据时的缺陷,大大简化了高维 TVP-VAR 模型的估计难度。

在上述模型设定基础上,为了克服估计脉冲响应函数基于 Cholesky 方差分解方法受变量排放次序影响以及计算量过大的问题,本文基于时变参数广义脉冲响应函数计算时变参数网状外溢指数。此时,令广义脉冲响应函数为: $\varphi_{i,t}(p) = \sigma_{ii,t}^{-0.5} \sum_{p=0}^{\infty} \nu_{j,t}$, 其中 $\Sigma_{n,t}$ 为无限移动平均展开后残差的时变系数, $\Omega_t = \{\sigma_{ij}, i, j = 1, 2, \dots, m\}$ 。对此可得基于广义方差分解的时变脉冲响应函数,同时借鉴 Diebold 和 Yilmaz(2014)的研究,设计提出基于高维时变参数外溢指数为:

$$\phi_{j \leftarrow i,t}(n) = \sigma_{ii,t}^{-1} \sum_{j=0}^n (\nu'_{j,t} \Sigma_{p,t} \Omega_t \nu_{i,t})^2 / \sum_{p=0}^n (\nu'_{j,t} \Sigma_{p,t} \Omega_t \Sigma'_{p,t} \nu_{j,t})^2 \quad (8)$$

事实上,很多时候 $\sum_{j=1}^m \theta_{i \leftarrow j,t}^0(n) \neq 1$, 因此令 $\tilde{\phi}_{i \leftarrow j,t}^g(n) = \phi_{i \leftarrow j,t}(n) / \sum_{j=1}^m \phi_{i \leftarrow j,t}^g(n)$ 。结合溢出指数,可估计对于每一个国家的系统性风险时变参数外溢网状指数矩阵^①。为了进一步分析系统性风险外溢的局部效应与总体效应,定义 $TVP - SI_{i \leftarrow from} = \phi_{i \leftarrow i,t}$ 表示国家 i 对其自身的时变外溢效应; $TVP - SI_{i \leftarrow from} = \sum_{j=1, j \neq i}^N \phi_{i \leftarrow j,t}$ 表示国家 i 所收到其他国家系统性风险冲击的外溢效应,也称其为国家 i 的吸收效应。同理, $TVP - SI_{i \leftarrow to} = \sum_{j=1, j \neq i}^N \phi_{j \leftarrow i,t}$ 表示国家 i 对其他国家的系统性风险时变外溢效应;国家 i 的净时变外溢效应为 $TVP - SI_i = \sum_{j=1, j \neq i}^N \phi_{j \leftarrow i,t} - \sum_{j=1, j \neq i}^N \phi_{i \leftarrow j,t}$, 特别是,表示系统性风险的总时变溢出指数为: $TVP - SI = \sum_{j,h=1, j \neq h}^N \phi_{j \leftarrow h,t} / N$ 。本文设计提出了基于高维时变参数向量自回归模型的预测误差分解函数,并结合 Diebold 和 Yilmaz(2014)的方法得到时变参数外溢网状指数,这是对现有文献的一个创新性拓展,其一,克服了传统 CoVaR 方法只能识别两两之间传染性的缺陷,可以直接捕捉系统性风险在全球范围内的外溢网状传染强度。特别是,针对参数估计的数量复合式增长易引发的模型识别困境,本文借鉴 Koop 和 Korobilis(2013)的研究,拓展采用嵌入遗忘因子的卡尔曼滤波和贝叶斯收缩方法有效降低模型参数估计的“维度诅咒”难题。其二,构建拓展的时变参数网状外溢指数能够有效识别长时期金融风险外溢的时变演变规律,克服了传统基于 VAR-based 滚动获得时变波动溢出指数的缺陷,即窗口带宽选择随意性问题导致估计结果缺乏稳健性。事实上,这也是对现有文献的一个有益拓展和贡献。

三、系统性风险测算结果及其传染路径识别

(一) 数据来源说明及系统性风险测算结果

为了测算各国系统性风险,本文选取 G20 各国包括银行业、证券业、保险业和房地产业等为代表的 605 家上市公司^②,其中,包括中国工商银行、中国人民保险集团、美国花旗银行、美国富国银行、美国摩根斯坦利、加拿大多伦多道明银行、日本瑞穗金融集团、英国汇丰控股有限公司、法国巴黎银行、德国德意志银行、意大利联合信贷银行、印度国家银行、印尼银行联昌国际利安达股份有限公司、澳大利亚铂金资产管理有限公司、韩国新韩金融集团有限公司、土耳其哈慈奥马尔萨班哲控股、巴西银行、南非标准银行集团有限公司、阿根廷宏银行等,考虑到数据的可获得性,本文不考虑俄罗斯和沙特阿拉伯的相关数据,各国包含的金融机构数分布详见表 1。从统计样本看,美国和中

① 因篇幅所限,各国系统性风险时变参数外溢网状矩阵以附表 1 展示,见《统计研究》网站所列附件。下同。

② 本文选取 605 家上市公司样本的标准是以纽约大学斯特恩商学院的 Vlab 实验室可供下载的数据作为研究对象。

国金融机构占比分别为 22.29% 和 14.88%，位居前两位。在 Wind 和 WRDS 数据库^①中提取有关金融机构的日股票收盘价、股票市值、总负债等数据。基于公式 $r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ 计算上市金融机构的收益率，其中 P_t 表示 t 时刻金融机构的股市收盘价。最后依据第二部分方法测算可得各国的系统性风险（表 1 中的单位为 100 万亿美元）。在实际估计过程中，基于 40% 的市场下跌幅度估计系统性资金缺口预测值，基于巴塞尔协议 III 和各个国家的实际执行要求，设定美洲、欧洲、非洲和欧洲的资本充足率分别为 8%、8%、8% 和 5.5%。估计结果见表 1。

表 1 全球系统性风险规模描述性统计

国家	均值	标准差	最大值	最小值	偏度	峰度	JB 检验	占比(%)	机构数(家)
中国	3.5180	3.7111	11.8234	0.0000	0.6190	2.0253	20.3788***	12.13	90
阿根廷	0.0017	0.0025	0.0112	0.0000	1.7287	5.3504	143.4604***	0.01	3
澳大利亚	0.3521	0.2878	1.1840	0.0000	0.6429	2.8052	13.8828***	1.28	17
巴西	0.1956	0.1681	0.6446	0.0000	0.5848	2.2059	16.4057***	0.75	19
加拿大	0.6992	0.4632	2.3300	0.0297	0.3834	3.2548	5.3588*	2.65	26
法国	2.9638	1.0058	4.4882	0.8411	-0.7313	2.4214	20.3093***	13.69	35
德国	1.6936	0.5845	3.0578	0.9795	0.5675	2.0010	18.7664***	8.95	19
印度	0.4471	0.2665	0.9704	0.0230	-0.0647	1.5382	17.6773***	1.85	45
印度尼西亚	0.0037	0.0061	0.0403	0.0000	2.7682	12.8953	1055.3350***	0.01	18
意大利	0.9097	0.5712	1.8814	0.0002	-0.4170	1.9367	14.9906***	3.40	25
日本	5.0256	2.1037	8.9376	1.3522	-0.1197	1.8553	11.2264***	22.64	51
韩国	0.5693	0.4215	1.4878	0.0119	0.2098	1.7932	13.3997***	2.11	20
墨西哥	0.0095	0.0126	0.0581	0.0000	1.2920	4.3888	70.6380***	0.03	4
南非	0.0802	0.0548	0.3292	0.0099	1.2884	5.6388	111.6605***	0.35	14
土耳其	0.0428	0.0559	0.2861	0.0000	1.4218	4.8348	94.0092***	0.15	17
英国	2.6237	1.2370	5.5535	0.4027	-0.0649	2.4322	2.7849	11.42	49
美国	3.8238	1.9316	9.4839	0.8812	0.9839	3.2949	32.4991***	18.57	153

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平拒绝原假设。下同。

同时，为了对比各国系统性风险，本文采用公式 $SRISK_i\% = SRISK_i / \sum_{i=1}^N SRISK_i$ 计算各国系统性风险占比。其中， $SRISK\%$ 表示每一家金融机构系统性风险占一国总体系统性风险的比重。由表 1 结果可知，平均来看，全球系统性风险前五位国家分别是日本（22.64%）、美国（18.57%）、法国（13.69%）、中国（12.13%）和英国（11.42%），而后五位的国家分别是印度尼西亚（0.01%）、阿根廷（0.01%）、墨西哥（0.03%）、土耳其（0.15%）和南非（0.35%），说明系统性风险主要还是存在于发达国家，而新兴经济体所占的比重相对较小。但从近几年走势看，截至 2020 年 5 月份，中国系统性风险规模跃居第一位，占比为 24.78%，美国则占据 19.88%。从数据描述性统计结果看，中国、日本、美国等的系统性风险波动性较大；多数国家的样本是正偏，只有少部分是负偏，同时也只有少部分国家的样本具有过度的峰度；Jarque-Bera 统计量相对较大，除英国外概率均小于 10%，说明多数国家的样本数据均不服从正态分布。

由 G20 国家 2004—2020 年系统性风险走势看^②，可以发现如下三点结论。第一，全球系统性风险具有较强的同步性，由此说明系统性风险在全球范围内具有波动传染性。从历史上看，在国际金融危机期间各国系统性风险均呈现一个显著的激增状态，特别是，美国从 2007 年 7 月的 329.47 亿美元急速增加至 2008 年 7 月的 910.21 亿美元，增长幅度高达 176.26%，这期间，以英国、日本、

① 万得信息技术股份有限公司 (Wind) 是中国大陆的金融数据和信息分析工具服务商，网址为 <https://www.wind.com.cn/>；Wharton Research Data Services (WRDS) 是宾夕法尼亚大学沃顿商学院开发的金融领域的研究工具，网站为 <https://wrds-www.wharton.upenn.edu/>。

② 因篇幅所限，2004—2020 年 G20 国家基于 SRISK 测算的系统性风险数值走势以附图 1 展示。

加拿大、法国、德国等为代表国家系统性风险也呈现一个明显的增加,美国次贷危机在全球的蔓延也最终催生全球性系统性风险的爆发。但国际金融危机过后,从全球范围看,除中国和日本外,各国系统性风险呈现了一个同步的平滑下降趋势。第二,各国系统性风险呈现一个明显的分化迹象,从实际走势看,中国和日本的系统性风险自 2004 年以来虽然略有波动,但其总体走势一路攀升,两国位居全球前两名,但是在 2020 年以前,其他 15 个国家的系统性风险均处于较低位置。截至 2020 年 5 月中国的系统性风险规模达到 1182.34 万亿美元,其中中国建设银行、中国银行、中国农业银行、中国工商银行、中国邮政储蓄银行、交通银行总共占比为 65.46%。第三,外部突发事件容易引发美国系统性风险飙升,并进一步传染至其他国家。无论是美国次贷危机期间,还是新冠肺炎疫情期间,对比各国系统性风险可以看出,美国系统性风险受外部突发事件冲击影响的响应程度最大。特别是,新冠肺炎疫情期间,美国金融机构系统性风险从 267.99 亿美元升至 2020 年 5 月份的 948.39 亿美元,全球占比也从 8.21% 升至接近 20%,由此也导致当时系统性风险在美国爆发的可能性较大。种种迹象也表明,其他国家的系统性风险也在此期间呈现不同程度的上涨态势。总体上看,美国存在向全球其他国家输出系统性风险的迹象。

(二) 系统性风险的国际传染强度及动态演变

在模型实证之前,需要检验变量的平稳性,为此,本文采取多种单位根检验方法,包括 ADF、PP 和 ERS 三种方法对各国系统性风险变量的平稳性进行检验。检验结果可知,对于水平变量,除少数国家(如阿根廷、巴西、印度等)系统性风险能够在 5% 或 10% 显著性水平下拒绝原假设外,大部分国家的系统性风险均无法拒绝非平稳的原假设;对于一阶差分变量而言,三个统计量检验结果均显示在 1% 的显著性水平拒绝存在单位根的原假设,表明在 1% 显著性水平下,所有国家的系统性风险均为 $I(1)$ 过程。因此,在建立时变参数拓展因子向量自回归模型和高维时变参数向量自回归模型时,需要对所有变量取一阶差分才能进行建模。从 SRISK 差分结果看,各国之间的系统性风险也呈现出较强的同步性。事实上,系统性风险增量相比较于系统性风险水平值更能够体现全球系统性风险的增加和变化情况。

在单位根检验基础上^①,本文基于高维时变参数向量自回归模型估计得到的脉冲响应函数,并采用第二部分外溢网状指数测度 17 个国家之间的系统性风险传染强度及传染路径,通过加总可以基于第二部分方法计算得到各国系统性风险外溢指数和吸收指数,进而分析各国系统性对外传染的强度,详尽考究各国受其他国家系统性风险影响的强度。由图 1 估计结果可知,自 2004 年以来,中国对外溢出指数平均为 8%,虽然略有波动,但总体上呈现明显的上升趋势。特别是,后次贷危机时期,中国溢出指数从 2008 年接近于零,快速增加至 2016 年的高于 20 个百分点,表明随着我国加入国际金融市场,国内金融机构规模不断扩大,对其他国家金融市场的影响不断增强。中国吸收指数在 2004—2009 年间呈现一个显著增长态势,表明在美国次贷危机期间,中国国内系统性风险受他国的影响增强,但此后呈现明显下降趋势,虽然后续略有波动,但总体上维持在一个相对较低的水平。比较而言,中国国内系统性风险对外溢出明显高于吸收效应。究其原因,可能是由于中国实行资本流动管制,使得国内金融机构受国际风险冲击的影响相对较弱。同时,随着中国国内生产总值规模不断提升和金融机构参与国际投融资活动,中国对他国特别是发展中新兴经济体的影响不断增强,由此也提升了中国金融机构对外影响的溢出效应。

结合图 2 部分国家风险溢出指数和吸收指数走势可知,发达国家的风险溢出强度显著大于新兴经济体和发展中国家,其中美国溢出指数显著高于其他国家,是全球系统性金融风险的主要输出

^① 因篇幅所限,单位根检验结果以及全球系统性风险周期与风险总溢出强度测算结果分别以附表 2 和附图 2 展示。

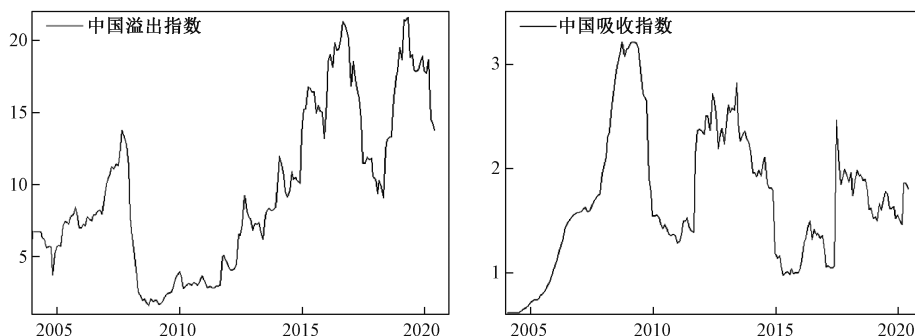


图 1 中国系统性风险溢出指数和吸收指数

注:为了对比,溢出矩阵数值全部标准化为总和等于 100。下同。

方。从历史走势看,自 2005 年之后,美国金融机构的风险溢出指数呈缓慢回落态势,但在 2008 年初该溢出指数骤然急速上升至 32% 左右,这表明美国次贷危机期间美国是全球金融风险输出方,这与实际情况相吻合,即始发于美国的次贷危机迅速传播至全球其他金融市场,引致 2008 年全球性金融危机。而危机后美国风险溢出指数显著下降,并在此后呈现逐步降低的趋势,仅在 2017—2019 年间有所回升,这与危机后美国政策当局出台的量化宽松政策有紧密联系,如宽松的货币政策缓解了市场的流动性危机,有助于危机之后的经济复苏。值得注意的是,在 2020 年新冠肺炎疫情发生初期,美国溢出指数直线飙升至历史峰值 32%,与次贷危机期间持平;在此期间,澳大利亚、巴西、加拿大、印度尼西亚、南非、韩国、墨西哥这 7 个国家的溢出指数与美国溢出指数呈现相同走势,疫情期间上述国家金融机构的风险溢出指数直线飙升,向全球输出系统性风险;而法国、德国、英国、意大利、日本以及印度这 6 个国家的溢出指数在此期间反而呈现下降走势,而吸收效应却逆向上升,表明在 2020 年新冠肺炎疫情冲击下,上述国家金融市场是风险吸收方,疫情不确定性给全球金融市场带来了剧烈冲击和波动,加剧了风险吸收方的金融脆弱性。从发达经济体溢出走势的同步性可知,随着全球金融一体化进程的不断推进,各国金融机构已经难以独善其身,各国系统性风险对外溢出和吸收越发明显,全球性系统性风险更容易在全球范围内传染蔓延。

与美国溢出指数相比较,其他国家溢出指数明显较小。从长期趋势来看,欧洲国家如法国、德国、意大利以及英国在欧洲主权债务危机时期风险溢出指数处于历史高点,即在此期间欧洲是风险输出方,此后溢出指数走势虽有波动但总体上缓慢回落,欧洲各国从风险输出方转变为风险吸收方,这也与上述几个国家的吸收指数走势相吻合。显然,欧洲国家金融系统性风险具有共振性和同步性。而其他地区包括澳大利亚、日本、韩国、印度、印度尼西亚和土耳其由于历史文化、经济发达程度和政治制度等因素差异,各国系统性金融风险周期并不一致。总体上看,澳大利亚溢出指数显著高于其他亚洲发展中国家的溢出指数,表明发达国家的金融风险溢出强度高于发展中国家,这也与金融市场实际情况相符合。此外,土耳其作为新兴国家之一,从历史上看其溢出指数逐步上升,并且在 2018 年前后大幅度上升至较高水平。而同样位于南美洲的巴西和阿根廷的系统性金融风险周期也并不一致,巴西风险溢出强度高于阿根廷,并且其溢出强度呈现逐渐增大的趋势。从上述估计结果看,因为根据本文的模型设定,所有溢出指数和吸收指数转换为标准化之前的数值需要乘以 17,则估计结果与现有的研究差异相对较小。一方面可能是因为测算对象不同,现有多数文献测算的是各国股市波动传染性,而本文测算的是金融机构系统性风险的传染性,相比较而言,金融机构股价波动由此引发的系统性风险更容易受他国影响,因此,测算的吸收指数可能相对较大。另一方面可能在于测算方法不同,本文基于遗忘算子等方法改进构建了高维时变参数模型,并以此构

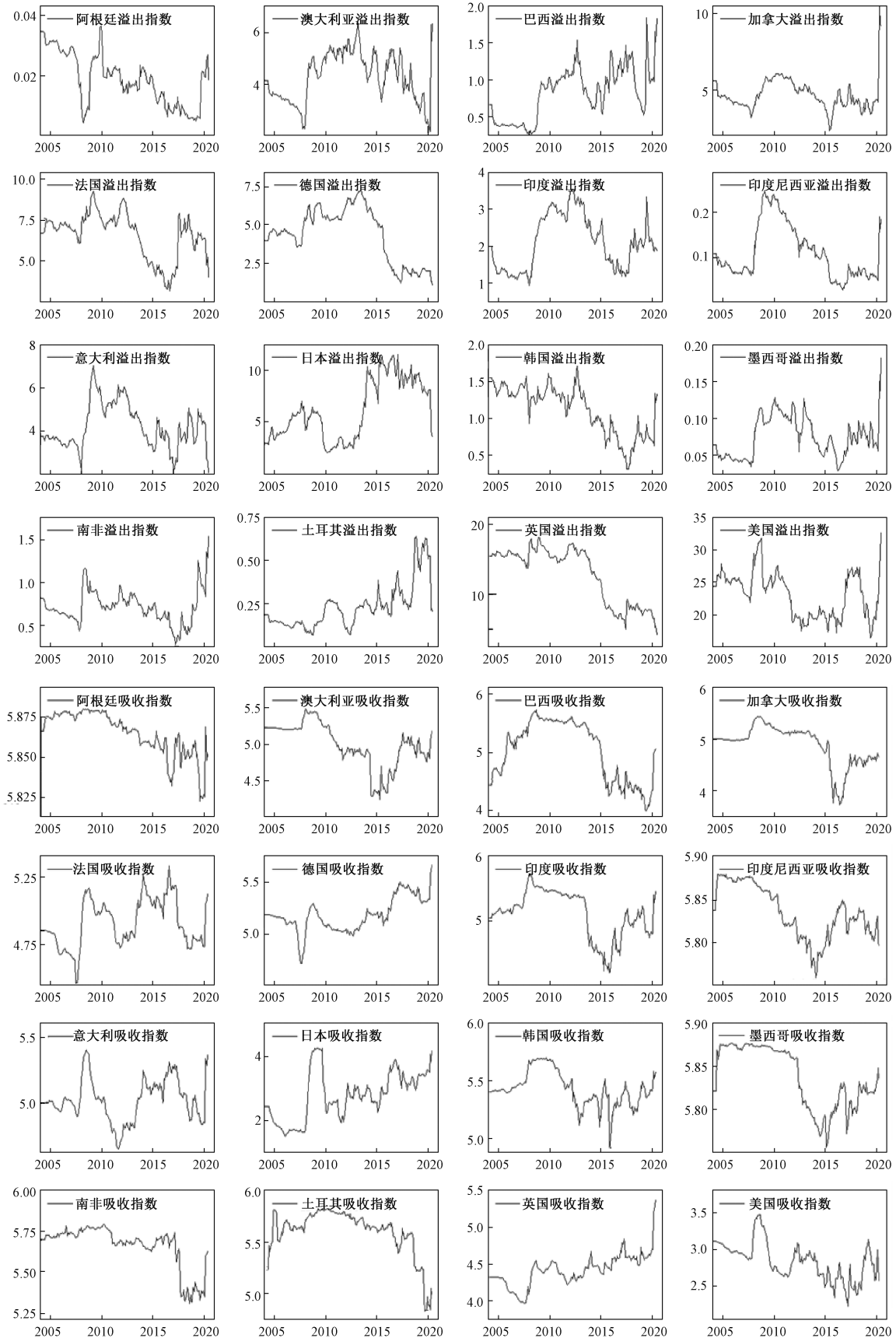


图 2 部分国家系统性风险溢出指数和吸收指数

建了溢出和吸收指数,其计算结果可能与现有的方法估计结果存在一定差异。

(三) 全球系统性风险传染源识别

上文虽然刻画了部分国家系统性风险的吸收效应和溢出效应,但是依旧无法刻画各国系统性风险是受哪一个国家影响抑或是传染至哪些国家,即还无法有效识别全球系统性风险的传染源。为此,本文估计了系统性风险网状溢出矩阵^①,同时,为了对比网状传染强度,本文计算了整个样本期内传染强度的均值,并将高于均值的标为灰色,依据原理可知,灰色部分表示传染强度较大,而其他部分传染强度则相对较弱。由此,对灰色部分展开分析可以寻找出全球系统性风险的传染源。从全样本时间范围内看,按照风险溢出强度排序,中国对韩国、印度、墨西哥、土耳其、巴西、印度尼西亚、南非以及阿根廷的风险溢出强度(0.45~1.24)显著高于其对样本中发达国家的风险溢出强度,中国对美国的风险溢出强度最小,为0.05;同时,中国受美国系统性风险影响最大(0.27),其次是日本(0.26),但均小于均值,表明中国系统性风险具有较强的独立性,但同时也对新兴经济体产生较强的外溢效应。进一步分析表明,澳大利亚对加拿大、印度和南非产生高于均值的溢出效应,而加拿大则对阿根廷、澳大利亚、巴西以及墨西哥等国家具有较强的溢出效应,同时,日本对外溢出较大的国家包括阿根廷、巴西、印度、印度尼西亚、韩国、南非以及土耳其,说明日本主要是对周边地区产生外溢影响。德国对外溢出的国家有阿根廷、法国、意大利、南非、英国和美国,意大利则对阿根廷、法国、德国、日本和韩国溢出,特别是,法国对外溢出较强国家包括阿根廷、巴西、加拿大、德国、印度尼西亚、意大利、韩国、墨西哥、南非、土耳其、英国和美国。从溢出的路径和强度看,欧美国家具有较强的双向外溢影响的互动关系,这种现象在法国、德国、意大利等三个国家之间体现得更为明显。此外,韩国、印度、印度尼西亚、巴西、阿根廷、土耳其、墨西哥以及南非等国家对其他国家的风险溢出强度较小,全样本期内这些国家均不对任何一个国家输出风险(溢出强度小于均值)。然而,发达国家中的美国和英国对其他国家的风险溢出强度远大于其他金融市场的风险溢出强度,数值显示,除对中国外,英美两国均对其他国家产生高于样本均值的溢出效应。显然英美两国是全球系统性风险的主要输出方,全球金融周期与英美金融市场同步波动。上述现象表明,一国的系统性风险溢出强度与其经济水平、金融市场发达程度和对外开放程度有着紧密的联系。欧美国家作为发达经济体,其金融市场成熟度和对外开放程度较高,并且全球投资者参与其金融市场较的交易成本与交易摩擦成本相对较小。因此,欧美等发达金融市场更容易成为全球系统性风险的风险源。反之,新兴经济体的金融市场发展相对较慢,成熟度与放开程度远不及欧美发达国家的金融市场,因此大部分新兴经济体的在全球金融周期中更多地扮演着风险吸收方的角色。

为了进一步分析2008年国际金融危机等事件对全球金融周期的影响,以及考究全球系统性风险传染的动态演变规律,本文将样本划分为三个子样本,分别对应“国际金融危机前”“美国次贷危机爆发及其恢复期”以及“后国际金融危机时期”三个阶段并分别计算出三个时间段的各国系统性风险网状溢出矩阵,展示风险传染溢出的动态演变图(图3)。进行对比分析,可以得到以下结论。第一,中国在美国次贷危机期间仅受到美国的风险溢出,但并不受英国等其他发达国家或新兴经济体的影响,这可能与中国的资本账户开放程度和资本管制强度紧密相关。由于中国资本管制相对严格,考虑到交易成本和贸易摩擦成本等因素的影响,中国金融市场及投资者与国外金融市场及投资者的交易渠道并不通畅,从而阻断了国外系统性风险对我国的输出。第二,2013年以来,风险溢出网状图的复杂程度仅次于全样本时间图,这表明随着全球金融一体化发展,全球系统性金融风险

^① 因篇幅所限,各国溢出网状矩阵估计结果以附表3展示。

的溢出路径和传染渠道明显增加,各经济体金融市场联接日益紧密,同时也进一步表明当下全球系统性风险具有较强的传染蔓延迹象。第三,美国和英国金融市场始终是全球系统性风险的主要输出方,但在危机前后其风险溢出强度显著大于其他时期;而大部分新兴经济体在全球金融周期中主要扮演着风险吸收方的角色,并且其风险源主要是发达国家金融市场。美国对英国的影响显著大于英国对美国的影响,特别是,对比美国和英国对外溢出的传染强度可知,不论任何时刻,美国才是全球系统性风险的最主要传染源,其对外溢出强度最大的前五个国家分别是:英国、加拿大、德国、澳大利亚、法国,而上述五个国家均会对其他发达国家或新兴经济体产生较强的传染影响,由此引发美国系统性通过对发达经济体的影响进而传染至新兴经济体。

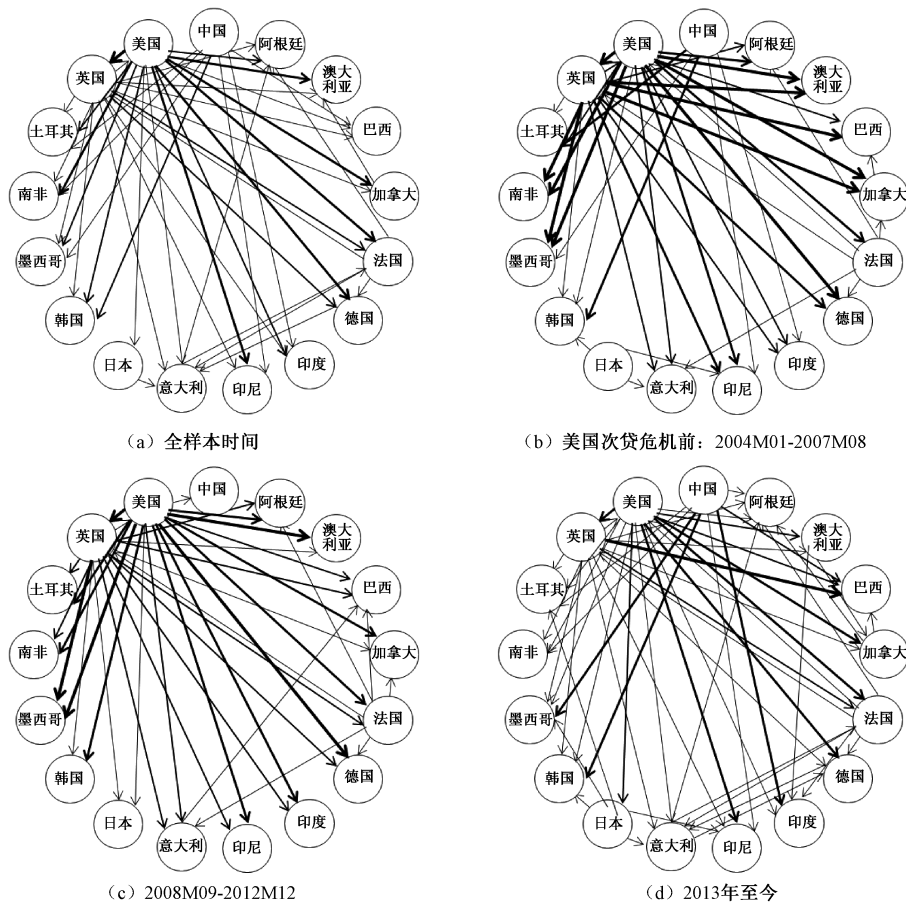


图 3 全球系统性风险传染源动态演变^①

注:为了保持图形的清晰度,本文只将溢出强度高于样本期内四分之三分位数的数值对应的线条画在图中,其中,线条宽度代表区域的溢出强度。

四、资本流动多重动机对系统性风险传染强度影响的实证分析

在上述全球系统性风险传染路径识别基础上,接下来,本文进一步考察全球系统性风险传染的真实动机,通过实证检验分析资本流动多重动机对全球系统性风险传染的影响效应。

^① 本文采用 Diebold 和 Yilmaz(2012, 2014) 基于 VAR 模型的广义脉冲响应函数计算得到吸收指数和溢出指数,并借用递归方法估计了动态时变溢出指数。从结果对比看,采用递归方法存在不少内在缺陷,由此更衬托本文基于高维 TVP-VAR 模型的估计结果更为稳健。估计结果以附图 3 展示。

(一) 模型设定与数据说明

全球系统性风险传染根据有无实质性关联可以划分为关联性市场行为动机传染视角和非实质性基本面关联传染视角,特别是,除了制度设定以及宏观基本面因素外,市场行为动机应该是影响全球系统性风险的重要指标。其中,关联性市场行为动机传染视角又可以划分为资本流动视角和贸易渠道视角,资本流动视角的代表性文献认为一国资本账户开放越高,资本流动规模越大,则该国更容易发生系统性风险(Edwards, 2005);贸易渠道视角的代表性研究通过对比发现,各国系统性风险更容易通过贸易渠道进行传染(Shikimi 和 Yamada, 2019)。由此可见,资本流动是国际系统性风险跨市场传染的实际媒介,即两国跨境资本流动性越强,其关系越紧密,从而两国的系统性风险更容易受另外一个国家的传染影响,特别是,如果两国的经贸往来越紧密和资本账户自由度越高,则这种相互影响的效应越强烈。从理论上讲,跨境资本流动有逐利性,可以详细划分为主动动机和被动动机。主动动机又可以细分为套利、套汇和套价三重动机,即一旦某国的国债收益率增加、股价上涨或者汇率升值,在逐利动机下会导致国际资本短时期内流入某国,从而推高这些国家的资产价格继续上涨或者加剧金融市场波动,这种行为势必导致国际系统性风险向某国输入。被动动机是指由于贸易顺差所引发的被动资本流动,即如果某国长期贸易顺差,则会导致国际资本被动流入某国,同时也会影响国际系统性风险对本国金融市场波动的影响,而反过来国际资本长期流入某国也会形成对国际金融市场的长期冲击。与此同时,非实质性基本面关联传染视角主要包括本国系统性风险规模和全球系统性风险周期,代表性研究认为风险头寸及违约损失率是决定风险传染的关键性指标(Furfine, 1999),而 Adrian 和 Brunnermeier (2016)则认为极端事件发生往往会引发风险由一个机构或者地区传染至其他机构或地区。因此,系统性风险规模和全球系统性风险周期性波动等极端事件均是影响系统性风险跨市场传染的两个重要因素。

鉴于上述考虑(如图4所示),本文以G20主要国家为样本,实证检验国际资本流动的主动行为和被动行为如何影响系统性风险的跨市场溢出效应。具体模型设定如下:

$$risknetwork_{it} = \alpha_i + \beta_1 Motivaion_{it} + \beta_2 current_{it} + \beta_3 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, $risknetwork_{it}$ 为 $spillover_{it}$ 、 $receive_{it}$ 或 net_{it} , 分别表示各国系统性风险的溢出效应、吸收效应和净溢出效应; $Motivaion_{it}$ 表示国际资本主动动机,包括套利、套汇、套价三重动机,采用各国国债收益率、汇率升贬值幅度以及股指收益率作为代理变量; $current_{it}$ 表示国际资本流动的被动动机,采用贸易顺差作为替代变量; x_{it} 表示其他控制变量,包括货币政策独立性、本国系统性风险规模和全球系统性风险周期。令 $irc_t = |i_t - i_{t-1} - (i_t^{US} - i_{t-1}^{US})|$, i_t 为本国利率, i_t^{US} 为美国利率, irc_t 值较小(大)表示本国利率受国际影响较大(小)。借鉴 Aizenman 和 Ito (2012) 构建原理, 设定 $MI = \sum_{t=1}^n \min(irc_t^{0.3}, 1) / n$, 并将 MI 值月度平均值作为每月的货币政策独立性指数。 α_i 为固定效应; $\beta_i (i = 1, 2, 3)$ 为待估参数, ε_{it} 表示残差项。

为了进一步刻画资本流动的主动动机,本文借鉴 Calvo 等(2006)和 Bordo(2010)的研究,设定资本流动的两种极端状态,即资本流动骤停和资本流动激增。其中,资本流动骤停表示国际资本突然撤离本国,而资本流动激增则表示国际资本突然流入本国,两种表示的是两者对立的极端状态。本文借鉴张明(2011)的方法测算得到G20国家短期国际资本流动的月度数据,在此基础上借鉴 Forbes 和 Warnock(2012)的方法计算月度数据的滞后12个月移动总和,并进一步计算移动总和的年增量。在上述年增量数据基础上,计算其滚动均值和滚动标准差。当资本流动的年增量超过其滚动均值减去其滚动两倍标准差的差额时,定义其为资本流动极端状态之“资本流动骤停”(sudden stops)。当年增量超过其滚动均值与其滚动两倍标准差之和时,定义其为资本流动极端状

态之“资本流动激增”(surges)。本文将“资本流动骤停”和“资本流动激增”表示为 SS1 和 SS2, 分别用公式表示如下:

$$SS1 = \begin{cases} 1, & \text{if } \Delta C_t < \mu_{\Delta C_t} - 2\sigma_{\Delta C_t} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, SS2 = \begin{cases} 1, & \text{if } \Delta C_t > \mu_{\Delta C_t} + 2\sigma_{\Delta C_t} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (10)$$

其中, $\Delta C_t = C_t - C_{t-12}$, ΔC_t 是资本流动的年增量; $C_t = \sum_{i=1}^{12} P_{t-i}$, $t = 1, 2, \dots, N$ 是短期资本流动 12 个月滞后值的移动总和; P_t 是月度短期资本流动。当 $\Delta C_t < \mu_{\Delta C_t} - 2\sigma_{\Delta C_t}$, 定义其为“骤停”事件, 而当 $\Delta C_t > \mu_{\Delta C_t} + 2\sigma_{\Delta C_t}$, 定义其为“激增”事件。以中国为例, 估计见附图 4^①, 当采取两倍标准差界定时, 中国的资本流动骤停主要发生在国际金融危机期间、2012 年以及 2015 年, 在这些时刻金融市场波动均相对较大; 而资本流动激增仅发生在国际金融危机过后的 2010 年。

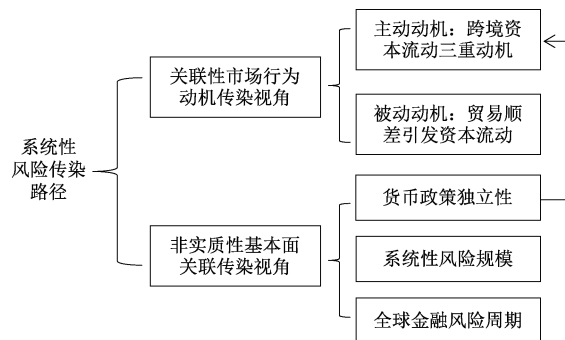


图 4 全球系统性风险传染的影响因素

按照上述设定, 可以进一步界定基于国债波动、股市波动以及汇率波动的极端状态, 并分别定义为债市暴涨行为、股市暴涨行为、汇率升值超调, 这一种状态用于刻画套利、套价、套汇利率导致的国际资本流入动机; 而债市暴跌行为、股市暴跌行为、汇率贬值超调, 这一种状态用于刻画套利、套价、套汇利率导致的国际资本流出动机。通过实证检验上述 6 种行为对系统性风险传染强度的影响, 可以进一步考察资本流动的哪种动机是影响系统性风险跨境溢出的最主要因素。这不仅有助于识别资本流动多重动机对系统性风险传染强度的影响效应, 而且也能够为后续我国如何防范全球系统性风险冲击影响提供重要的决策参考依据。

(二) 资本流动与风险传染强度关系检验

在实际估计过程中, 本文采用 Hausman 检验结果显示固定效应模型优于随机效应模型, 方差膨胀因素检验结果显示模型不存在多重共线性; 同时, 自相关和异方差检验结果显示模型存在较强的残差自相关和异方差性。为此, 本文采用广义最小二乘法消除模型残差的异方差性, 并且采用面板特定残差 AR(1) 设定消除自相关对模型估计的影响, 同时, 还对模型的个体和时间均设为双向固定效应, 故此, 模型最终估计可以将其视为是面板广义最小二乘虚拟变量法 (Generalized LSDV)。此外, 检验结果显示在 1% 显著性水平模型不存在内生性问题, 可见模型估计结果是稳健的。

由表 2 估计结果可知, 资本流动骤停和资本流动激增两种状态的总和, 即资本流动极端状态对溢出效应影响不显著, 进一步分析发现资本流动骤停对溢出效应存在显著的正向影响, 但资本流动激增对溢出效应的影响不显著, 由此也导致两者状态的总和对溢出效应不存在明显的影响效应。究其原因, 资本流动激增一般表示国际资本流入国内突然增加, 是国际资本对国内的一种输入, 其自然对系统性风险的对外溢出相对较小, 但是一旦资本在持续流入的同时掉头流出, 从而出现资本

① 因篇幅所限, 中国资本流动骤停和资本流动激增测算结果以附图 4 展示。

表2 资本流动极端行为对系统性风险传染效应影响的实证结果

	溢出效应	吸收效应	净溢出效应	溢出效应	吸收效应	净溢出效应
资本流动极端状态	0.0576 (0.0407)	0.0635 *** (0.0114)	0.0156 (0.0443)			
资本流动骤停				0.2928 *** (0.0774)	0.0455 ** (0.0196)	0.2351 *** (0.0846)
资本流动激增				-0.0280 (0.0478)	0.0719 *** (0.0131)	-0.0761 (0.0525)
货币政策独立性	-0.0363 (0.0321)	0.0046 (0.0093)	-0.0351 (0.0351)	-0.0212 (0.0331)	0.0049 (0.0094)	-0.0146 (0.0365)
贸易顺差	-0.0168 *** (0.0054)	-0.0042 *** (0.0013)	-0.0158 *** (0.0059)	-0.0151 *** (0.0055)	-0.0040 *** (0.0013)	-0.0136 ** (0.0060)
本国风险规模	0.6990 *** (0.0385)	0.0188 *** (0.0069)	0.6417 *** (0.0413)	0.7321 *** (0.0384)	0.0182 *** (0.0069)	0.6875 *** (0.0415)
全球系统性风险	1.0322 (0.6332)	-0.1867 (0.2030)	0.5686 (0.6053)	1.9884 ** (0.8227)	-0.1839 (0.1840)	1.7893 ** (0.8551)
截距	72.3270 * (39.6373)	-9.9959 (12.7056)	41.8607 (37.8874)	132.0373 ** (51.4952)	-9.8332 (11.5149)	118.0739 ** (53.5241)
自相关检验	237.1880 [0.0000]	177.4920 [0.0000]	304.4940 [0.0000]	236.5250 [0.0000]	178.6990 [0.0000]	303.2770 [0.0000]
异方差检验	59291.9400 [0.0000]	10095.6200 [0.0000]	61021.3300 [0.0000]	59291.9400 [0.0000]	9902.1000 [0.0000]	50311.9100 [0.0000]
内生性检验	0.5152 [0.4729]	1.7696 [0.1835]	0.1835 [0.6684]	1.5724 [0.2077]	3.2127 [0.040]	1.9202 [0.1468]
Hausman 检验	1.1×10 ⁵ [0.0000]	81071.6600 [0.0000]	1.1×10 ⁵ [0.0000]	1.2×10 ⁵ [0.0000]	80457.5800 [0.0000]	1.1×10 ⁵ [0.0000]
方差膨胀因子	1.1364	1.1364	1.1364	1.0740	1.0740	1.0740
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本观察值	3152	3152	3152	3152	3152	3152

注:小括号中的数值为标准差,中括号中的数值为各检验统计量的P值。下同。对于内生性检验的原假设为不存在内生性问题,对于第2~3列,本文选择资本流动极端状态滞后一期作为其对应当期的工具变量,对于第4~6列,本文选择资本流动骤停、资本流动激增等两个变量的滞后一期作为他们对应当期的工具变量。

流动骤停,此时,跨境资本出现撤资流出并流入他国,自然也对其他国家的系统性风险产生冲击,同时也导致系统性风险溢出效应增强。与此同时,资本流动极端状态对吸收效应存在显著为正的的影响效应,特别是,资本流动骤停和激增均对吸收效应有显著为正的的影响效应。从理论上讲,资本流动骤停导致的资本突然撤资会降低国内的市场流动性,并对国内的系统性风险形成负面冲击影响,而资本流动激增虽然会在短时间内增强国内金融市场流动性,但是同时也会对国内金融市场波动形成一定冲击。因此,资本流动骤停和激增均会导致本国系统性风险的吸收效应变强。从净溢出来看,只有资本流动骤停会导致系统性风险往外输出。因此,出现资本流动极端状态时应更关注国内金融机构对国际系统性风险的吸收效应;但是,对于资本流动骤停则不仅需要防范系统性风险的输入效应,同时需要关注系统性风险的输出行为。而贸易顺差对于吸收效应、溢出效应、净溢出效应均存在显著为负的影响效应,可见,贸易顺差事实上代表国际资本的被动性流入,一般归属制造企业的盈利收入,流入国内也有助于充实市场流动资金,同时也能够对冲国际资本流出的负面影响。总之,贸易顺差有助于缓解国内金融机构对逐利国际资本的依赖,从而能够有效降低系统性风险跨国别传染的溢出效应和吸收效率。特别是,本国的系统性风险规模越大,其对其他国家系统性风险的传染效应越强,同时也更容易受其他国家系统性风险的输入影响,因此,本国系统性风险规模对溢出效应和吸收效应均存在显著为正的的影响效应。此外,全球系统性风险周期仅仅对溢出效应和净溢出效应存在显著为正的的影响,但对吸收效应并无明显影响效应,表明全球系统性风险周期波动会向其他国家输入风险,但是并不会影响系统性风险输入的程度。而货币政策独立性并非影响系统性风险溢出效应和吸收效应的重要因素,从上述分析看,影响系统性风险跨国别传染效应强度的

主要因素是资本跨境流动行为(包括主动资本流动和被动的贸易顺差导致的资本流动)以及本国系统性风险规模。

(三) 机制分析:资本流动动机识别

为了进一步考究国际资本多重动机对系统性风险传染影响的具体机制,本文通过国际资本流动套利、套汇、套价三个实际动机进行一一考察,参照资本流动骤停和激增设定方法,分别估计了债券市场、股票市场和外汇市场的 6 种价格超调行为,估计了他们对溢出效应和吸收效应的影响效应,其中各种检验结果表明模型的估计结果是稳健可靠的。

由表 3 估计结果可知,债市波动极端状态和汇市波动极端状态均会对溢出效应产生显著为正的影响效应,但是股市波动极端状态并未对溢出效应产生显著影响,可见,套利和套汇行为动机是

表 3 国际资本多重动机对系统性风险传染效应影响的实证结果

	溢出效应	吸收效应	净溢出效应	溢出效应	吸收效应	净溢出效应
债市波动极端状态	0.1622*** (0.0540)	-0.0305** (0.0149)	0.1650*** (0.0571)			
汇市波动极端状态	0.1200** (0.0589)	0.0297* (0.0157)	0.0804 (0.0629)			
股市波动极端状态	0.0026 (0.0878)	0.0046 (0.0229)	-0.0222 (0.0944)			
债市暴涨行为				0.2199** (0.0852)	-0.0600** (0.0234)	0.2353*** (0.0893)
债市暴跌行为				0.1315* (0.0687)	-0.0043 (0.0192)	0.1174 (0.0721)
汇率升值超调				0.1795*** (0.0689)	0.0353* (0.0187)	0.1443* (0.0742)
汇率贬值超调				-0.0173 (0.1098)	0.0247 (0.0274)	-0.0669 (0.1132)
股市暴涨行为				-0.0520 (0.1248)	0.0019 (0.0332)	-0.0620 (0.1331)
股市暴跌行为				0.0429 (0.1259)	0.0132 (0.0329)	0.0020 (0.1365)
货币政策独立性	-0.0457 (0.0317)	-0.0047 (0.0094)	-0.0383 (0.0345)	-0.0383 (0.0321)	-0.0058 (0.0095)	-0.0291 (0.0349)
贸易顺差	-0.0160*** (0.0054)	-0.0035*** (0.0013)	-0.0154*** (0.0059)	-0.0162*** (0.0055)	-0.0034*** (0.0013)	-0.0159*** (0.0059)
本国风险规模	0.6912*** (0.0383)	0.0135** (0.0069)	0.6386*** (0.0410)	0.6927*** (0.0383)	0.0125*** (0.0069)	0.6465*** (0.0410)
全球系统性风险	1.3928** (0.6368)	-0.2814 (0.2013)	0.8688 (0.6167)	1.4715** (0.6214)	-0.2041 (0.1512)	0.8248 (0.5589)
截距	94.9365** (39.8617)	-15.8951 (12.5979)	60.6622 (38.6036)	99.8756** (38.8968)	-11.0613 (9.4610)	57.9048 (34.9844)
自相关检验	241.630 [0.0000]	178.358 [0.0000]	303.934 [0.0000]	242.673 [0.0000]	180.094 [0.0000]	302.936 [0.0000]
异方差检验	76409.8000 [0.0000]	8240.4800 [0.0000]	62181.9600 [0.0000]	69663.2100 [0.0000]	8019.5000 [0.0000]	55446.7100 [0.0000]
内生性检验	2.9500 [0.8149]	11.8000 [0.1072]	3.0600 [0.8012]	3.2200 [0.9551]	17.9600 [0.0356]	4.0500 [0.9079]
Hausman 检验	1.2×10 ⁵ [0.0000]	90809.3400 [0.0000]	1.1×10 ⁵ [0.0000]	1.2×10 ⁵ [0.0000]	89270.7900 [0.0000]	1.1×10 ⁵ [0.0000]
方差膨胀因子	1.3941	1.3941	1.3941	1.6186	1.6186	1.6186
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本观察值	3152	3152	3152	3152	3152	3152

注:对于内生性原假设为不存在内生性问题,对于第 1~3 列选择债市波动极端状态、汇市波动极端状态、股市波动极端状态等三个变量的滞后一期作为他们对应当期的工具变量;对于第 4~6 列,选择债市暴涨行为、债市暴跌行为、汇率升值超调、汇率贬值超调、股市暴涨行为、股市暴跌行为等 6 个变量的滞后一期作为他们对应当期的工具变量。

影响系统性风险传染的两个重要渠道。进一步地分析可以发现,债券市场的暴涨暴跌行为以及汇率升值超调均会导致溢出效应显著性变强,但是汇率贬值超调却对溢出效应不存在显著影响效应,同时,股市暴涨暴跌行为并未对溢出效应产生影响。究其原因,由于各国的债券市场相对较为开放,故债券市场价格变化引发的套利效应是影响跨境资本流动的最主要推动力,因此,债券市场极端波动加剧了国际资本跨市场流入和流出,自然导致系统性风险在跨国别中的传染性变强。而汇率升值超调也会引发国际资本从外国撤离流入本国,故此强化了系统性风险的对外溢出;但是如果汇率贬值意味着资本从国内撤离投资于外国,由于贬值导致的套汇行为引发的资本流动仅限于境外,因此,并未对国内系统性风险的对外溢出产生显著影响。与此同时,除股市波动极端状态外,债市波动极端状态显著降低了吸收效应,而汇市波动极端状态显著提高了吸收效应。进一步地分析发现,债市的暴涨行为对吸收效应存在显著为负的影响效应,而汇率升值超调则显著提高了吸收效应,此外,债市暴跌行为和汇率贬值超调并未对吸收效应存在显著影响。这由此说明套利和套汇行为是影响吸收效应的最主要渠道,但是该影响效应存在显著的非对称性。理论上讲,债券市场出现暴涨行为,势必引发国际资本大量流入,但同时,债券市场暴涨也会导致国内资本从股票市场撤资,而更多投资于债券市场。由于本文测度的是针对金融机构上市公司的系统性风险,债券与股票之间的替代关系导致在债券市场火爆时,股票市场的风险逐渐回落,由此在某种程度上间接降低了国际系统性风险对本国系统性风险的影响效应。但汇率升值超调则会通过引发国际资本流入投资于国内市场,而引发系统性风险对内输入得以不断强化。从上述的分析表明,套利和套汇动机是影响全球系统性风险传染的两个重要渠道,特别是,应当防范由于汇率升值超调引发的系统性风险溢出效应和吸收效应逐渐变强。令人意外的是,股票市场的暴跌暴涨行为并不影响系统性风险的对外溢出效应,一个主要的原因可能在于,各国的股票市场相对债券市场较为封闭,部分国家的股票市场并未对外开放,由此导致国际资本无法通过套价行为自由流动投资于股票市场,从而使得套价行为引发国际资本跨境流动的效应相对较弱,这势必隔断了套价行为对系统性风险对外溢出和吸收的传染效应。

五、结论与启示

随着全球金融一体化进程的不断推进,各国金融体系面临外部风险冲击的影响越来越大。系统性风险具有难以定义和测度、破坏性强、蔓延性广以及影响程度深等特点,为此,本文首先采用最新一代的SRISK方法测度了G20国家605家金融机构的系统性风险,并设计提出了基于高维的时变参数外溢网状矩阵识别了全球系统性风险的传染路径和传染源。最后,基于面板数据模型实证检验了国际资本流动多重动机对全球系统性风险传染强度的影响效应。

研究结果表明,全球系统性风险具有较强的同步性,说明系统性风险在全球范围内具有波动传染性,特别是,外部突发事件容易引发美国系统性风险飙升,并进一步传染至他国,尤其是新冠肺炎疫情期间各国系统性风险同步激增。从历史上看,全球系统性风险经历了4个周期,与总溢出强度呈现较为一致走势,即在溢出指数走强(走弱)时期,一般伴随着全球系统性风险高涨(下滑)。因此,一旦全球性系统性风险爆发,则要防范风险的跨国别传染。特别是,发达国家的风险溢出强度显著大于新兴经济体和发展中国家,其中美国溢出指数显著高于其他国家,是全球系统性金融风险的主要输出方,反之,新兴经济体的金融市场成熟度与放开程度远不及欧美发达国家,因此,更多地扮演着风险吸收方角色。其中,除对中国外,美国均对其他国家产生高于样本均值的溢出效应,主要通过对发达经济体的影响进而传染至新兴经济体。而2013年以来,风险溢出网状特征越发明显,表明随着全球金融一体化发展,全球系统性金融风险的溢出路径和传染渠道明显增加,各经济

体金融市场联接日益紧密,这也表明目前全球系统性风险具有较强的传染蔓延迹象。

研究结果还表明,影响系统性风险跨国别传染效应强度的主要因素是资本跨境流动行为(包括主动资本流动和被动的贸易顺差导致的资本流动)以及本国系统性风险规模。其中,资本流动骤停强化了系统性风险跨国别传染的溢出效应和吸收效应,但资本流动激增对溢出效应的影响不显著。总体上,国际资本流动的套利和套汇动机是影响全球系统性风险传染的两个重要渠道,特别是,债券市场暴涨所引发的套利行为对吸收效应和溢出效应的影响存在显著的非对称,即债市暴涨行为强化了溢出效应,但是导致吸收效应变弱;而汇率升值超调引发的套汇行为却增强系统性风险溢出效应和吸收效应。套价动机并未对系统性风险传染产生影响,一个主要的原因可能在于,各国的股票市场相对债券市场较为封闭,这势必隔断了套价行为对系统性风险对外溢出和吸收的传染效应。此外,本国系统性风险规模对溢出效应和吸收效应均存在显著为正的影响效应;但全球系统性风险周期仅仅对溢出效应和净溢出效应存在显著为正的影响,但对吸收效应并无明显影响效应。

由上述研究结论,针对中国防范国际系统性风险冲击的实际,本文提出如下三点政策建议。第一,如何有效降低中国金融机构的系统性风险成为重要问题,其中如何管控国有银行的系统性风险是有效控制我国系统性风险的重要关节点。第二,从全球比较看,需要有效防范中国发生资本流动骤停,因为其不仅会加剧外汇市场波动风险,同时还会导致中国系统性风险吸收效应和溢出效应变强,不利于中国防范全球系统性风险冲击的影响。第三,需要防范由于债市和汇市剧烈波动引发的跨境系统性风险输入效应变强的冲击影响。规避人民币汇率过度升值亦能够有效降低中国对全球系统性风险冲击的吸收效应;同时还能够减弱我国系统性风险对他国的输出强度,有助于维护全球金融市场稳定。

参考文献

- [1] 陈湘鹏,周皓,金涛等. 微观层面系统性金融风险指标的比较与适用性分析[J]. 金融研究, 2019(5): 17-36.
- [2] 官晓莉,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] 何国华,李洁. 跨境资本流动的国际风险承担渠道效应[J]. 经济研究, 2018,53(5): 146-160.
- [4] 李刚,潘浩敏,贾威. 金融危机传染路径的空间统计分析[J]. 统计研究, 2009,26(12): 81-87.
- [5] 张明. 中国面临的短期国际资本流动:不同方法与口径的规模测算[J]. 世界经济, 2011,34(2): 39-56.
- [6] 赵华,王杰. 基于混频数据的实体经济与金融市场时变溢出效应研究[J]. 统计研究, 2018,35(7): 49-61.
- [7] Acharya V V, Kulkarni N. What Saved the Indian Banking System: State Ownership or State Guarantees? [J]. World Economy, 2012, 35(1): 19-31.
- [8] Acharya V V, Pedersen L H, Philippon T, et al. Measuring Systemic Risk [J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 2-47.
- [9] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR [J]. American Economic Review, 2016, 106(7): 1705-1741.
- [10] Aizenman J, Ito H. Trilemma Policy Convergence Patterns and Output Volatility [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2012,23(3): 269-285.
- [11] Bathia D, Bouras C, Demirer R, et al. Cross-border Capital Flows and Return Dynamics in Emerging Stock Markets: Relative Roles of Equity and Debt Flows [J]. Journal of International Money and Finance, 2020,109: 102-258.
- [12] Bhattarai S, Chatterjee A, Park W Y. Global Spillover Effects of US Uncertainty [J]. Journal of Monetary Economics, 2020, 114: 71-89.
- [13] Bordo M D, Cavallo A F, Meissner C M. Sudden Stops: Determinants and Output Effects in the First Era of Globalization, 1880-1913 [J]. Journal of Development Economics, 2010,91(2): 227-241.
- [14] Broner F, Didier T, Erce A, et al. Gross Capital Flows: Dynamics and Crises [J]. Journal of Monetary Economics, 2013,60(1): 113-133.
- [15] Brownlees C, Engle R F. SRISK: A conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk [J]. Review of Financial Studies, 2017, 30(1): 48-79.

- [16] Calvo G A, Izquierdo A, Talvi E. Sudden Stops and Phoenix Miracles in Emerging Markets [J]. American Economic Review, 2006, 96(2): 405-410.
- [17] Calvo G A. Capital Flows and Capital Market Crises: The Simple Economics of Sudden Stops [J]. Journal of Applied Economics, 1998, 1(1): 35-54.
- [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. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets [J]. Economic Journal, 2009, 119(534): 158-171.
- [20] 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.
- [21] Edwards. Is the US Current Account Deficit Sustainable? And if not, How Costly is Adjustment Likely to Be?. NBER Working Paper, 2005, No. 11541.
- [22] Forbes K J, Warnock F E. Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment [J]. Journal of International Economics, 2012, 88(2): 235-251.
- [23] Furfine C. H. Interbank Exposures: Quantifying the Risk of Contagion [J]. Journal of Money, Credit & Banking, 1999, 35(1): 111-129.
- [24] Karwowski E, Stockhammer E. Financialisation in Emerging Economies: A Systematic Overview and Comparison with Anglo-Saxon Economies [J]. Economic and Political Studies, 2017, 5(1): 60-86.
- [25] Konopczak K, Konopczak M. Impact of International Capital Flows on Emerging Markets' overign Risk Premium-demand vs. Vulnerability Effect [J]. Finance Research Letters, 2017, 23: 239-245.
- [26] Koop G, Korobilis D. Large time-varying Parameter VARs [J]. Journal of Econometrics, 2013, 177(2): 185-198.
- [27] Korobilis D, Yilmaz K. Measuring Dynamic Connectedness with Large Bayesian VAR Models [A]. Ko University-TUSIAD Economic Research Forum Working Papers [C]. 2018.
- [28] Scaillet O. Nonparametric Estimation and Sensitivity Analysis of Expected Shortfall [J]. Mathematical Finance, 2004, 14(1): 115-129.
- [29] Shikimi M, Yamada K. Trade and Financial Channels as the Transmission Mechanism of the Financial Crisis [J]. International Review of Economics & Finance, 2019, 63: 364-381.
- [30] Sims C A, Zha T. Does Monetary Policy Generate Recessions? [J]. Macroeconomic Dynamics, 1998, 10(2): 231-272.

作者简介

林玉婷, 华南理工大学经济与金融学院金融学专业博士研究生。研究方向为国际金融与货币政策。

陈创练(通讯作者), 暨南大学经济学院和金融研究所教授、博士生导师。研究方向为国际金融与货币政策。
电子邮箱: chenchuanglian@aliyun.com。

刘悦吟, 美国加州大学圣地亚哥分校雷迪商学院数量金融硕士研究生。研究方向为国际金融与货币政策。

(责任编辑: 于洋)