

# 国际金融周期共振传染与全球货币政策 规则识别

陈创练, 王浩楠, 郑挺国

**[摘要]** 考虑到国际风险具有隐蔽性、蔓延性和跨国别高维特点,本文设计了高维网状溢出矩阵,并考察了国际金融周期的共振传染路径,在此基础上,采用递归动态面板数据模型识别了全球货币政策规则的动态演变规律。研究发现:①近年来国际金融周期共振传染现象愈发明显,美国是全球最大的金融周期净溢出国,其次是西班牙、意大利、日本;中国、俄罗斯、荷兰则是主要吸收国。②在应对国内金融周期波动上,全球中央银行倾向于采取主动治理策略,从长期熨平国内金融风险;对于国际金融周期冲击则采取防御性策略,即通过注入流动性的方式提高经济行为主体抵御外部风险冲击的能力,力求短期内消除外部冲击对国内金融系统的影响。这种政策取向在开放程度较高的经济体中表现更为明显,但开放程度较低的经济体并未对国际金融周期冲击做出显著反应。③从全球开放程度较高经济体看,美国次贷危机后期货币政策盯住经济增长目标的强度明显增强,而盯住国际金融周期冲击的政策取向在美国次贷危机期间迅速从逆周期调控切换为顺周期调控,表现出显著的适时调整特征。最后,本文从国际金融风险及其传染路径的有效识别以及如何增强中央银行货币政策应对国际金融风险冲击的能力的角度提供重要的决策建议。

**[关键词]** 高维模型; 国际金融周期; 共振传染; 全球货币政策

**[中图分类号]**F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)11-0005-19

## 一、引言

近年来,随着全球金融自由化和一体化程度不断提高,各国金融体系面临国际金融形势动荡风险冲击的影响越来越大,特别是,各国金融周期很容易通过国际纽带波及他国,形成国际金融周期跨境共振(Cross-border Co-movements)。例如,新冠肺炎疫情期间,美股在2020年3月8日至3月18日发生四次熔断,从而引发西方主要国家股市竞相下跌。中国人民银行在《金融稳定报告(2019)》中提出要“防范金融市场异常波动和共振”;党的十九届五中全会指出,“当今世界正经历百

**[收稿日期]** 2020-12-22

**[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”(批准号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”(批准号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”(批准号71771093)。

**[作者简介]** 陈创练,暨南大学经济学院、南方高等金融研究院教授,博士生导师,经济学博士;王浩楠,暨南大学经济学院博士研究生;郑挺国,厦门大学经济学院、王亚南经济研究院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:王浩楠,电子邮箱:whn2020@aliyun.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

年未有之大变局,新一轮科技革命和产业变革深入发展,国际力量对比深刻调整,和平与发展仍然是时代主题,人类命运共同体理念深入人心,同时国际环境日趋复杂,不稳定性不确定性明显增加”。世界银行 2021 年发布的《全球经济发展报告》也警告称“新的全球债务危机风险浮现,此轮债务增长是过去五十年中范围最广、规模最大、速度最快的一次”,全球债务高企或将引发全球金融风险的共振传染。事实上,一国金融周期的溢出势必导致风险在国际间共振传染,而一国吸收他国金融周期波动也会对国内金融系统稳定造成冲击,进而可能触发国内系统性风险。尤其是,国际金融周期具有高维大数据特性,且其共振传染效应具有隐蔽性、复杂性和时变性,因此,如何基于高维大数据刻画国际金融周期的共振传染特征、外溢路径及风险传染源就显得极其紧迫和重要。与此同时,为了抵御国际金融周期溢出冲击,风险吸收国往往需要被动跟随主要风险溢出国的货币政策,从而削弱了本国货币政策的独立性。那么,在此过程中,各国货币政策的总体取向如何?特别是,在应对国内金融周期和国际金融周期冲击中全球中央银行的货币政策取向如何?对这些问题展开系统性和综合性研究,不仅有助于有效防范国际金融风险的冲击影响,而且也能够为后续中央银行货币政策如何应对国际金融风险冲击提供重要的政策建议。

研究国际金融周期需要先对其进行准确测算,当前主要的测度方法有两类:一类是设计指标衡量国际金融周期,如美国短期国债利率与伦敦银行同业拆息之差(González-Hermosillo and Hesse, 2011)、投资者恐慌指数(Bruno and Shin, 2015)、国际资本流动占世界 GDP 比率(Cerutti et al., 2017)等;另一类则基于计量方法提取多个金融指标的共同周期性成分来测度国际金融周期,采取的计量方法包括主成分分析法(Forbes and Warnock, 2012)、动态因子模型(Rey, 2015)等。最近,国际清算银行采用信贷占 GDP 比重与其长期趋势间的缺口(信贷比例缺口, Credit-to-GDP Gap)来衡量国际金融周期,信贷比例缺口超过 10%的预警线时意味着该国家或地区在未来两三年内出现金融危机的概率较大。由于该指标在全球范围内具有较强的可比性,因此也被视为测算国际金融周期的一个重要方法。

同时,国际金融周期存在复杂的对外溢出传染效应,即一国的金融周期波动容易引发他国或者全球的金融周期同频共振(Forbes and Rigobon, 2002; Gebka and Serwa, 2007)。历史上,2008 年美国次贷危机席卷全球引发了全球性金融危机,全球金融风险溢出传染的范围和复杂程度进一步加大(Delatte and Lopez, 2013; 杨子晖和周颖刚, 2018; 张智富等, 2020),为了能够识别风险传染的方向并刻画整个传染网络,Diebold and Yilmaz(2009, 2012, 2014)在其系列研究中提出了基于向量自回归预测误差分解的广义方差分解法,并以此构建了有向加权网络来衡量波动率溢出的强度和方向。此外,由于溢出效应具有时变性,最近有学者在上述研究基础上,拓展引入了时变参数向量自回归模型(TVP-VAR)构建了网状时变参数溢出矩阵(Korobilis and Yilmaz, 2018)。代表性研究,例如,宫晓莉和熊熊(2020)采用由 11 个金融市场指标组成的低维数据和 TVP-VAR 模型,构建溢出指数测度各市场的金融风险溢出方向和强度,刻画了金融风险在金融系统内部的溢出传染网络。但 TVP-VAR 模型通常仅适用于小型系统建模,其采用的马尔科夫蒙特卡罗(MCMC)抽样方法在估计高维数据时变参数时,由于所需的抽样次数过于庞大,并不能有效解决高维数据的稀疏性特征带来的大规模计算量等“维度灾难”(Curse of Dimensionality)问题,因此,也就无法用于估计具有高维数据特征的国际金融周期的网状时变溢出矩阵。纵观现有研究,解决维度灾难的方式有降维、优化参数结构、改进抽样方法等(Koop and Korobilis, 2013; Chan, 2019),但将其应用于高维数据,估计并识别出国际金融周期时变网状溢出矩阵的研究则相对较少。

国内外学者还针对宏观货币政策如何应对国际金融周期冲击展开激烈探讨。在 2008 年美国次

贷危机前,传统经济学理论并没有把金融周期纳入货币政策框架,主流观点认为货币政策不必或者只需要在某些特殊状况下才需要关注金融状况的变化(Bernanke and Gertler,2001)。但美国次贷危机以后,传统货币政策在维护金融稳定方面,特别是应对国际金融周期冲击的局限性日益显现,学者们开始呼吁将金融稳定因素纳入货币政策规则(Mishkin,2009;李平和余根钱,2009;Gambacorta and Signoretti,2014;马勇等,2017;祝梓翔等,2020)。与此同时,学术界还进一步探讨了货币政策对金融周期波动的最优规则,并实证检验其有效性。Smets(2014)研究发现相对于宏观审慎政策,货币政策维护金融稳定的成本更高,因此,货币政策应继续专注于其产出和价格稳定目标。但也有研究采用考虑国内金融周期的泰勒规则和简化的新凯恩斯模型,分析了 20 多个国家和地区应对金融冲击的最优货币政策规则,结果表明样本中大多数国家的最优货币政策规则显著盯住国内金融状况,并做逆周期调控(Adrian et al.,2019)。此外,冯根福和郑冠群(2016)基于分段线性 DSGE 模型,重点讨论了非对称性和对称性货币政策在应对资产价格波动上的效果差异,研究发现,非对称干预资产价格可能会引发内生金融风险。而何国华等(2017)在 DSGE 模型中引入利差形成机制,探讨了维护金融稳定的最优政策,研究发现货币政策中的信贷政策调控金融稳定的时效性较高,而宏观审慎政策调控的潜在效应更强。

虽然,国内外学者从理论和计量方法上对金融周期溢出效应进行了充分探讨,但基本采用的是少数国家或市场的低维数据,这并不能全面准确地刻画国际金融周期共振传染的复杂网络。主要原因在于主流模型——TVP-VAR 模型所使用的 MCMC 抽样估计方法不能有效解决多国别多变量的高维数据带来的大规模计算量问题,这也增添了研究全球高维多国别宏观货币政策规则的难度。鉴于此,本文结合高维时变参数向量自回归模型(HD-TVP-VAR)和广义方差分解法构建了时变参数网状溢出指数,同时,基于递归动态面板 GMM 方法识别了全球货币政策规则及其动态演变规律,从而为中国借鉴历史经验并采取有效的策略应对国际风险冲击提供重要的决策参考依据。本文的边际贡献主要有三点:①借鉴 Koop and Korobilis(2013)的思路构建 HD-TVP-VAR 模型,通过引入带遗忘因子的卡尔曼滤波法和贝叶斯收缩法有效解决高维数据导致的参数估计“维数灾难”问题,并结合方差分解法构建了基于高维数据的时变参数网状溢出矩阵,这是对现有文献估计方法的有益补充,同时也为有效识别全球金融风险源及其动态演化特征提供重要的技术支持。②拓展构建了嵌入国内金融周期和国际金融周期冲击的全球货币政策泰勒规则,详尽分析了全球货币政策应对经济周期、通胀、国内金融周期和国际金融周期冲击的政策取向。同时,还考察了不同开放程度经济体的货币政策取向异同。③基于递归估计方法,识别了全球和不同类型经济体的货币政策规则动态演变规律及其异质性特征,捕捉了美国次贷危机期间全球货币政策规则盯住国际金融周期冲击的突变特征,并有效刻画了美国次贷危机前后世界范围内货币政策规则防范国际金融周期冲击的政策取向发生历史性转变的典型事实,这同时也能够为后续中央银行应对国内外金融风险的货币政策规则制定与改革提供重要的决策参考依据。

## 二、国际金融周期溢出效应测算

本文借鉴 Koop and Korobilis(2013)构建的高维时变参数向量自回归模型(HD-TVP-VAR),通过引入带遗忘因子(Forgetting Factors)的卡尔曼滤波法和贝叶斯收缩方法(Bayesian Shrinkage and Sparsification Method)有效解决了高维数据带来的参数估计灾难问题,并进一步以 HD-TVP-VAR 模型估计的广义脉冲响应函数为基础,结合 Diebold and Yilmaz(2014)方差分解法构建了时变参数网状溢出矩阵,该指数不仅能够有效刻画国际金融周期溢出效应的时变特征和动态演变规律,而且

还能以网状溢出矩阵为权重测算出每一个经济主体面临的国际金融周期冲击强度。

### 1. 国际金融周期溢出指数构建:基于 HD-TVP-VAR 模型

令  $y_t=(DFC_{1t}, \dots, DFC_{Mt})'$  是  $M \times 1$  维的  $t$  期向量, 其中,  $DFC_{it}$  表示第  $i$  国家  $t$  期的国内金融周期, 则时变参数向量自回归(TVP-VAR)模型可表述如下:

$$y_t = X_t \beta_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Gamma_t) \quad (1)$$

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_t \quad u_t \sim N(0, \psi_t) \quad (2)$$

其中,  $\varepsilon_t$  和  $u_t$  对于所有  $s$  和  $t$  均彼此独立。 $y_t$  是  $M \times 1$  维向量,  $X_t$  是  $M \times l$  维矩阵向量,  $l=M(1+pM)$ 。因此, 每个 TVP-VAR 方程均包含一个截距项及  $M$  个时间序列变量的  $p$  阶滞后项。传统 TVP-VAR 应用于低维数据估计时, 只需要给定初始条件, 即先验  $\Gamma_t$  和参数先验  $\psi_t$ , 就可以直接采用马尔科夫蒙特卡洛(MCMC)方法进行贝叶斯统计推断。其基本思路是, 对于已知向量  $y_t$ , 在给定  $\Gamma_t$ 、 $\psi_t$ 、 $\beta_t$  和其他模型参数的条件下, 依次抽取  $\beta_t$ 、 $\Gamma_t$ 、 $\psi_t$  及其他模型参数 ( $t=1, \dots, T$ )。但是 MCMC 只适用于估计低维数据的小型 TVP-VAR, 一旦扩展到高维数据就会因为计算参数的数量过大而导致模型无法识别。其根本原因在于, MCMC 通常需要进行成千上万次抽取以确保算法正确和参数收敛, 并且, MCMC 方法必须在不断扩大的数据窗口上重复运行以实现递归预测。因此, 对于高维数据, MCMC 方法无法克服计算上的障碍(Koop, 2013)。

为了有效规避 MCMC 方法估计高维数据模型的灾难性问题, Koop and Korobilis (2013) 在 TVP-VAR 模型估计中引入带遗忘因子的卡尔曼滤波器, 构建了高维时变参数向量自回归模型 (High-Dimension TVP-VAR, HD-TVP-VAR), 该方法可以有效规避 MCMC 算法的缺陷, 降低模型的计算负担, 其基本思想是替换  $\psi_t$  和  $\Gamma_t$  估计, 并用分析函数 (Analytical Formulae) 获取  $\beta_t$  的后验估计值和 TVP-VAR 模型的单步预测密度。具体过程如下:

首先, 高维模型中, 随着滤波次数的增加, 单次滤波估计误差出现较大波动就能导致滤波精度下降甚至引起发散, 因为新的数据校正作用有限。通过引入遗忘因子来赋予历史数据与新数据不同的权重, 使卡尔曼滤波法能针对高维数据带来的特性变化做出快速调整。按照 Koop and Korobilis (2013) 的研究, 本文在 TVP-VAR 模型中引入遗忘因子。令  $y^s=(DFC_1, \dots, DFC_s)'$ , 在卡尔曼滤波过程中, 有:

$$\beta_{t-1} | y^{t-1} \sim N(\beta_{t-1|t-1}, P_{t-1|t-1}) \quad (3)$$

$$\beta_t | y^{t-1} \sim N(\beta_{t|t-1}, P_{t|t-1}) \quad (4)$$

$$P_{t|t-1} = P_{t-1|t-1} + \psi_t \quad (5)$$

其中,  $P$  是先验概率。此处, 替换 (5) 式中的  $\psi_t$  可得:

$$P_{t|t-1} = P_{t-1|t-1} / \lambda_t \quad (6)$$

其中,  $\lambda_t$  即为遗忘因子 (Forgetting Factors),  $0 < \lambda_t \leq 1$ 。式 (6) 表示过去  $j$  期观察值在  $\beta_t$  估计中的权重为  $\lambda_j$ <sup>①</sup>。同时, 借鉴 Korobilis and Yilmaz (2018) 的思路, 令:

$$\lambda_t = \lambda_{\min} + (1 - \lambda_{\min}) \exp(-0.5 \tilde{\varepsilon}'_{t-1} \hat{\Gamma}_{t-1}^{-1} \tilde{\varepsilon}_{t-1}) \quad (7)$$

其中,  $\hat{\Gamma}_{t-1}$  是  $t-1$  期的误差协方差矩阵估计,  $\tilde{\varepsilon}'_t = y_t - \beta_{t|t-1} Z_t$  是卡尔曼滤波和取整函数舍入到最接近

① 在现有文献中 (Cogley et al., 2005),  $\lambda$  通常被设置为略小于 1 的值。例如, 对于宏观季度数据,  $\lambda=0.98$  表示 5 年前的数据的权重相当于最新一期观察值的 67%。

的整数所产生的单步提前预测误差(The One-Step Ahead Prediction Error)。这里设  $\lambda_{\min}=0.98$ ,以校准模型使得  $\lambda_t$  的值介于 0.98—1.00 之间。同时,采用指数加权移动平均(Exponentially Weighted Moving Average,EWMA)法测量误差协方差矩阵  $\Gamma_t$ ,这样可以简化 TVP-VAR 中多元随机波动率的测算。令 EWMA 估计如下:

$$\hat{\Gamma}_t = k\hat{\Gamma}_{t-1} + (1-k)\tilde{\varepsilon}_t\tilde{\varepsilon}_t' \quad (8)$$

其中,  $k$  是衰减因子(Decay Factor),借鉴 Koop and Korobilis(2013)的研究,令  $k=0.96$ ;初始条件  $\Gamma_0$  是  $y_t$  初始值  $y^0$  的协方差矩阵。可见,在上述模型中通过引入遗忘因子而无需估计  $\psi_t$ ,并使用 EWMA 方法能够简化识别误差协方差矩阵  $\Gamma_t$ ,最终可实现高维 TVP-VAR 模型估计。

其次,在引入遗忘因子和 EWMA 估计  $\psi_t$  和  $\Gamma_t$  后,则仅需再获取  $\beta_0$  的先验信息即可。但是过去通常采用训练样本先验来设置  $\beta_0$  中控制收缩程度的超参数(Shrinkage Hyper Parameters)(Banbura et al.,2010),这对高维数据的大型 TVP-VAR 模型来说计算要求过于苛刻。因此,本文通过引入贝叶斯收缩方法(Bayesian Sparsification Method)对模型的先验条件进行设置。具体而言,当初始条件  $\beta_0$  是高维时,对初始条件进行适当收缩至关重要(Sims and Zha,1998),假设先验  $\beta_0$  是类明尼苏达型,即  $E(\beta_0)=0$ ,先验协方差矩阵  $V_{\beta_0}=\text{diag}(V_{\beta_{1,0}},\dots,V_{\beta_{p,0}})$  是对角线形的,  $V_{\beta_{i,0}}$  是其对角线上的元素。此外,设定  $V_{\beta_{i,0}}$  的具体形式为:

$$V_{\beta_{i,0}} = \begin{cases} \frac{\gamma}{r^2} & \text{对于滞后 } r \text{ 阶系数, } r=1,\dots,p \\ a & \text{对于截距} \end{cases} \quad (9)$$

其中,  $p$  是滞后长度。超参数  $\gamma$  是估计  $V_{\beta_0}$  的关键,它控制了 VAR 系数的收缩(Shrinkage)程度。基于 Koop and Korobilis(2013)研究,设置  $a=10^3$ 。同时,借鉴 Chan(2019)研究,令  $\gamma=0.01$ ,则可实现高维 TVP-VAR 模型估计。

最后,本文借鉴 Diebold and Yilmaz(2014)的研究思路,基于广义脉冲响应函数估计得到基于高维数据模型的时变参数网状溢出指数。梳理过往文献可知,传统的脉冲响应函数可以划分为两类,即基于 Cholesky 的方差分解法和广义方差分解法,前者虽然提供了一个估计脉冲响应函数的简便方法,但是其最大缺点是脉冲响应结果严重依赖于变量排序。现有多数研究的解决方法是按照变量的可能排序分别估计得到脉冲响应函数,并求出均值作为最终估计值,然而对于高维数据,由于变量个数太多将导致上述估计思路难以实现(Pesaran and Shin,1998)。因此,本文采取广义脉冲响应函数方法,其最大优点就是估计结果不受变量排序的影响,可以大幅度降低模型估计的工作量。基于此,令时变参数时变脉冲响应函数的时变参数溢出网状指数为<sup>①</sup>:

$$\theta_{i \leftarrow j,t}(n) = \frac{\sigma_{jj,t}^{-1} \sum_{i=0,i \neq j}^n (e'_{i,t} A_{l,t} \sum_t e_{j,t})^2}{\sum_{i=0}^n (e'_{i,t} A_{l,t} \sum_t A'_{l,t} e_{i,t})} \quad (10)$$

其中,  $\Sigma_t = \{\sigma_{ij,t}, i, j=1, 2, \dots, m\}$ ,  $A_{n,t}$  表示无限移动平均展开后残差的时变系数,  $e_{j,t}$  是一个  $m \times 1$  阶且  $j$  行等于 1 其他行为 0 的选择向量。定义  $TVP-SIF_i = \sum_{j=1,i \neq j}^N \theta_{i \leftarrow j,t}$  为国家(或地区)  $i$  的时变参数吸收效应,表示国家(或地区)  $i$  接收来自其他国家(或地区)  $j$  金融周期的影响程度,当  $i=j$  时表示国家(或地区)  $i$  受自身因素的影响程度;反之,  $TVP-SIT_i = \sum_{j=1,i \neq j}^N \theta_{j \leftarrow i,t}$  为国家(或地区)  $i$  对其他国家(或

① 式(10)的推导过程详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

地区)的金融周期的时变外溢效应;而国家(或地区) $i$ 的净时变外溢效应为  $TVP-NSI_i = \sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{j \leftarrow i, t} - \sum_{j=1, i \neq j}^N \theta_{i \leftarrow j, t}$ , 当  $TVP-NSI_i$  大于零时, 意味着  $i$  为溢出国, 反之为吸收国。 $TVP-TSI = \sum_{j=1, i=1, j \neq i}^N \theta_{j \leftarrow i, t} / N$  表示全球范围的总时变溢出指数, 可以衡量国际金融周期的总体时变溢出效应。特别是, 分国别的吸收效应指数可以准确识别其他国家金融风险对本国金融风险影响的强度次序及其动态演变规律, 同时, 时变溢出指数还可用于测算本国对他国金融风险波动的解释力度和随时间变化的外溢演变特征。通过上述指数数值的比较, 还可以进一步刻画出具体的全球金融风险源。

## 2. 数据选取及说明

国际清算银行(BIS)较早针对国际金融周期共振传染现象展开全面研究, 并采用信贷/GDP 比率缺口(Credit-to-GDP Gap, 以下简称“信贷缺口”)来测度金融周期。本文研究的是一国国内金融周期在全球范围内的溢出传染, 从而形成国际金融周期的共振现象, 因此, 采用国际清算银行计算的 30 个主要经济体的信贷缺口数据代表国内金融周期。多数研究认为一国金融周期对他国的溢出以及其受到他国金融周期溢出影响的程度主要取决于各国的开放程度, 因此, 本文根据 The Chinn-Ito 指数将样本划分为开放程度高和开放程度低的两组经济体, 其中, 开放程度较高经济体包括中国香港、新加坡、澳大利亚、新西兰、加拿大、印度尼西亚、丹麦、美国、英国、芬兰、荷兰、德国、日本、挪威、法国; 开放程度较低经济体包括西班牙、墨西哥、马来西亚、韩国、泰国、土耳其、南非、意大利、巴西、印度、希腊、智利、中国、俄罗斯、阿根廷。划分开放程度有助于进行比较研究。

## 3. 国际金融周期溢出效应分析

根据上文模型设定和研究方法, 本文估计了各经济体金融周期的 TVP-SIF(时变吸收效应)和 TVP-NSI(时变净溢出效应)以及 TVP-TSI(总时变溢出指数)。为了分析国际金融周期各阶段的溢出效应变化, 本文引用 BIS 基于共同因子模型构建的国际金融周期指数(Aldasoro et al., 2020), 并与本文估计的国际金融周期总时变溢出效应做对比分析(如图 1 所示)。分阶段看: ①1996 年到美国次贷危机爆发前, 国际金融周期指数与国际金融周期总溢出指数走势基本一致, 在 1998 年和 2003 年同时出现阶段性低谷, 在 2001 年和 2007 年左右同时出现阶段性顶点, 这说明国际金融周期总时变溢出指数越高, 全球金融周期共振传染效应越强, 爆发全球性金融危机的风险也越大。②美国次贷危机期间, 国际金融周期指数在 2007 年第二季度出现高点, 随后国际金融周期总时变溢出指数在 2008 年第二季度也达到顶点, 表明金融危机爆发时国际金融周期迅速衰退, 而国际金融周期波动的溢出效应仍然持续增强, 也佐证国际金融周期的共振传染会进一步加深金融冲击的持续性和危害性。③美国次贷危机过后, 国际金融周期和国际金融周期总时变溢出指数在 2008—2009 年间出现显著下降, 而后又呈现缓慢上升态势。由此表明, 随着全球金融一体化进程地不断推进以及主要国家持续的宽松货币政策刺激, 国际金融周期共振传染现象愈发明显(2015—2016 年正值美联储开始收缩资产负债表, 恢复货币政策正常化, 此时国际金融周期指数和总时变溢出指数小幅下降)。2019 年第四季度总时变溢出指数达到 87.98%, 较历史最低点(1998 年第二季度的 85.00%)提高了近 3 个百分点。结合国际金融周期总时变溢出指数在第一阶段的表现看, 时变溢出指数出现阶段性高点可能意味着未来爆发全球性危机的概率增大。

本文对前文计算得到的国际金融周期时变网状溢出矩阵取均值<sup>①</sup>得到平均网状溢出矩阵, 结果表明: 从平均净溢出指数的结果看, 美国、西班牙、日本、意大利是排名前四位的主要金融周期净溢出国, 这四个国家均曾是金融危机的中心国, 同时开放程度较高, 在国际贸易中所占比重较大, 因

① 国际金融周期(30 个经济体)平均网状溢出矩阵详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

此,其金融市场风险对外溢出影响的程度也相对较大。相反,荷兰、俄罗斯、中国、挪威是排名后四位的国际金融风险主要吸收国。从经济特征看,上述四个经济体的对外依存度高,其中,中国、俄罗斯的开放程度相对较低,而荷兰、挪威虽然开放程度相对较高,但是其货币政策独立性相对较低,因此在某种程度上其国内金融周期容易受其他经济体影响。

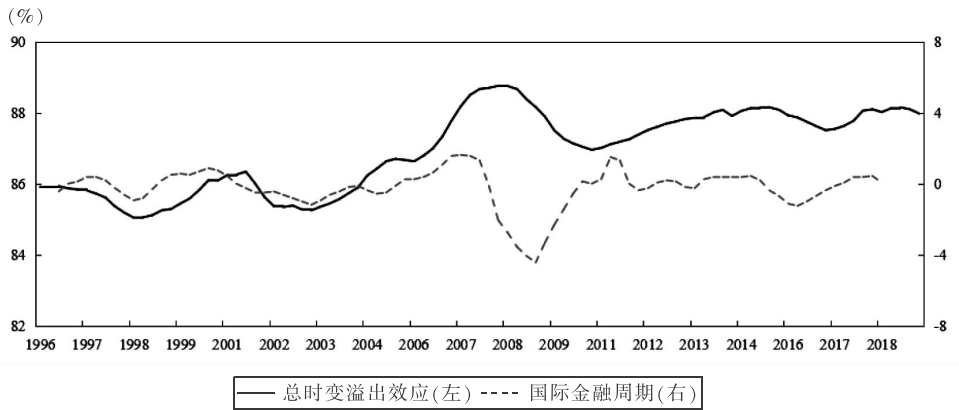


图1 国际金融周期与总时变溢出指数走势

注:国际金融周期采用 BIS 基于共同因子模型估计的国际金融周期指数(Aldasoro et al.,2020)。

资料来源: BIS 统计以及作者计算、整理。

从主要金融周期净溢出国和金融周期净吸收国时变净溢出效应看(见图2):①1996年第一季度—2000年第一季度,意大利的净溢出效应最大;2000年第二季度—2006年第二季度,日本的净溢出效应最大;但此后美国取代其他经济体成为最大金融周期净溢出国,直到2017年第三季度,西班牙成为净溢出效应最大的经济体。可见,美国作为最大净溢出国的时间最长,特别是2007年第二季度美国金融周期净溢出指数远高于其他3个经济体(美国50.5100、西班牙33.1250、意大利30.5430、日本23.3001),此后在美国次贷危机期间也是如此。在实际场景中,以2008年7月美国“两房”(房地美、房利美)股价腰斩为起点,2008年7月雷曼兄弟破产,美国次贷危机转为全球性的金融危机,引致全球范围的资产价格下跌和信贷收缩,由此可见在美国次贷危机时期国际金融周期存在明显的共振传染现象,而美国也是此次全球性金融危机的最大输出者和始作俑者。②荷兰、俄罗斯、挪威、中国的净溢出效应最小,是主要的国际金融周期溢出净吸收国。结合开放程度可知,四个经济体中荷兰的开放程度最高,但其时变净溢出效应却始终最小;相比较而言,其他三个经济体的开放程度较低,特别是中国存在较强的资本管制,其净吸收效应呈现明显的阶段性变化:1996—2004年,中国开放程度有所提高,虽然仍存在较强的资本管制,但随着中国在2001年加入世界贸易组织,中国对外贸易快速增长,此阶段中国时变净溢出效应呈下降趋势,说明贸易项的进一步开放使得国际金融周期冲击对中国的净溢出强度增强了;2005—2016年,中国开放程度有所下降,特别是在2008年金融危机期间和2015年“818”汇改后,中国进一步加强了资本管制。与此同时,中国时变净溢出效应呈上升趋势,甚至在2017年时变净溢出效应大于0,中国成为金融周期净溢出国,可见资本项的收紧使得中国受到的国际金融周期冲击变小了。2017年后随着沪港通、深港通的扩容,甚至是取消合格境外机构投资者(QFII)和人民币合格境外机构投资者(RQFII)的投资额度限制,中国加快了金融业对外开放的力度和强度,由此强化了中国国际金融周期的吸收效应,以及在此阶段中美经贸摩擦的爆发和持续加剧造成了冲击,最终导致近年来中国净溢出效应值呈缓慢下降趋势。

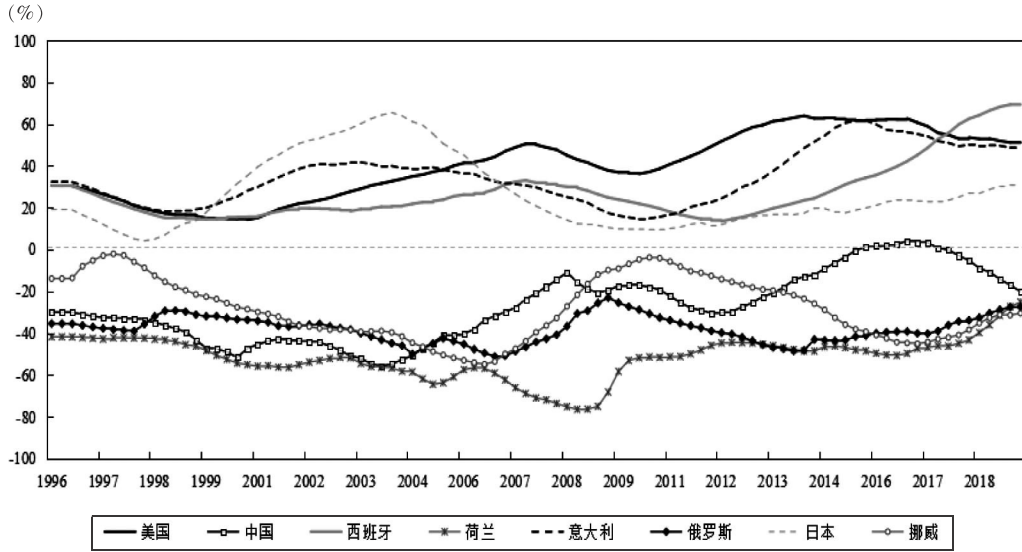


图 2 主要经济体的时变净溢出 (TVP-NSI) 效应

### 三、全球宏观货币政策规则识别

#### 1. 全球货币政策规则函数设定

为了进一步考察在国际金融风险日益共振传染的现实背景下,全球范围内各国家(或地区)的货币政策如何做出反应,本文构建了拓展嵌入国际金融周期和国内金融周期的货币政策泰勒规则,以此详尽分析一国货币政策在应对国内金融风险和国际金融风险冲击上的取舍及其政策立场。在以往研究中,泰勒规则(Taylor-rule)被广泛用于描述各国的货币政策规则,其适用性已经得到充分验证,鉴于此,本文设定考虑名义利率调整平滑特征的中央银行货币政策反应函数:

$$i_{it} = (1-\rho) [\bar{i}_0 + \phi_{CPI} \pi_{it} + \phi_{og} og_{it}] + \rho i_{it-1} + \zeta_{it} \quad (11)$$

其中,  $og_{it}$ 、 $\bar{i}_0$ 、 $\pi_{it}$  分别是  $i$  国  $t$  期的产出缺口、目标利率和通货膨胀率;  $\bar{i}_0$  为均衡利率,  $\rho \in [0, 1]$  表示货币当局对利率平滑的调整程度。参数  $\phi_{CPI}$  和  $\phi_{og}$  分别表示货币政策盯住通胀目标和经济周期的偏好强度。 $\zeta_{it}$  为随机扰动项。在上述设定基础上,本文分别拓展得到嵌入国内金融周期和国际金融周期冲击的泰勒规则:

当只考虑国内金融周期时:

$$i_{it} = \rho i_{it-1} + (1-\rho) [\bar{i}_0 + \phi_{CPI} \pi_{it} + \phi_{og} og_{it} + \phi_{DFC} DFC_{it}] + \zeta_{it} \quad (12)$$

同时考虑国内金融周期和国际金融周期冲击时:

$$i_{it} = \rho i_{it-1} + (1-\rho) [\bar{i}_0 + \phi_{CPI} \pi_{it} + \phi_{og} og_{it} + \phi_{DFC} DFC_{it} + \phi_{WFC} WFC_{it}] + \zeta_{it} \quad (13)$$

其中,  $DFC_{it}$  和  $WFC_{it}$  分别表示国内金融周期和国际金融周期冲击变量。 $\phi_{DFC}$  和  $\phi_{WFC}$  为待估时变参数,分别表示货币政策盯住国内金融周期和国际金融周期冲击的目标参数。式(12)表示货币政策只考虑维护国内金融市场稳定;式(13)则表示货币政策规则不仅关注维护国内金融市场稳定,而且还注重防范国际金融风险冲击的影响。



## 2. 国际金融风险指标构建及数据来源说明

为了估计(13)式,需要先构建国际金融周期指标( $WFC_{it}$ )。借鉴 Cuaresma et al.(2016)的研究设计,这里将  $WFC_{it}$  定义为其他  $N-1$  个经济体金融周期变量的加权平均:

$$WFC_{it} = \sum_{l=0, l \neq i}^{N-1} \hat{\theta}_{i \leftarrow l}(n) DFC_{lt}, l=1, 2, \dots, N \quad (14)$$

其中,  $\hat{\theta}_{i \leftarrow l}(n)$  表示  $l$  经济体金融风险对  $i$  经济体的平均溢出指数,由上文构建的时变参数溢出网状指数为基础进行换算得到,其中,需要满足  $\sum_{l=0, l \neq i}^{N-1} \hat{\theta}_{i \leftarrow l, l \neq i}(n) = 1$  和  $\hat{\theta}_{i \leftarrow i}(n) = 0$ , 令  $\hat{\theta}_{i \leftarrow l}(n) = \theta_{i \leftarrow l}(n) / \sum_{l=1, l \neq i}^n \theta_{i \leftarrow l}(n)$ , 由此可估计各个经济体面对的国际金融周期冲击指标。除了国内金融周期( $DFC$ )和国际金融周期冲击指标( $WFC$ ),估计(12)式、(13)式还需要各国的利率、通货膨胀、产出缺口数据。其中,本文选取同业拆借利率季度数据作为利率( $i$ )的度量指标,由各国本币的银行间同业拆借七天利率月度数据经移动平均换算得到;通胀率采用各国的消费者价格指数季度同比数据代表通货膨胀率,计算公式为通胀率( $cpi$ )=季度 CPI-100;产出缺口( $og$ )采用 HP 滤波法估计。以上数据均来自于各国中央银行统计报告和 IMF 报告。

## 3. 全球货币政策规则立场估计

基于上述数据选取和货币政策规则的设定,本文对全样本(30个经济体)的全球货币政策规则和开放程度较高、开放程度较低经济体的货币政策规则进行分组估计。为了保持研究结果的可靠性和稳定性,在每组样本中均设定三个比较模型:不考虑金融周期的泰勒规则、只考虑国内金融周期的泰勒规则、考虑国内金融周期和国际金融周期冲击的泰勒规则,以识别不同类型货币政策规律的拟合情况。同时,考虑到现实中利率规则调整具有平滑性特征,这里在动态面板模型估计基础上,计算得到隐含货币政策规则,以此参数为基础分析全球中央银行的货币政策取向,其中,  $\rho$  为平滑利率系数,  $\phi_{og}^*$ 、 $\phi_{CPI}^*$ 、 $\phi_{DFC}^*$ 、 $\phi_{WFC}^*$  分别为 GMM 模型估计得到的利率与产出缺口、通胀、国内金融周期和国际金融周期冲击的相关系数,  $\phi_{og} = \phi_{og}^* / (1-\rho)$ 、 $\phi_{CPI} = \phi_{CPI}^* / (1-\rho)$ 、 $\phi_{DFC} = \phi_{DFC}^* / (1-\rho)$ 、 $\phi_{WFC} = \phi_{WFC}^* / (1-\rho)$  分别表示货币政策规则盯住产出缺口、通胀、国内金融周期和国际金融周期冲击的实际系数;均衡利率  $\bar{i}_0 = \bar{i}_0^* (1-\rho)$ 。

考虑到货币政策规则具有较强的内生性问题,本文进行 Durbin-Wu-Hausman(DWH)检验。结果显示,所有模型均存在较强的内生性问题,因此,本文采用动态面板广义矩估计(GMM)模型的工具变量法消除内生性对模型参数估计的影响。采用解释变量的滞后项作为模型估计的工具变量,并报告了过度识别检验的 Sargan 统计量和 Arellano-Bond 序列自相关检验结果。其中,基于 Sargan 统计量和 Arellano-Bond 序列自相关检验,选择解释变量的滞后 1—8 阶、滞后 1—7 阶为正文模型(1)—(3)、模型(4)—(9)的工具变量,判断选取的滞后阶数是为了保证模型不存在残差自相关和工具变量过度识别问题。回归过程中,所有模型的 AB 检验结果、Sargan 检验结果均无法在 10%显著性水平内拒绝扰动项无自相关和工具变量不存在过度识别问题的原假设<sup>①</sup>,因此,所有模型估计是稳健可靠的。

由表 1 估计结果可知:①平滑利率、产出缺口、通货膨胀在三个模型中均显著为正,表明在全球范围内,货币政策存在显著的平滑性特征,而且存在较强盯住产出缺口和通胀的逆周期操作规则,符合理论预期。其中,  $\phi_{og}$  在模型(1)—(3)中的均值为 0.2252,表明当经济处于扩张(收缩)时期,中央

① 检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

银行倾向于采取提高(下调)利率的紧缩性(扩张性)货币政策,由此导致投资和产出下降(增加),最终起到熨平宏观经济周期性波动的目的。 $\phi_{CPI}$ 在模型(1)—(3)中的均值为0.4360,小于1,可见,虽然全球中央银行货币政策具有较强盯住通胀目标的偏好,但是其反应是不足的,具体表现为一旦通胀上升1个百分点,则为了抑制通胀,利率仅上调0.44个百分点,由费雪方程可知,此时实际利率不升反降,因此,长期看,紧缩的货币政策规则无法真实实现抑制通胀的目的。②在模型(2)、(3)中,国内金融周期系数显著为正,而在模型(3)中,国际金融周期冲击系数显著为负,这表明,从全球范围看,货币政策既盯住国内金融周期波动又盯住国际金融周期冲击,其中,对国内金融周期采用积极的逆周期调控规则,而对国际金融周期冲击则采用被动的顺周期调控规则,表明中央银行对国内金融周期波动和国际金融周期冲击采取的货币政策应对策略是截然不同的。理论上,一旦国内金融周期处于上升阶段,则表明国内金融系统存在较大的风险,此时,中央银行应该采取提高利率的紧缩性货币政策,以期通过抬高资金成本的方式迫使金融机构和经济行为主体主动降杠杆,最终达到降低国内金融周期风险的目的。但是,对于国际金融周期冲击,虽然在短期内会导致国内金融机构受到冲击影响,但如若此时国内金融机构或者经济行为主体所蕴含的系统性风险并非处于高位,采取提高利率的紧缩性货币政策则会进一步加剧国内金融市场波动和系统性风险积累。因此,从全球角度

表 1 全球货币政策(30个经济体)规则估计结果

系数	模型(1)	模型(2)	模型(3)
$\rho$	0.8785*** (0.0007)	0.8770*** (0.0006)	0.8766*** (0.0008)
$\phi_{og}^*$	0.0271*** (0.0012)	0.0270*** (0.0011)	0.0287*** (0.0010)
$\phi_{CPI}^*$	0.0529*** (0.0004)	0.0538*** (0.0007)	0.0537*** (0.0011)
$\phi_{DFC}^*$		0.0090*** (0.0006)	0.0113*** (0.0006)
$\phi_{WFC}^*$			-0.0077*** (0.0006)
$\bar{i}_0^*$	0.3726*** (0.0157)	0.3829*** (0.0077)	0.3749*** (0.0161)
DWH 检验	5.6983 [0.0007]	3.6702 [0.0055]	2.5997 [0.0236]
AR(1)检验	-1.3053 [0.1944]	-1.3011 [0.1931]	-1.3001 [0.1932]
AR(2)检验	-1.3687 [0.1740]	-1.3634 [0.1743]	-1.3644 [0.1741]
Sargan 检验	28.4600 [0.2011]	29.0081 [0.4132]	28.0600 [0.7912]
R <sup>2</sup>	0.8660	0.8661	0.8662
有效样本	2670	2670	2670
隐含货币政策规则			
$\phi_{og}$	0.2234	0.2194	0.2328
$\phi_{CPI}$	0.4356	0.4369	0.4356
$\phi_{DFC}$		0.0734	0.0913
$\phi_{WFC}$			-0.0623
$\bar{i}_0$	3.0666	3.1118	3.0388

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%和 1%显著性水平;小括号中的值为标准误,中括号中的值为各检验统计量的 P 值。以下各表同。

看,中央银行一般采取相对较为宽松的货币政策,使得国内金融市场具有充足的流动性以期有效应对国际金融风险的负面冲击。

为了进一步分析不同开放程度经济体货币政策规则的异同,本文在表2中分为开放程度较高经济体(HEFC)和开放程度较低经济体(LEFC)两组展开估计。其中,HEFC的估计结果与全球样本的估计结果相一致:在模型(4)—(6)中产出缺口、通货膨胀、国内金融周期系数均显著为正,表明对上述三个政策目标均表现为逆周期调控政策取向;而国际金融周期冲击系数显著为负,表现为顺周期调控偏好,均符合理论预期。但是,模型(7)—(9)中对于LEFC的估计结果表明,仅在1%显著性水平下盯住通货膨胀和国内金融周期做逆周期调控,而盯住产出缺口仅在传统泰勒规则中显著为正,在其他情形下均不显著。特别是,开放程度较低经济体盯住国际金融周期冲击系数不显著,如前文所述,开放程度较低经济体受国际金融周期冲击的影响更小,故其货币政策规则未做出显著反应。对于平滑利率参数,开放程度较高经济体的平滑系数高于开放程度较低经济体,表明其货币政策更具稳定性。此外,比较隐含系数的均值发现,开放程度较高经济体的货币政策(1.0218)<sup>①</sup>相比开放程度较低经济体(0.0887)更关注调控经济周期,但对通胀目标的关注程度(0.3545)比开放程度较低经济体(0.5912)低;开放程度较高经济体的均衡利率均值为1.5645,开放程度较低经济体均衡利率均值为3.1042,前者低于全球平均水平,而后者高于全球平均水平。总体而言,相对于开放程度较低经济体,开放程度较高经济体实施更为宽松的货币政策规则,但受制于长期低均衡利率,进一步实施宽松货币政策的空间已经很小。

#### 4. 稳健性检验

本文进一步从按溢出强度分样本回归、构建前瞻性货币政策规则以及构建国际金融风险替代指标三个方面进行稳健性检验<sup>②</sup>:①按照平均网状溢出矩阵中的净溢出强度大小,将样本分为净溢出效应较强的经济体和净溢出效应较弱的经济体,并采用动态面板GMM方法估计不同溢出强度经济体的货币政策规则;②考虑到货币政策规则的前瞻性特征,将上文的同期性货币政策规则拓展为前瞻性,以此识别全球前瞻性货币政策规则;③采用TVP-FVAR模型提取其他国家金融周期的共同因子,构建了各国面临的国际金融周期指数,并作为替代指标构建面板模型识别全球货币政策规则。通过以上稳健性检验结果可知,在第一组稳健性检验中,不管溢出强度高,两样本组均具有盯住国内金融周期做逆周期调控的显著偏好;但是对于国际金融周期冲击而言,溢出强度较低经济体因为受外部冲击影响较高,所以显著盯住国际金融周期冲击,相反,溢出强度较高经济体的货币政策规则并不显著盯住国际金融周期冲击。第二组稳健性检验中,对全样本的前瞻性货币政策规则识别结果表明,全球货币政策规则具有显著盯住国内外金融周期冲击预期的政策取向,在强度上前瞻性调控效果要弱于同期性调控。第三组稳健性检验中,采用TVP-FVAR提取其他国家金融周期共同因子,并以此构建一国面临的新的国际金融周期冲击指标,进而用该国际金融周期去检验全球范围内的央行货币政策规则,结果显示全球范围内的央行货币政策同样显著盯住国内外金融周期冲击。这些结论总体上与前文相符,说明本文的研究结论稳健可靠。

### 四、全球货币政策规则演变的异质性分析

#### 1. 递归估计方法设定

为了进一步考究全球货币政策规则的利率动态演变规律,本文在上述常系数全球货币政策规

① 1.0218为表2第(4)—(6)列 $\phi_{ng}$ 对应的系数均值。

② 稳健性检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 2 不同开放程度经济体的货币政策规则估计结果

系数	开放程度较高组货币政策规则估计结果			开放程度较低组货币政策规则估计结果		
	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\rho$	0.8925*** (0.0039)	0.8909*** (0.0048)	0.8918*** (0.0052)	0.7272*** (0.0015)	0.7378*** (0.0047)	0.7655*** (0.0196)
$\phi_{og}^*$	0.1119*** (0.0057)	0.1117*** (0.0106)	0.1083*** (0.0134)	0.0330*** (0.0065)	0.0181 (0.0120)	0.01780 (0.0159)
$\phi_{CPI}^*$	0.0400*** (0.0051)	0.0348** (0.0141)	0.0403*** (0.0121)	0.1551*** (0.0010)	0.1521*** (0.0055)	0.1465*** (0.0079)
$\phi_{DFC}^*$		0.0020* (0.0011)	0.0017** (0.0008)		0.0190*** (0.0051)	0.0164*** (0.0066)
$\phi_{WFC}^*$			-0.0020*** (0.0449)			-0.0059 (0.0077)
$\bar{i}_0^*$	0.1666*** (0.0170)	0.1815*** (0.0292)	0.1601*** (0.0449)	1.2654*** (0.0316)	0.9471*** (0.1457)	0.2489 (0.4613)
DWH 检验	27.2036 [0.0000]	20.2764 [0.0000]	16.7435 [0.0000]	4.5293 [0.0036]	5.7703 [0.0001]	4.5036 [0.0004]
AR(1)检验	-1.2733 [0.2052]	-1.2742 [0.2043]	-1.2731 [0.2051]	-1.3301 [0.1833]	-1.3413 [0.1814]	-1.4012 [0.1601]
AR(2)检验	-0.2841 [0.7783]	-0.2833 [0.7771]	-0.2825 [0.7761]	-1.3033 [0.1944]	-1.2934 [0.1964]	-1.3132 [0.1903]
Sargan 检验	14.61 [0.2011]	14.1332 [0.5162]	14.3412 [0.7633]	14.1424 [0.2254]	10.6812 [0.7753]	9.4112 [0.9663]
R <sup>2</sup>	0.9238	0.9237	0.9239	0.8439	0.8457	0.8458
有效样本	1380	1380	1380	1380	1380	1380
隐含货币政策规则						
$\phi_{og}$	1.0405	1.0233	1.0017	0.1210	0.0692	0.0759
$\phi_{CPI}$	0.3724	0.3185	0.3726	0.5687	0.5804	0.6246
$\phi_{DFC}$		0.0180	0.0160		0.0726	0.0700
$\phi_{WFC}$			-0.0185			-0.0253
$\bar{i}_0$	1.5500	1.6630	1.4805	4.6388	3.6125	1.0613

注:本文采用由 Chinn 和 Ito 开发的资本账户开放指数 The Chinn-Ito 指数划分开放程度 ([http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito\\_website.htm](http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm)),在 30 个经济体中,The Chinn-Ito 指数排名前 15 位经济体代表开放程度较高组(HEFC 组),The Chinn-Ito 指数排名后 15 位经济体代表开放程度较低组(LEFC 组)。

则估计基础上,构建并采用递归估计方法捕捉全球、开放程度较高和开放程度较低经济体的同期性货币政策规则。具体思路为:以固定样本区间为初始区间( $T_0=(1,z)$ , $z$  代表第  $z$  个季度),并以每次叠加一个季度的速度( $T_1=(1,z+1), \dots, T_g=(1,z+g)$ )循环估计货币政策规则参数,即可得到各个时点的时变参数序列。这里设置初始区间为  $T_0=(1,24)$ ,即初始区间为 1996 年第一季度—2001 年第一季度。其中,估计方法仍然采用动态面板 GMM 估计,选择与前文常系数 GMM 估计相同的解释变量滞后阶作为工具变量,同时消除模型残差自相关性。

## 2. 全球货币政策规则历史演变规律分析

全球时变货币政策规则参数递归估计结果(见图 3)显示:①平滑利率系数总体处于上升趋势,表明全球范围内货币政策更具平滑性,中央银行倾向于减少政策干预,但在 2008 年美国次贷危机期间曾出现暂时下滑,表明为了应对金融危机,彼时中央银行的货币政策规则强化了对政策目标的调控,由此降低了利率平滑参数。②盯住产出缺口和国内金融周期参数呈显著下降态势,表明在调

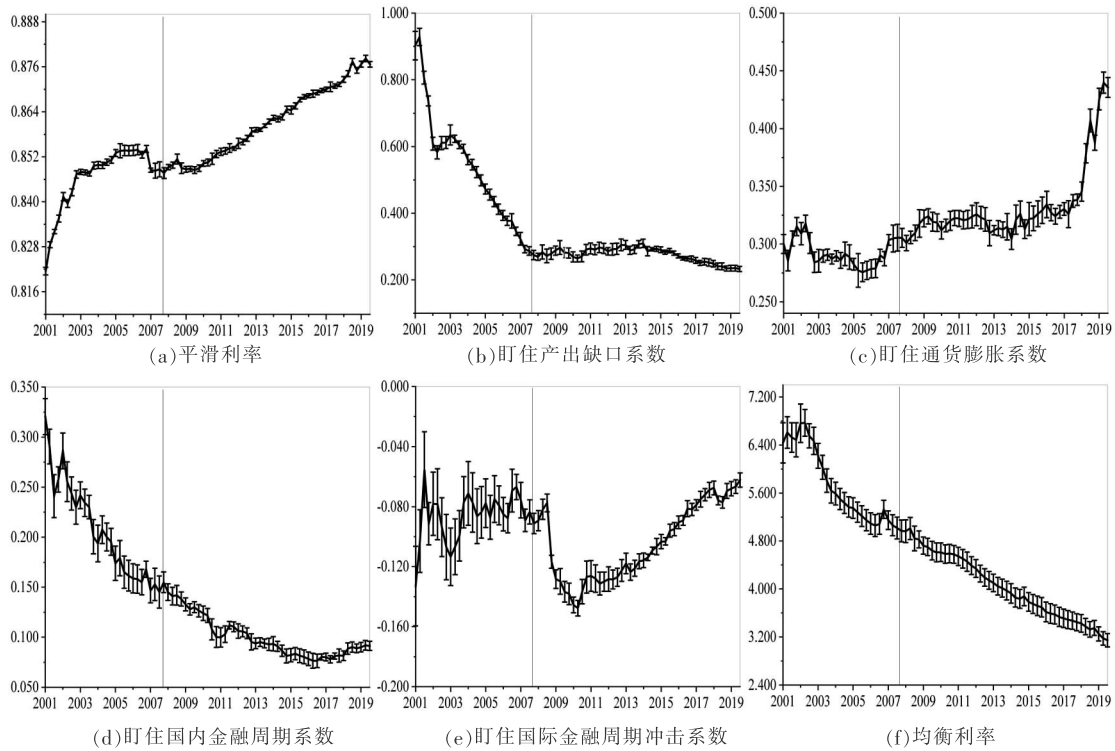


图3 2001—2019年全球(30个经济体)的时变货币政策规则参数

注:图中黑色误差棒表示回归系数的95%置信区间,竖线表示美国次贷危机发生时点。下同。

控经济周期和维护国内金融市场稳定上,全球的货币政策逆周期调控偏好近年来呈减弱态势。<sup>③</sup>在21世纪初和2009—2017年经济稳定阶段,全球货币政策盯住通胀目标的偏好呈减弱趋势,但是在美国次贷危机期间以及近年来,中央银行具有较强的提高利率抑制通胀的政策取向,特别是2018年后美国加息预期上升,各国通胀压力增大,因此对通胀的治理偏好显著上升。<sup>④</sup>对于盯住国际金融周期冲击,在美国次贷危机前全球范围内中央银行盯住国外风险的政策偏好相对较弱,但是在美国次贷危机爆发期间,盯住国际金融周期冲击系数急速下滑。理论上,国际金融周期波动冲击通过资本渠道、外汇渠道等渠道传导到国内金融市场,影响国内金融稳定,同时也可以通过贸易渠道直接影响到国内的实体经济,造成实体层面的供求变化,实体经济的失衡进一步通过“金融加速器效应”放大金融市场的波动,最终形成负反馈,此时货币政策应该降低利率,向金融市场释放流动性,稳定金融市场,同时降息可以刺激需求,有助于恢复实体经济增长,打破负反馈,减少国际金融周期冲击造成的福利损失。在金融危机爆发期间(2007—2009年)全球货币政策盯住国际金融周期的系数呈快速下降趋势,说明全球范围内中央银行在危机爆发时加大货币政策干预力度,快速降息对冲国际金融周期冲击,所以盯住国际金融周期系数是快速减小的(逆周期调控力度加大);危机过后,盯住国际金融周期系数呈变大趋势(逆周期调控力度减小),原因可能在于长期的低利率政策制约了货币政策的调控空间,使逆周期调控的边际效果减小了。<sup>⑤</sup>自2001年以来,全球均衡利率呈现显著下降趋势,下降幅度超过50个百分点,可见,从全球范围看,中央银行长期执行较为宽松的货币政策,由此压低了均衡利率,同时也从另外一个侧面表明当前中央银行采取利率政策工具调控政策目标的操作空间越来越小。

图 4 结果显示：①开放程度较高的国家的平滑利率呈不断上升的趋势，特别是在金融危机期间平滑利率有快速的上升趋势，说明长期零利率政策制约了货币政策进一步调控经济的效果，而且这种制约程度不断增强，在 2019 年平滑利率系数达到 0.89。②盯住通胀参数在样本区间内显著为正，且总体处于缓慢下降趋势，但在美国次贷危机时期有短暂的快速回升，表明除了在美国次贷危机等特殊时期之外，央行逆周期调控通胀的偏好是减弱的。相反，盯住产出缺口系数在美国次贷危机爆发前处于下降趋势，但在美国次贷危机期间以及后危机时期大幅上升，在 2019 年第四季度达到 1.00，说明在后危机时期经济持续低迷阶段，开放程度较高经济体有大幅提高利用宽松货币政策刺激经济增长的偏好。③将金融周期纳入货币政策规则后可以发现，开放程度较高经济体货币政策规则盯住国内金融周期系数显著为正，即中央银行偏好于提高(降低)利率来抑制(刺激)金融周期。与全球中央银行货币政策规则比较，该系数的值更小甚至在近年来接近于零，且总体上处于下降趋势，但在 2004 年“非典”和 2008 年美国次贷危机期间还是出现显著上升，说明相对于全球而言，开放程度较高经济体货币政策会在危机时期加大对金融周期的逆向调控力度，不过近年来这种偏好已经很弱。④2008 年美国次贷危机前，开放程度较高经济体对国际金融周期冲击的盯住系数显著为正，与全球样本的结果相反；但 2008 年美国次贷危机期间盯住系数迅速转为负值并持续下降到 2009 年第一季度的-0.06，2009—2019 年缓慢回升且仍为负值。说明在美国次贷危机前期，中央银行应对国际金融周期冲击采取的是与调控国内金融周期一样的政策立场；美国次贷危机期间，开放程度较高的经济体大部分是金融危机的中心国和主要溢出国，为了阻止国内外金融周期共振进一步加大危机程度，货币当局偏向于降低利率，即通过注入流动性的方式提高经济行为主体抵御外部风险冲击的能力来对冲国际金融风险，这种政策取向也延续至今。⑤开放程度较高的经济体均衡利率更低且同样处于下降趋势，说明开放程度较高的经济体通过降低利率以刺激经济复苏的货币政策空间相对较小。

最后，如图 5 所示，开放程度较低经济体的时变货币政策规则参数表现出以下几个特点：①平滑利率系数显著为正且上升趋势平缓，说明相对全球和开放程度较高的经济体，开放程度较低经济体对市场的干预偏好更强，事实上，开放程度较低的经济体主要由发展中国家组成，这些经济体的

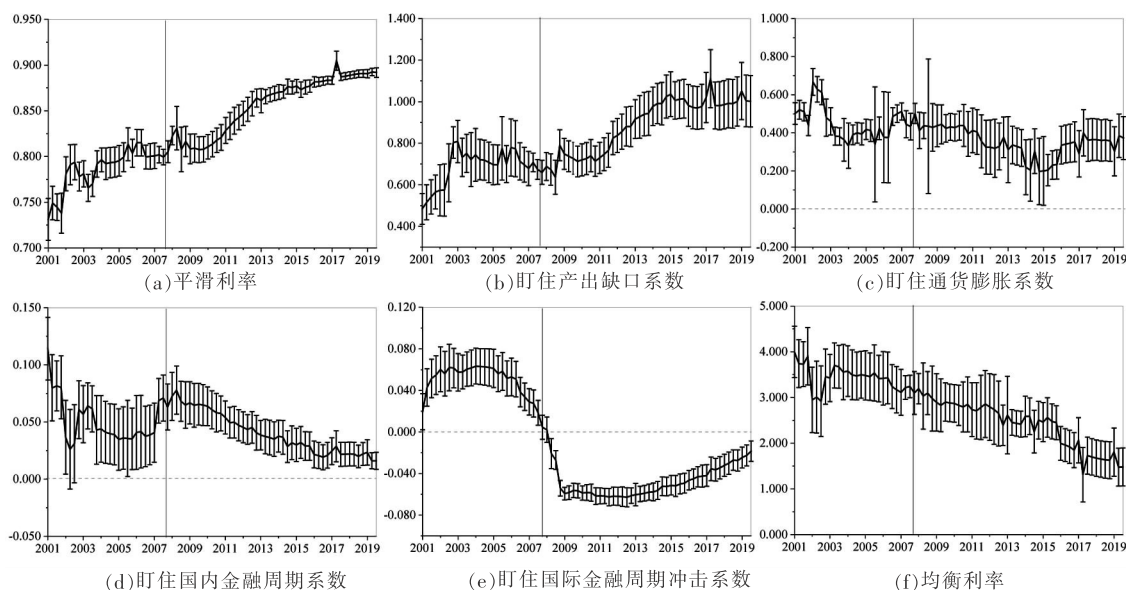


图 4 2001—2019 年开放程度较高经济体组的时变货币政策规则参数

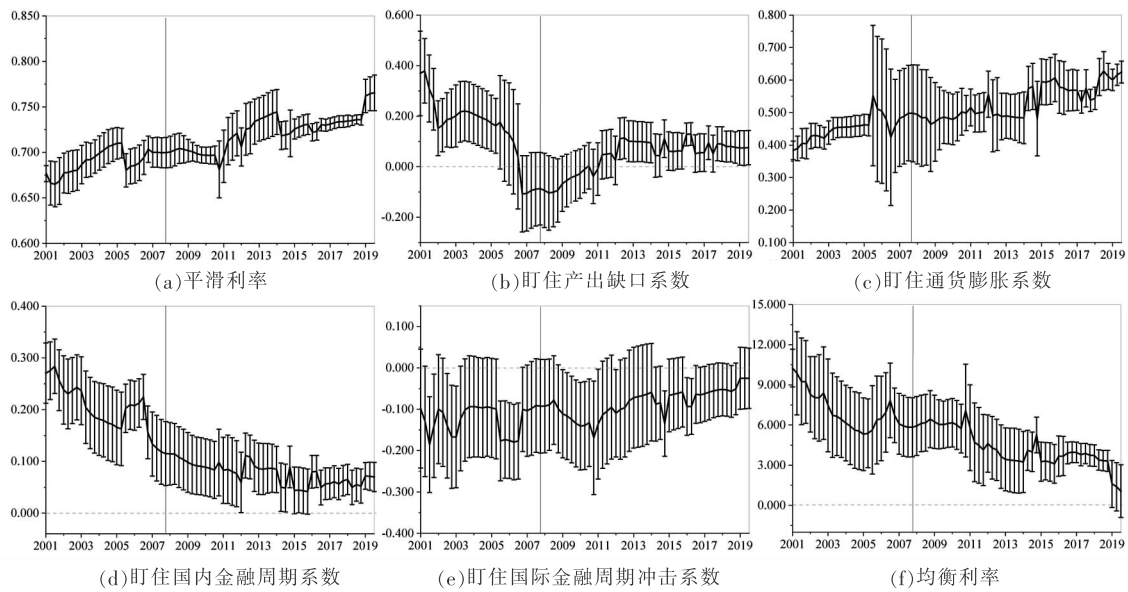


图5 2001—2019年开放程度较低经济体组的时变货币政策规则参数

调控模式通常以政府主导为主,所以货币政策平滑性更低。②在传统政策目标上,盯住通货膨胀系数显著为正且处于缓慢上升趋势,而盯住产出缺口系数总体上为正但并不显著。原因可能在于,开放程度较低经济体的货币传导机制不够完善,如金融市场发展水平偏低、价格体系建设还不够完善等,以利率规则为主的货币政策体系并未能发挥很好的调控效果,因此,大部分时间货币政策只盯住通货膨胀,对产出的调控更多依赖于财政政策。③与全球和开放程度较高经济体相比,盯住国内金融周期系数总体上同样显著为正且处于下降趋势,但反应系数均值更低,表明该组经济体对国内金融周期的逆周期调控力度较弱,这可能是由于金融市场发展水平较低和货币政策调控效力不足所致。而盯住国际金融周期冲击系数总体上不显著,表明该组经济体的货币政策并不关注国际金融周期冲击。理论上,开放程度较低经济体资本管制、外汇管理的政策空间较大,这起到隔离外部金融风险冲击的政策屏障作用,因此,其受到的国际金融周期冲击的影响也更小,其货币政策对国际金融周期冲击的调控自然也偏向中性。④开放程度低经济体的均衡利率总体上比开放程度较高经济体大得多,但下降幅度很大,2001—2019年下降超过95.00%,说明该组经济体对低利率政策的依赖同样严重,而且其拥有相对较高的均衡利率所带来的政策空间“比较优势”正在快速丧失。

综上所述,递归估计结果和前文动态面板回归结果是一致的,但递归估计能够有效刻画美国次贷危机期间全球以及开放程度高低不同经济体中央银行货币政策的动态适时调整特征。

## 五、结论与启示

识别金融周期溢出强度和路径历来是掐住金融风险跨市场传染的重要环节,也是货币政策应对外部风险冲击的重要内容。鉴于此,本文在高维时变参数向量自回归模型基础上,基于方差分解的思路构建了带方向的时变溢出指数和时变网状溢出矩阵,以此识别国际金融周期共振传染的风险源,并测算每一个经济体面临的国际金融周期冲击强度。接着,本文拓展构建了嵌入国内金融周期和国际金融周期冲击的货币政策泰勒规则,并使用动态面板回归模型分别对全球、不同开放程度经济体的货币政策立场进行识别。最后,本文基于递归估计法考察了全球货币政策规则的动态演变规律。

本文的研究发现:①全球金融周期总时变溢出指数在美国次贷危机爆发时达到历史最高点,随后快速下降,但近年来又恢复增强态势,2019年全球金融周期总时变溢出指数已经接近美国次贷危机水平。②在货币政策规则的抉择上,全球范围、不同开放程度和不同溢出强度的经济体长期盯住传统货币政策目标和国内金融周期冲击做逆周期调控,而且除了开放程度较低经济体,其他经济体对国际金融周期冲击更多采用顺周期的调控方式。同时,全球和开放程度较高经济体的货币政策平滑利率系数比开放程度较低经济体的数值高,表明开放程度较低经济体的货币政策干预力度更大。此外,开放程度较低经济体的均衡利率比其他经济体的均衡利率更高,因此在货币政策空间上具有“比较优势”。③在美国次贷危机期间,不同样本经济体的货币政策平滑利率出现明显上升(表明政策干预程度加强)、均衡利率下降(表明政策空间被压缩);更重要的是,开放程度较高经济体货币政策盯住国内金融周期系数有所上升,而相对于次贷危机爆发前,2008—2019年开放程度较高经济体对国际金融周期冲击的调控偏好发生根本性转变,更倾向于采取顺周期调控。④净溢出强度较大经济体的货币政策对国际金融周期冲击的盯住程度更低;而净溢出强度较小经济体则相反,由于容易受外界金融风险的影响,其货币政策更加倾向盯住国际金融周期冲击。同时,前瞻性货币政策规则的回归结果表明,全球货币政策规则具有显著盯住国内外金融周期冲击预期的政策取向。

基于以上研究结论,本文有如下四点政策启示:

(1)提高对国际金融周期异常波动和共振风险的追踪能力。从本文估计结果看,2019年底国际金融周期处于低位,但其共振传染强度却在增强,已经接近2008年美国次贷危机的最高点,而且,国际金融周期高风险区域有从欧美向亚洲地区转移的趋势,因此,有必要提高对外部风险,特别是对国际金融周期异常波动和共振风险的追踪能力。本文设计的国际金融周期冲击指标可以为政策当局识别和追踪国际风险冲击提供方法论支持。特别是,本文设计的时变溢出网状矩阵更是能够有效刻画全球风险外溢路径和风险源,这也有助于政策当局有效识别外部风险冲击的主要风险源以及追踪和防范国际风险冲击。从估计结果看,美国、西班牙、意大利和日本是全球主要金融风险来源,特别是前三个国家对中国金融风险具有较强溢出效应,中国需要警惕这些国家金融风险的周期性波动及其对外溢出迹象。

(2)完善货币政策应对国内外金融周期冲击的调控规则。本文研究表明,开放程度较高经济体受到国际金融周期冲击的程度更大,因此,其货币政策规则显著盯住国际金融周期冲击,且在基于递归估计的时变货币政策规则中表现出更好的适时调整能力。更重要的是,由于国内金融周期对经济体的影响是内生的和长期性的,因此,需要采用逆周期,即提高(降低)利率抑制(刺激)金融周期的货币政策规则,但是国际金融周期冲击是外生的和短期性的,更宜采用顺周期(宽松)的货币政策规则进行对冲,从而迅速减小国际金融周期冲击,避免国内外金融周期形成联动从而放大了金融周期冲击的影响。考虑到随着对外开放程度的提高,中国受外部冲击的影响加大,国内货币政策规则取向也应做出相应调整。在采用逆周期策略盯住国内金融周期风险,守住不发生系统性风险的底线的同时,还应该吸取全球历史经验,及时采取顺周期的货币政策应对国际金融周期冲击;应该重视预期管理,建立国内外金融周期冲击的预警机制,并根据预警机制对市场预期做前瞻性引导;应该进一步完善市场价格机制、疏通货币政策利率传导机制,这些都有助于在突发事件发生时,中央银行所采取和实施的货币政策规则能够有效及时地达到调控宏观经济的政策目标。

(3)结合中国进一步改革开放的实际诉求,借鉴全球货币政策规则实践经验,积极改进中国货币政策规则执行的政策取向。为了实现“十四五”规划和2035年远景目标,党的十九届五中全会强调要“全面深化改革,构建高水平社会主义市场经济体制”和“实行高水平对外开放,开拓合作共赢



新局面”,这意味着中国将不断提高对外开放水平,以高水平开放促改革发展,因此,从全球开放程度较高经济体的货币政策规则的历史实施经验中吸取教训就显得十分必要。从递归估计结果看,开放水平较高经济体对产出缺口的调控强度呈现不断增强态势,同时也保持对通货膨胀的逆周期调控。与此同时,开放水平较高经济体也面临着均衡利率不断下降、货币政策调控空间缩小的困境。其主要原因在于西方国家名义利率接近零利率下限,由此导致货币政策调控宏观经济运行的政策空间不断缩小。故此,结合中国实际,应该维持利率处于合理水平,增强中国货币政策应对宏观经济突发事件的调控能力。更重要的是,从全球长时期历史经验看,为了应对国内外金融风险的负面冲击影响,货币政策对国内金融风险应该采取逆周期调控规则,而对于国际金融风险则应当采取顺周期刺激政策,这对中国后续如何有效应对国际风险冲击和抑制国内系统性风险提供了重要的决策参考依据。

(4)重视货币政策规则跨国协调的必要性,提高中国货币政策应对国际风险冲击的能力。针对不同样本的货币政策规则研究发现,近年来货币政策规则不论对国内还是国际金融周期冲击的盯住程度都在减弱,一部分原因在于政策边际效果遵循递减规律,也有部分原因是国际货币政策缺少协调所致。国际经济政策协调理论认为,开放经济环境下,一国通过单一政策既要实现内部均衡又要实现外部均衡是难以实现的,即存在“米德冲突”,因此,各国应该加强政策协调以降低货币政策溢出的负面影响,实现社会整体福利最大化。特别是,全球一体化客观上放大了国际间货币政策变化的溢出效应,这就要求中国在制定和执行货币政策时要考虑国际间货币政策相互溢出的影响,并加强国际货币政策的协调能力。更重要的是,货币政策规则的跨国协调,必然降低本国货币政策规则制定与实行的独立性,因此,在实际执行中,不应当对其他国家的货币政策规则采取完全协调配合的政策取向,即在保持与他国货币政策同步性的同时,应着重针对国内经济增长、通胀目标和国内金融风险周期采取相对较为独立的货币政策规则,寻找对国内金融周期的逆周期调控和对国际金融周期冲击的顺周期对冲的最优均衡,以期实现长期熨平国内宏观经济和金融周期波动的同时可以减少国际金融周期溢出带来的负面影响,最终达到提高中国货币政策调控宏观政策目标效果的目的。

本文针对国际金融周期溢出的高维特征,基于 HD-TVP-VAR 模型设计了高维时变参数网状溢出矩阵,并识别了国际金融周期共振传染的网络结构,同时估计了全球货币政策规则的历史演变规律。然而本文研究仍存在两个可改进方向:一是采用的信贷缺口数据从 1996 年开始只覆盖了 30 个国家,并且 30 个国家中地区分布不均,由于受到数据限制,非洲和中东地区可供研究的国家较少,因此,后续纳入全球更多国家和地区的数据能够更为有效识别全球范围内长时期货币政策执行的历史规律;二是虽然主要从经验上考察了全球的货币政策取向,但是后续可结合经济学理论构建动态随机一般均衡模型,通过模型模拟和校准的方式考察哪种类型货币政策规则更有助于熨平国内金融周期和抵御外部金融风险冲击的影响,这将使研究更具重要的理论价值和现实意义。

#### [参考文献]

- [1]冯根福,郑冠群.中国货币政策非对称干预资产价格波动的宏观经济效应——基于分段线性新凯恩斯动态随机一般均衡模型的模拟和评价[J].中国工业经济,2016,(10):5-22.
- [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]何国华,李洁,刘岩.金融稳定政策的设计:基于利差扭曲的风险成因考察[J].中国工业经济,2017,(8):25-43.
- [4]李平,余根钱.国际金融危机对中国经济冲击过程的系统回顾和思考[J].中国工业经济,2009,(10):5-22.
- [5]马勇,张靖岚,陈雨露.金融周期与货币政策[J].金融研究,2017,(3):33-53.

- [6]杨子晖,周颖刚. 全球系统性金融风险溢出与外部冲击[J]. 中国社会科学, 2018,(12):69-90.
- [7]张智富,郭云喜,张朝洋. 宏观审慎政策协调能否抑制国际性银行危机传染? ——基于跨境金融关联视角的实证研究[J]. 金融研究, 2020,(7):21-37.
- [8]祝梓翔,高然,邓翔. 内生不确定性、货币政策与中国经济波动[J]. 中国工业经济, 2020,(2):25-43.
- [9]Adrian, T., F. Duarte, F. Grinberg, and G. T. Mancini. Monetary Policy and Financial Conditions: A Cross-Country Study[R]. FRB of New York Staff Report, 2019.
- [10]Aldasoro, I., S. Avdjiev, C. Borio, and P. Disyatat. Global and Domestic Financial Cycles: Variations on a Theme[R]. BIS Working Paper, 2020.
- [11]Banbura, M., D. Giannone, and L. Reichlin. Large Bayesian Vector Auto Regressions [J]. Journal of Applied Econometrics, 2010(1),25:71-92.
- [12]Bernanke, B. S., and M. Gertler. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices [J]. American Economic Review, 2001,91(2):253-257.
- [13]Bruno, V., and H. S. Shin. Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy [J]. Journal of Monetary Economics, 2015,71:119-132.
- [14]Cerutti, E., S. Claessens, and A. K. Rose. How Important is the Global Financial Cycle? Evidence from Capital Flows[R]. IMF Working Paper, 2017.
- [15]Chan, J. C. C. Large Hybrid Time-Varying Parameter VARs[R]. CAMA Working Papers, 2019.
- [16]Cogley, T., S. Morozov, and T. Sargent. Bayesian Fan Charts for U.K. Inflation: Forecasting and Sources of Uncertainty in an Evolving Monetary System [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2005,29(11):1893-1925.
- [17]Cuaresma, J. C., M. Feldkircher, and F. Huber. Forecasting with Global Vector Autoregressive Models: A Bayesian Approach[J]. Journal of Applied Econometrics, 2016,31(7):1371-1391.
- [18]Delatte, A. L., and C. Lopez. Commodity and Equity Markets: Some Stylized Facts from a Copula Approach[J]. Journal of Banking & Finance, 2013,37(12):5346-5356.
- [19]Diebold, F. X., and K. Yilmaz. 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., and K. Yilmaz. Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers[J]. International Journal of Forecasting, 2012,28(1):57-66.
- [21]Diebold, F. X., and K. Yilmaz. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms[J]. Journal of Econometrics, 2014,182(1):119-134.
- [22]Forbes, K. J., and R. Roberto. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements[J]. Journal of Finance, 2002,57(5):2223-2261.
- [23]Forbes, K., and F. Warnock. Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight and Retrenchment [J]. Journal of International Economics, 2012,88:235-251.
- [24]Gambacorta, L., and F. M. Signoretti. Should Monetary Policy Lean Against the Wind? An Analysis Based on a DSGE Model with Banking[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2014,43:146-174.
- [25]Gebka, B., and D. Serwa. Intra- and Inter-Regional Spillovers between Emerging Capital Market around the World[J]. Research in International Business and Finance, 2007,21(2):203-221.
- [26]González-Hermosillo, B., and H. Hesse. Global Market Conditions and Systemic Risk [J]. Journal of Emerging Market Finance, 2011,10(2):227-252.
- [27]Koop, G. Forecasting with Medium and Large Bayesian VARs [J]. Journal of Applied Econometrics, 2013,28(2):177-203.
- [28]Koop, G., and D. Korobilis. Large Time-Varying Parameter VARs [J]. Journal of Econometrics, 2013,177(2):

- 185–198.
- [29]Korobilis, D. M., and K. M. Yilmaz. Measuring Dynamic Connectedness with Large Bayesian VAR Models[J]. Social Science Electronic Publishing, 2018,16:30–42.
- [30]Mishkin, F. S. Is Monetary Policy Effective during Financial Crises [J]. American Economic Review, 2009,99(2):573–77.
- [31]Pesarana, H., and Y. Shin. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models[J]. Economics Letters, 1998,58(1):17–29.
- [32]Rey, H. Dilemma Not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence [R]. NBER Working Paper, 2015.
- [33]Sims, C. A., and T. Zha. Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models [J]. International Economic Review, 1998,39(4):949–968.
- [34]Smets, F. Financial Stability and Monetary Policy: How Closely Interlinked [J]. International Journal of Central Banking, 2014,10(2):263–300.

## Co-movement Contagion of International Financial Cycle and Recognition of Global Monetary Policy Rules

CHEN Chuang-lian<sup>1,2</sup>, WANG Hao-nan<sup>1</sup>, ZHENG Ting-guo<sup>3,4</sup>

- (1. School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510620, China;  
 2. Southern China Institute of Finance, Jinan University, Guangzhou 510620, China;  
 3. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;  
 4. Wang Yanan Institute for Studies in Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** Considering that international risk has the characteristics of concealment, spreading and transnational high dimension, this paper designs a high-dimensional spillover network matrix and studies the resonant infection path of the international financial cycle. The recursive dynamic panel data model is used to identify the dynamic law of global monetary policy rules. The results show that: ① In recent years, the resonance contagion of international financial cycle has become more and more obvious. USA is the largest net spillover country of financial cycle in the world, followed by Spain, Italy and Japan; China, Russia and the Netherlands are the main absorbing countries. ② In dealing with domestic financial cycle fluctuations, the global central banks tend to adopt active strategies to iron out domestic financial risks in the long run. Defensive strategies are adopted so as to eliminate the impact of the international financial cycle shocks on the domestic financial system in the short term. This policy orientation is more obvious in the more open economies, but the less open economies do not respond significantly to the impact of the international financial cycle. ③ From the perspective of highly open economies, the intensity of monetary policy pegging to economic growth objectives increased significantly during the post subprime mortgage crisis, while the policy orientation pegging to the impact of the international financial cycle quickly switched from counter cyclical regulation to pro cyclical regulation during the subprime mortgage crisis, showing significant characteristics of moderate adjustment. Finally, this paper provides policy suggestions for the effective identification of international financial risks and their transmission paths, and how to enhance the central bank's monetary policy's ability to deal with the impact of international financial risks.

**Key Words:** high dimensional model; international financial cycle; co-movement contagion; global monetary policy

**JEL Classification:** E02 F34 G15

[责任编辑:许明]