

股市波动溢出效应及其影响因素分析

郑挺国 刘堂勇*

摘 要 为刻画金融市场间时变的波动溢出效应,本文提出了一种基于时变参数向量自回归(TVP-VAR)模型计算时变波动溢出指数的方法,并对 1993—2016 年间国际 8 个主要股市的时变波动溢出效应进行了测算。结果表明,国际股市间的总波动溢出效应呈上升趋势,尤其是在金融震荡时期上升显著。进一步地,利用一些宏观经济指标和金融指标对其进行影响因素分析。研究发现,国际股市间的总波动溢出效应可以较好地由经济基本面和市场传染进行解释,并且与美国货币政策调整以及政策不确定性有一定的关联。

关键词 波动溢出, 时变参数, TVP-VAR 模型

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2018.01.10

一、引 言

随着经济全球化、金融市场一体化的推进,国家(地区)之间的金融活动相互渗透、相互影响,不同金融市场的联系日趋紧密。金融市场间不仅存在着资产价格方面的相互影响,而且存在着资产波动率方面的相互影响,即一国(地区)金融市场的波动可能引起另一国(地区)金融市场的波动,称之为“波动溢出效应”。近些年来,我们已经见证了很多次严重的金融危机,如亚洲金融危机、互联网泡沫危机、美国次贷危机等,金融波动或风险都是从一个市场产生,然后传导至另一个市场,并且在金融危机时期具有明显的加剧和共振现象。准确地度量金融市场波动溢出效应并识别其产生过程,不仅有助于深入理解金融危机及其传播机制,而且有助于决策者政策的制定与实施,以及投资者和消费者的决策行为。

近三十年来,金融市场波动溢出效应的研究得到了国内外学术界和业界广泛的关注。在理论方面,Solnik(1974)、Stulz(1981)和 Adler and Dumas(1983)

* 郑挺国,厦门大学经济学院统计系和王亚南经济研究院;刘堂勇,厦门大学经济学院统计系。通信作者及地址:刘堂勇,福建省厦门市思明南路 422 号,厦门大学经济楼 A202 室,361005;电话:13194080145;E-mail: tyliu85@126.com。本研究得到国家自然科学基金面上项目(71371160)、长江学者奖励计划青年学者项目(Q2016131)、教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-13-0509)的资助。感谢匿名审稿人的有益评论和宝贵建议,文责自负。

指出跨国投资者会根据全球经济发展状况和各股市经济基本面进行全球资产配置,由于不同经济体之间存在大量的相互贸易和相互投资,一个经济体的经济发展状况必然会影响到另外一个经济体,进而会对该经济体上市公司的经营状况产生影响,跨国投资者会据此调整投资组合,最终体现为股市之间存在联动性。但 King and Wadhvani(1990)指出经济基本面无法解释 1987 年美国股市的大崩盘以及随后的全球股市暴跌,进而提出市场传染的观点,即在经济基本面没有发生变化的情况下,仅仅一个市场的价格变化本身就能对另外一个市场产生影响,尤其是当发生较大幅度的变化时。King *et al.* (1994)进一步从经济增长率、通货膨胀率等 10 个宏观经济指标中提取出 4 个宏观因子代表经济基本面因素,同时引入 2 个不可观测因子来代表投资者行为、情绪等因素,建立多因子定价模型并通过各因子对收益率相关系数的影响来分析股市间的波动溢出性,结果表明不可观测因子起主要作用,而经济基本面只能解释很小的一部分。在方法方面,针对波动溢出的衡量方法不断创新,从不同的角度提出了许多经济计量方法。例如,Hamano *et al.* (1990)在研究美国、英国和日本股市间的波动溢出关系时采用了两步法,首先分别估计各市场的单变量 GARCH 模型并提取模型估计的残差,然后将残差平方作为该市场波动性的度量指标放入其他市场的 GARCH 模型中,通过估计系数的显著性来判断是否存在波动溢出效应;Cheung and Ng(1996)基于格兰杰因果性的概念,即一个市场过去冲击对另一个市场当前波动的影响,提出了基于单变量 GARCH 模型标准化残差的样本交叉相关函数(CCF)的自相关检验;Eun and Shim(1989)、Soydemir(2000)等基于波动率代理变量(如平方收益率、已实现波动率、极差波动率和波动率指数等)构建 VAR 模型,通过 VAR 模型及其脉冲响应分析来考察不同市场间的波动溢出关系,特别是 Diebold and Yilmaz(2009)基于 VAR 模型的方差分解进一步直接构造了波动溢出指数,并可以计算不同市场的净溢出和净溢入效应;Hassan and Malik(2007)、Hafner and Herwartz(2008)、Malik and Ewing(2009)、Arouri *et al.* (2011)、赵华(2007)、严武和金涛(2010)、董秀良和曹凤岐(2009)等则主要基于多元波动率模型(如多元 GARCH、多元 SV),采用方差因果性检验或方差脉冲响应分析来研究波动溢出问题。以上各种衡量方法主要适用于从全样本视角描述和检验市场间溢出效应或传导机制,无法刻画市场间波动溢出效应的时变特征,而且这些方法大多只能检验市场之间的两两溢出效应,无法得到所有市场波动的整体溢出效应,以及各市场在所有市场波动中的净溢出和净溢入效应。

随着世界经济形势的不断变化以及全球金融市场结构的变迁,金融市场的波动溢出效应在漫长的历史进程中不可能是一成不变的,而应该呈现随时间变化的特征。为刻画这种时变的金融市场波动溢出效应,目前一般的做法就是采用滚窗(rolling window)VAR 方法,即在固定时窗的样本下,利用常系数 VAR 模型建模并估计该样本内的对应参数,然后实施金融市场间波动的影响

分析。在此基础上, Diebold and Yilmaz(2009, 2012, 2014)采用滚窗 VAR 方法和方差分解实现了对波动溢出指数的时变估计, 既可以得到所有金融市场的时变总溢出效应, 也可以探讨不同市场间的时变净溢出、净溢入效应。近年来, 大量研究采用类似 Diebold 和 Yilmaz 的滚窗方法展开了不同国家金融市场以及同一国家不同市场间的时变波动溢出效应或信息溢出效应研究。例如, Zhou *et al.* (2012)采用 1996—2009 年中国、美国、英国等 11 个股市的日指数研究了中国股市与主要股市之间的波动溢出效应; Lucey *et al.* (2014)研究了伦敦、纽约、东京和上海 4 个黄金市场之间的波动溢出效应; Batten *et al.* (2014)研究了黄金、白银、铂金及钯金 4 种贵金属之间的波动溢出效应; 梁琪等(2015)研究了 1994—2013 年间全球 17 个国家或地区的股票市场的关联性; Yarovaya *et al.* (2016)考察了欧洲、亚洲等 4 个区域 21 个股市间的波动溢出效应; Wang *et al.* (2016)、赵华和麻露(2016)、刘超等(2017)研究了中国金融市场间的波动溢出效应。特别是, Yang and Zhou(2017)提出了采用递归 VAR 方法考察市场间的溢出关系, 并基于 11 个金融市场的 VIX 数据研究了美国量化宽松与国际主要金融市场波动溢出效应的关系。虽然通过滚窗 VAR 方法可以计算时变的波动溢出指数, 但这种方法存在一定的局限性。第一, 滚窗估计严重依赖于窗宽的选择。如果窗宽过短, 样本内估计将不可靠, 异常值和突变值结果较多; 如果窗宽过长, 样本内估计较平滑, 将无法捕捉一些突发变化。第二, 滚窗 VAR 方法必然损失初始窗口的样本, 最终得到的时变波动溢出效应将损失一个窗宽时长的样本。

基于以上考虑, 本文提出基于时变参数 VAR(TVP-VAR)模型来实时计算波动溢出指数。在 Primiceri(2005)、Nakajima(2011)等人的 TVP-VAR 模型基础上, 我们可以采用贝叶斯方法对所有时刻的参数进行估计, 然后结合已估参数和 Diebold and Yilmaz(2009; 2012)的波动溢出指数构建方法来计算时变的波动溢出指数。基于该方法, 本文对美国、英国、法国、德国、日本、澳大利亚、中国内地和中国香港等 8 个国际股市间时变波动溢出效应进行了估计, 并进一步探讨了影响时变波动溢出效应的一些因素。

本文余下部分安排如下: 第二部分介绍数据并描述国际股市的走势和波动率的时变特征; 第三部分介绍时变波动溢出指数的构建方法; 第四部分计算国际股市的波动溢出指数并结合一些重要的经济事件对结果进行分析; 第五部分利用一些宏观经济指标和金融指标对国际股市的波动溢出效应进行影响因素分析; 第六部分是本文的主要结论。

二、国际股市走势及其波动性

本文选择 8 个比较有代表性的股市指数作为研究对象, 包括美国(US)的 SP500 指数、英国(UK)的 FTSE100 指数、法国(FRA)的 CAC40 指数、德国(GER)的 DAX 指数、日本(JPN)的日经 225 指数、澳大利亚(AUS)的 SP200

指数、中国内地(CN)的上证综合指数和中国香港(HK)的恒生指数。考虑到不同市场存在交易时间不一致的问题,我们采用周数据进行分析,每个指数有周最高(H)、周最低(L)、周开盘(O)和周收盘(C),时间跨度从1993年1月8日到2016年的12月30日,共1211个时间序列样本,数据来源于Wind数据库。

(一) 各股市走势

从各股市的价格指数走势图(图1)来看,美国、英国、法国和德国4个国家的股市走势具有很大的相似性,均经历了1993—1999年、2003—2007年、2009—2016年3个持续上涨阶段和2001—2002年、2007—2008年2个剧烈下降阶段,呈现出“牛长熊短”的周期性特征。其中,美国股市的短期波动比英国、法国和德国3国股市要小。这4个国家的股市发展相对比较发达,在全球股市中占有重要地位,它们的共同走势基本上反映了全球股市的历史走势特征。相较而言,中国香港、日本、澳大利亚、中国内地这4个市场的走势则与美国、英国等4个市场的走势并不一致,并且具有各自的特点。例如,在1997年7月—1999年1月亚洲金融危机期间,同处亚洲的中国香港和日本股市出现了大幅下跌,而其他股市受到的影响则相对较小;在1999年6月—2000年10月美国互联网泡沫危机期间,美国、英国等6个市场均出现了较大幅度的下跌,而澳大利亚和中国内地股市则几乎不受影响;在2007年1月—2008年1月美国次贷危机爆发时,8个股市无一例外地同时出现了大幅下跌,反映了美国次贷危机对全球市场影响之深。

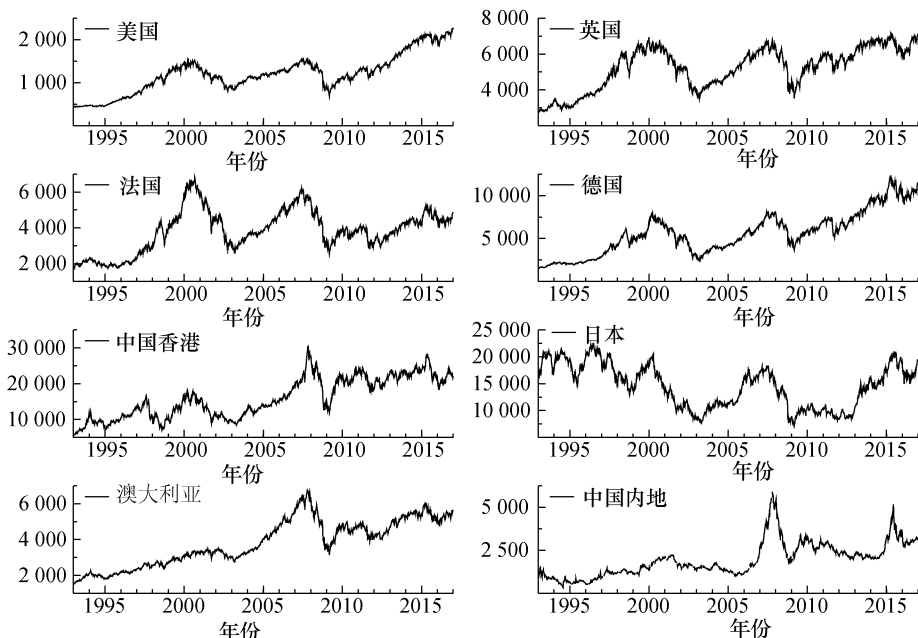


图1 各国股市指数时间序列

(二) 各股市波动率测算

参考 Garman and Klass(1980)的研究, 本文利用周最高价(H)、周最低价(L)、周开盘价(O)和周收盘价(C)计算每周的极差波动率(range volatility, RV), 计算公式如下¹:

$$RV_t = 0.511(H_t - L_t)^2 - 0.019[(C_t - O_t)(H_t + L_t - 2O_t) - 2(H_t - O_t)(L_t - O_t)] - 0.383(C_t - O_t)^2. \quad (1)$$

进一步, 利用公式 $\hat{\sigma}_t = 100 \times \sqrt{52 \times RV_t}$ 将周极差波动率(RV_t)转换成百分比的周年化波动率(简称“波动率”), 用以反映每个时点的股市波动性。图2给出了各股票市场周波动率的时间序列图。

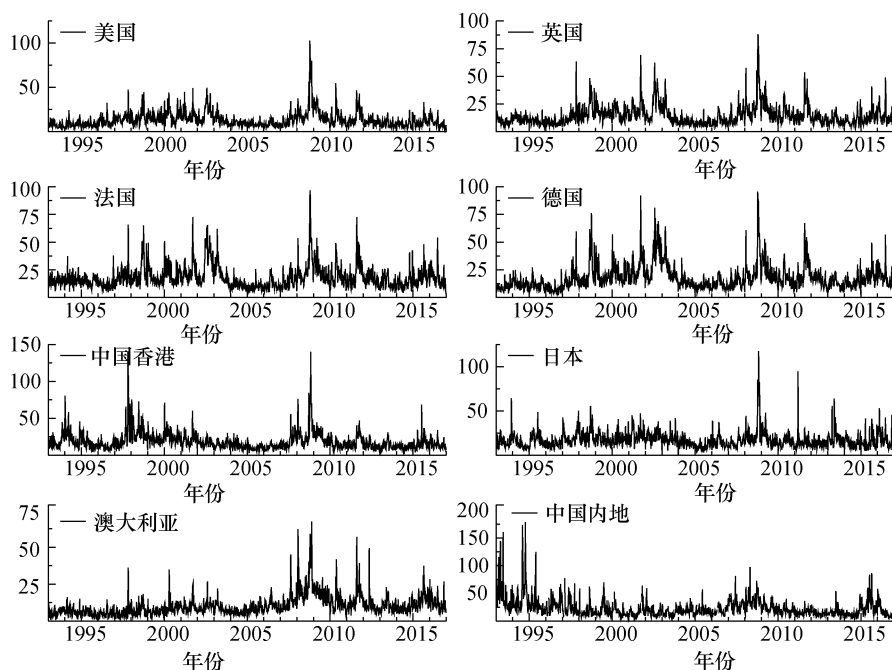


图2 各国股市的波动率($\hat{\sigma}_t$)

考虑到波动率为描述数据的二阶矩, 明显不服从正态分布。为保证数据更接近于正态分布以及降低异常值的影响, 我们将原始极差波动率取对数后再用于计量建模和波动溢出指数的计算(简称“对数波动率”)。表1给出了对数波动率的描述统计量及单位根检验结果。ADF检验结果表明, 所有股市的对数极差波动率都是平稳序列, 可直接用于实证分析。偏度、峰度以及JB检验结果显示, 变换后的数据仍然具有一定的“尖峰厚尾”特性, 即在建模分析中有

¹ 在实际计算中, 是先将各指数取自然对数后再代入公式计算。简洁起见, 公式中略去了对数符号。

必要考虑条件异方差性。

表 1 对数波动率的描述统计量和单位根检验

统计量	美国	英国	法国	德国	中国香港	日本	澳大利亚	中国内地
样本量	1 211	1 211	1 211	1 211	1 211	1 211	1 211	1 211
均值	2.43	2.51	2.77	2.74	2.77	2.74	2.14	2.95
中位数	2.39	2.49	2.77	2.71	2.74	2.73	2.14	2.91
最大值	4.63	4.47	4.57	4.56	4.94	4.77	4.21	5.19
最小值	0.43	1.08	1.36	0.94	1.31	1.14	-0.93	0.78
标准差	0.55	0.53	0.50	0.56	0.53	0.47	0.62	0.60
偏度	0.32	0.34	0.26	0.23	0.44	0.22	-0.17	0.36
峰度	3.34	3.17	3.25	3.29	3.49	3.66	4.14	3.44
JB 检验	26.8***	25.2***	17.0***	16.2***	50.8***	31.2***	72.1***	36.4***
ADF 检验 ²	-6.81***	-6.69***	-6.96***	-6.14***	-6.51***	-11.0***	-4.97***	-7.82***

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著。

(三) 国际股市的时变波动特征

从表 1 可以看到,无论是从均值还是从中位数来看,澳大利亚股市波动性最小,其次是美国和英国,中国内地、中国香港、法国等股市波动性较大。其中,中国内地股市波动最为剧烈,尤其是在 1996 年 12 月设置 10% 涨跌停板之前。从波动率序列图(图 2)来看,美国、英国、法国和德国 4 个国家的股市波动特征非常相似,中国香港、日本、澳大利亚、中国内地这 4 个市场的波动特征则各不相同,这与由股指走势图得出的结论是一致的。反映出美国、英国、法国和德国这 4 个股市的联动性比较强,而其他 4 个市场的联动性则相对较弱。

分析图 2 还可以发现,各股市的波动率在不同时期是不一样的,存在着明显的波动聚类现象。在亚洲金融危机、美国互联网泡沫破灭等危机爆发期间,均出现了波动率急剧增大的现象,并且具有很明显的联动性。但仔细观察,这几次危机爆发期间国际股市的波动特征又并不完全一致。例如,在亚洲金融危机爆发时,中国香港、英国、法国、德国这 4 个市场的波动率增加比较明显,而其他几个市场的波动率只是小幅增大;美国互联网泡沫破灭时,美国、英国、法国、德国这 4 个股市的波动率增加比较显著,而其他几个市场的波动率增加不明显;而在美国次贷危机爆发时,全部 8 个市场均出现了波动率急剧增大的现象。由此可知,全球股市的波动性及波动溢出效应具有时变性,下文将借助计量方法对其展开研究。

² 如图 2 所示,对数波动率不存在明显的趋势,故我们采取了仅含截距项的 ADF 检验形式,滞后阶数依据 AIC 和 BIC 信息准则自动选取。

三、计量模型及时变波动溢出指数构建

(一) TVP-VAR 模型

时变参数 VAR(TVP-VAR)模型最早由 Cogley and Sargent(2001)提出,他们用 TVP-VAR 模型研究了美国第二次世界大战后通货膨胀率与失业率之间的动态关系,得到了比传统 VAR 模型更好的预测结果。在 Cogley and Sargent(2001)中,只考虑了 VAR 系数的时变性,而冲击则设定为不变的。但是在经济危机期间,经济的波动性明显变大。基于这一经济事实, Cogley and Sargent(2005)在变量间同期相关关系不变的假定下,研究了具有时变系数和时变方差的 TVP-VAR 模型。Primiceri(2005)则又在 Cogley and Sargent(2005)的基础上,进一步放松了变量间同期相关关系不变的假定,将模型扩展为系数、方差和协方差均随时间变动的完全意义上的 TVP-VAR 模型,并利用贝叶斯方法实现了该模型的马尔科夫链蒙特卡罗(MCMC)估计。自此之后,较多文献在 Primiceri(2005)的基础上进行实证研究,如 Nakajima(2011)、牟敦果和林伯强(2012)、陈创练等(2016)等。

参考 Primiceri(2005)、Nakajima(2011)等研究,本文设定简化式 TVP-VAR 模型为:

$$y_t = \Phi_{0,t} + \Phi_{1,t}y_{t-1} + \Phi_{2,t}y_{t-2} + \cdots + \Phi_{p,t}y_{t-p} + \epsilon_t, \quad (2)$$

其中, $t=p+1, p+2, \cdots, t, p$ 是滞后阶数, t 为样本长度, y_t 是 $N \times 1$ 维观测向量, $\Phi_{0,t}$ 为 $N \times 1$ 维截距向量, $\Phi_{1,t}, \Phi_{2,t}, \cdots, \Phi_{p,t}$ 都是 $N \times N$ 维的时变滞后系数矩阵, ϵ_t 为方差可变的随机扰动项。令 $\Phi_t = [\Phi_{0,t}, \Phi_{1,t}, \Phi_{2,t}, \cdots, \Phi_{p,t}]$, 将矩阵 Φ_t 的元素进行列堆积, 于是有 $\beta_t = \text{vecr}(\Phi_t')$, 其中 $\text{vecr}(\cdot)$ 为列堆积算子, β_t 为 $(N^2 p + N) \times 1$ 维系数向量。假设 β_t 服从随机游走过程:

$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_t, \quad (3)$$

其中, 扰动项 v_t 为独立同分布的高斯白噪声, 且有 $v_t \sim N(0, \Sigma_\beta)$, Σ_β 为非时变对角矩阵。记 I_{t-1} 为第 $t-1$ 期的可观测信息, 且有 $\epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \Sigma_t)$, Σ_t 为时变的条件协方差矩阵。将 Σ_t 重新参数化, 得到 $\Sigma_t = C_t^{-1} D_t (C_t^{-1})'$, 其中 C_t 为对角元素等于 1 的下三角矩阵, D_t 为对角阵。将 C_t 的非对角元素拉直得到 $[N(N-1)/2] \times 1$ 维系数向量 α_t , D_t 的对角元素拉直得到 $N \times 1$ 维方差向量 σ_t^2 , 记 $h_t = \ln \sigma_t^2$, 假设 α_t 和 h_t 均服从随机游走过程:

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t, \quad h_t = h_{t-1} + \xi_t, \quad (4)$$

其中, 扰动项 ζ_t 和 ξ_t 为独立同分布的高斯白噪声, 且有 $\zeta_t \sim N(0, \Sigma_\alpha)$ 和 $\xi_t \sim N(0, \Sigma_h)$, Σ_α 和 Σ_h 均为非时变对角矩阵。假设扰动项 v_t 、 ζ_t 和 ξ_t 相互独立, 且

均与 ϵ_t 不存在相关性。

以上所设定的 TVP-VAR 模型可视为一个线性非高斯状态空间模型, 参数估计可借助 MCMC 方法实现。其基本思想是将时变参数视为不可观测的状态向量, 利用 MCMC 算法迭代抽取状态向量的随机样本, 通过这些随机样本模拟出时变参数的条件后验分布, 并据此实现相关参数的统计推断, 同时也可对未知超参数进行贝叶斯更新。为确保 MCMC 估计的相对有效性, 一般舍弃前面部分“预烧”(burn-in)抽样, 利用余下的抽样值进行计算。关于 TVP-VAR 模型的具体抽样方式, 可参见 Primiceri(2005)和 Nakajima(2011)的详细介绍。

在上面的 TVP-VAR 模型中, 时变参数均设定为随机游走过程, 而非更一般化的自回归(AR)过程。对此, Primiceri(2005)指出有主要两点优势: 第一, 可以过滤掉噪声的干扰, 将焦点集中于时变参数的持久性成分, 便于判断估计结果的整体趋势; 第二, 减少待估参数个数, 可以提高估计结果的精度。此外, 我们认为, VAR 模型本身就是一个过度参数化的模型, 待估参数个数非常多, 在样本量有限的情况下, 极有可能出现“维数灾难”。而 TVP-VAR 模型是对传统 VAR 模型的直接扩展, 其本身也无法避免过度参数化的问题, 若将时变参数设定为 AR 过程, 需要估计的参数将大大增加, 必然会加剧过度参数化的程度。

(二) 时变波动溢出指数构建

在以上 TVP-VAR 模型的每一次 MCMC 抽样中, 我们都可以得到时变参数 β_t 、 α_t 和 h_t 的随机样本, 基于这些时变参数的后验均值, 便可进一步计算每个时点的波动溢出指数。具体来讲, 我们按如下两个步骤来实现时变波动溢出指数的估算:

第一步: 计算时变的方差分解矩阵。首先要选择脉冲响应函数的计算方式。通常方差分解计算过程需要利用 Cholesky 分解获得正交化的脉冲响应函数, 然后基于正交化脉冲响应计算方差分解, 但据此计算的方差分解结果会受变量顺序的影响。对此, 一种处理办法是计算所有可能的排序, 然后将所有顺序下的结果取平均值作为最终的方差分解结果。Diebold and Yilmaz(2009)用的正是这一种办法。这种处理办法比较直接, 但当变量比较多时计算量非常大; 另一种处理办法则是直接利用 Persaran and Shin(1998)的广义脉冲响应函数来计算广义方差分解矩阵, 其优势是计算过程无需进行 Cholesky 分解, 从而能有效克服变量顺序的影响, 并且计算较为快捷。Diebold and Yilmaz(2012)采取的正是这一处理办法。出于运算速度的考虑, 本文选择后一种方法计算时变的方差分解矩阵。

将 TVP-VAR 模型的后验估计系数 $\hat{\beta}_t$ 重新排列得到系数矩阵 $\hat{\Phi}_{1,t}$, $\hat{\Phi}_{2,t}$,

$\dots, \hat{\Phi}_{p,t}$, 利用递推关系式

$$A_{h,t} = \hat{\Phi}_{1,t}A_{h-1,t} + \hat{\Phi}_{2,t}A_{h-2,t} + \dots + \hat{\Phi}_{p,t}A_{h-p,t},$$

可计算出对应 TVP-VMA(∞)模型的系数矩阵 $A_{h,t}$ 。考虑 H 步向前预测, 可相应地计算出 H 个系数矩阵 $A_{0,t}, A_{1,t}, A_{2,t}, \dots, A_{H-1,t}$ 。进一步地, 将 TVP-VAR 的后验估计系数 $\hat{\alpha}_t$ 重新排列成下三角矩阵 $\hat{C}_t$, 将随机波动率的估计结果 $\hat{h}_t$ 取平均得到 $\bar{h}$, 计算 $\hat{\sigma}^2 = \text{exh}(\bar{h})$ 并将其重新排列得到对角阵 $\hat{D}$, 扰动项 ϵ_t 的条件协方差矩阵估计值由 $\hat{\Sigma}_t = \hat{C}_t^{-1} \hat{D} (\hat{C}_t^{-1})'$ 计算得到。³ 基于 Persaran and Shin(1998)的广义脉冲函数可得到 $N \times N$ 维广义方差分解矩阵 Θ_t , 矩阵中的每个元素可由下面的公式计算得到:

$$\theta_{ij,t}(H) = \hat{\sigma}_{jj,t}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \hat{A}_{h,t} \hat{\Sigma}_t e_j)^2 \left/ \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \hat{A}_{h,t}) \hat{\Sigma}_t \hat{A}_{h,t}' e_i \right), \quad (5)$$

其中, $\theta_{ij,t}(H)$ 为 Θ_t 中第 i 行 j 列的元素, 表示第 i 个变量的总预测方差中来自第 j 个变量的比例; $\hat{\sigma}_{jj,t}$ 是 $\hat{\Sigma}_t$ 的第 j 个对角元素, 表示第 j 个扰动项的方差⁴; e_i 和 e_j 分别表示单位阵的第 i 个和第 j 个列向量, 起到选择向量的作用。直接根据式(5)计算得到的广义方差分解矩阵 Θ_t 往往不满足行和等于 1, 为了与传统方差分解的经济含义相符, 一般是将 Θ_t 再按行标准化, 从而得到变换后的广义方差分解矩阵 $\tilde{\Theta}_t$, 矩阵元素的计算公式为:

$$\tilde{\theta}_{ij,t}(H) = \theta_{ij,t}(H) \left/ \sum_{j=1}^N \theta_{ij,t}(H) \right), \quad (6)$$

第二步: 基于变换后的时变广义方差分解矩阵 $\tilde{\Theta}_t$ 计算各种时变的波动溢出指数。

(a) 总溢出指数(total spillovers): 将广义方差矩阵 $\tilde{\Theta}_t$ 的所有非对角元素求和, 然后除以变量个数得到, 用来度量所有市场的总溢出效应。计算公式为:

$$SP_t(H) = \frac{1}{N} \sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij,t}(H) \times 100. \quad (7)$$

(b) 有向溢出指数(directional spillovers): 反映某个市场与其他所有市场的溢出关系, 包括溢出指数、溢入指数以及净溢出指数。其中, “溢出指数”表示第 i 个市场对其他所有市场的总溢出作用, 记为 $TSP_{i,t}(H)$; “溢入指数”表

³ 这一处理可以克服方差变化对估计结果的影响, 使得不同时期的波动溢出效应更具可比性。

⁴ Diebold and Yilmaz(2012)以及基于该文献的国内研究(如赵华和麻露, 2016; 刘超等, 2017)采用的是标准差, 但与 Persaran and Shin(1998)的原始公式并不相符, 估计结果可能存在一定偏差。

示第 i 个市场受到其他所有市场的总溢出作用, 记为 $FSP_{i,t}(H)$; 溢出指数减去溢入指数可得到“净溢出指数”, 表示第 i 个市场对其他所有市场的净溢出作用, 记为 $NSP_{i,t}(H)$ 。其中, 溢出指数和溢入指数的计算公式分别为:

$$TSP_{i,t}(H) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ji,t}(H) \times 100, \quad FSP_{i,t}(H) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij,t}(H) \times 100. \quad (8)$$

四、估计结果

(一) 基于常系数模型的估计结果

参照 Diebold and Yilmaz(2009; 2012)的研究, 我们首先基于常系数 VAR 模型计算 8 个国际股市的各种波动溢出指数, 包括所有市场的总溢出指数、单个市场的溢出、溢入及净溢出指数。在实际计算中, 还需要确定 VAR 模型的滞后阶数 p 和方差分解期数 H 。滞后阶数可直接依据 AIC 和 BIC 信息准则确定为 $p=2$ 。为了确定合适的方差分解期数, 我们计算了 H 取 1—32 的所有总波动溢出指数。结果显示, 随着 H 的增加总波动溢出指数随之变大, 但当 H 增加到 16 时总波动溢出指数接近最大值⁵, 其后继续增加 H 对总波动溢出指数几乎没有影响。为此, 本文最终将方差分解期数 H 设定为 16。

基于上述设定, 可计算得到各种波动溢出指数(见表 2)。结果显示, 8 个国际股市间的总波动溢出指数为 54.50%。其中, 美国、英国、法国、德国这 4 个国家的股市对外溢出作用较大, 并且均呈现出净溢出作用; 而中国香港、日本、澳大利亚、中国内地这 4 个股市的对外溢出作用则相对较小, 特别是中国内地股市对外几乎没有溢出作用。此外, 表 2 也显示, 英国股市和德国股市的对外溢出作用大于美国股市, 这与通常的认知存在一定出入。我们认为, 这与常系数 VAR 模型没有纳入系数变化以及数据本身的条件异方差性有关, 可能对噪声进行了过度拟合, 所得结果存在一定偏差。⁶

表 2 波动溢出指数的计算结果

股市	溢出指数	溢入指数	净溢出指数
美国	71.29	65.13	6.158
英国	99.04	68.99	30.39
法国	78.98	69.89	9.087

⁵ 由于总溢出指数与总溢入指数必然相等, 则此时总波动溢入指数也接近最大值。

⁶ 基于后面 TVP-VAR 模型的估计结果, 笔者将所有时期进行平均发现美国股市的溢出指数是最大的, 从而验证了本处的判断。为节省篇幅起见, 未报告具体计算结果。

(续表)

股市	溢出指数	溢入指数	净溢出指数
德国	91.14	66.58	24.56
中国香港	44.62	52.07	-7.456
日本	19.62	52.64	-33.02
澳大利亚	28.58	50.93	-22.36
中国内地	2.74	9.74	-7.010
总溢出指数	54.50	—	—

(二) 基于滚窗方法的估计结果

由于全球金融市场经历过亚洲金融危机、美国互联网泡沫破灭以及美国次贷危机等一些重大事件，在危机爆发期间，全球股市的波动性以及联动性明显不同于其他时期。而且，随着全球化和经济一体化的不断深入，世界各经济体之间的关联性不断加强，各股市间的波动溢出效应理应也会随之加强，而基于常系数 VAR 模型的全样本分析并不能刻画出这种时变的波动溢出效应。对此，Diebold and Yilmaz(2009)及后续文献均是采取滚窗 VAR 方法实现时变波动溢出指数的计算。其基本思想是通过固定样本窗宽，在窗口内估计常系数 VAR 模型并计算相应的波动溢出指数，然后逐期移动窗口，依次估计不同窗口下的常系数 VAR 模型和波动溢出指数。

为便于对比，本文利用 Diebold and Yilmaz(2009)的滚窗 VAR 方法计算时变总波动溢出指数。考虑到滚窗方法对窗宽长度具有依赖性，我们分别选取了 50 周、100 周、150 周和 200 周作为窗宽长度，其结果分别以 RW-50、RW-100、RW-150 和 RW-200 表示(见图 3)。可以发现，四种不同窗宽下的总波动溢出指数均随时间不断变化，总体趋势大致相同，但是在细节上存在很大差异。当窗宽选择为 50 周时，总溢出指数的短期波动比较剧烈，时而跳跃上升，时而跳跃下降，趋势性不很明显。随着窗宽不断增加至 200 周时，短期波动性明显降低，估计结果的稳定性有所增强，整体变化趋势也变得较为明显。但结果也显示，滚窗 VAR 方法会“消耗”掉一些样本，即无法计算前面一段时期的结果。窗宽越长，这种消耗样本越多，并导致早期的时变特征无法分析。

滚窗 VAR 方法虽然具有简单易行的优势，但其本身还存在一定的内在缺陷。结合图 3 的估计结果以及该方法的特征，我们将其归纳为以下几点：第一，对窗宽选择有很强的依赖性，过小则估计结果不够有效，过大则无法反映出参数的时变性，而目前尚缺乏可靠的窗宽选择办法；第二，估计结果受异常值影响明显，当窗口包含或剔除一个异常值时会发生跳跃变化，而且异常值往往会主导窗口内的估计结果，弱化了其他观测值的信息价值；第三，有一个窗宽的估计结果无法获得，而且估计结果究竟是对应于窗口中的哪一个时点还存在分

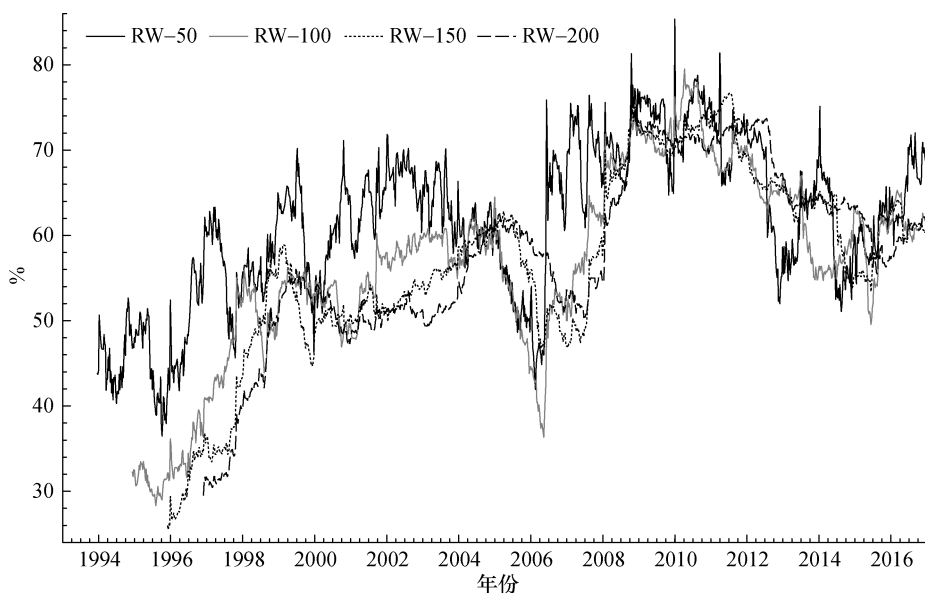


图 3 基于滚窗 VAR 模型的总波动溢出指数

歧。Diebold and Yilmaz (2009) 等均是对应于最后时点, 但 Giraitis *et al.* (2014) 是对应于中间时点, 具体哪一种更合适尚无可靠的理论分析; 第四, 在每一个窗口内仍然是基于同方差的常系数 VAR 模型, 而实际上窗口内的数据仍然可能存在结构变化或条件异方差性, 滚窗 VAR 方法极有可能对噪声也进行了拟合; 第五, 未对时变参数的变化模式进行明确设定, 则无法保证所有时点的滞后系数满足平稳性要求, 估计结果的统计性质无法把握。

(三) 基于 TVP-VAR 模型的估计结果

这部分基于前面所介绍的 TVP-VAR 模型及时变波动溢出指数的构建方法, 直接测算 8 个国际股市间的时变波动溢出效应。TVP-VAR 模型的滞后阶数及计算广义方差分解所采用的方差分解期数, 均与前面常系数 VAR 模型保持一致, 即设定 $p=2$ 和 $H=16$ 。此外, 时变参数初始值及状态方程中各扰动项方差的先验分布均参照 Nakajima (2011) 进行类似设定: 初始状态设定为 $\beta_0 \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0})$, $\alpha_0 \sim N(\mu_{\alpha_0}, \Sigma_{\alpha_0})$, $h_0 \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$, 其中 $u_{\beta_0} = u_{\alpha_0} = u_{h_0} = 0$, $\Sigma_{\beta_0} = \Sigma_{\alpha_0} = \Sigma_{h_0} = 10 \times I$; 各扰动项的方差均设定为 $(\Sigma_{\beta})_i \sim \text{IG}(40, 0.02)$, $(\Sigma_{\alpha})_i \sim \text{IG}(4, 0.02)$, $(\Sigma_{h})_i \sim \text{IG}(4, 0.02)$, 其中 $(\Sigma_{\beta})_i$ 、 $(\Sigma_{\alpha})_i$ 和 $(\Sigma_{h})_i$ 表示各矩阵的第 i 个对角元素, IG 表示逆 Gamma 分布。为保证后验分布的收敛性, 在运行 TVP-VAR 模型的 MCMC 算法时, 我们总共抽样了 11 000 次, 舍弃前面 1 000 次的“预烧”抽样, 利用后面 10 000 次的抽样进行计算。

基于MCMC抽样的后验均值和第三部分的计算方法,我们可以计算得到时变的总波动溢出指数(见图4)及单个市场的溢出、溢入和净溢出指数(见图5)。在图4中,我们进一步比较了TVP-VAR方法与滚窗VAR方法(以RW-100为例)的计算结果。可以发现,TVP-VAR方法不仅能得到与滚窗VAR方法类似的估计结果,而且克服了滚窗VAR方法在样本损失、窗宽选择、异常值影响等方面的局限性。更为重要的是,TVP-VAR方法同时纳入了时变截距项和随机波动(SV),可以避免估计结果受到波动率本身的趋势变化以及条件异方差性的影响,不同时期的估计结果更具可比性,因此在实际应用中更适合于研究时变的波动溢出效应。

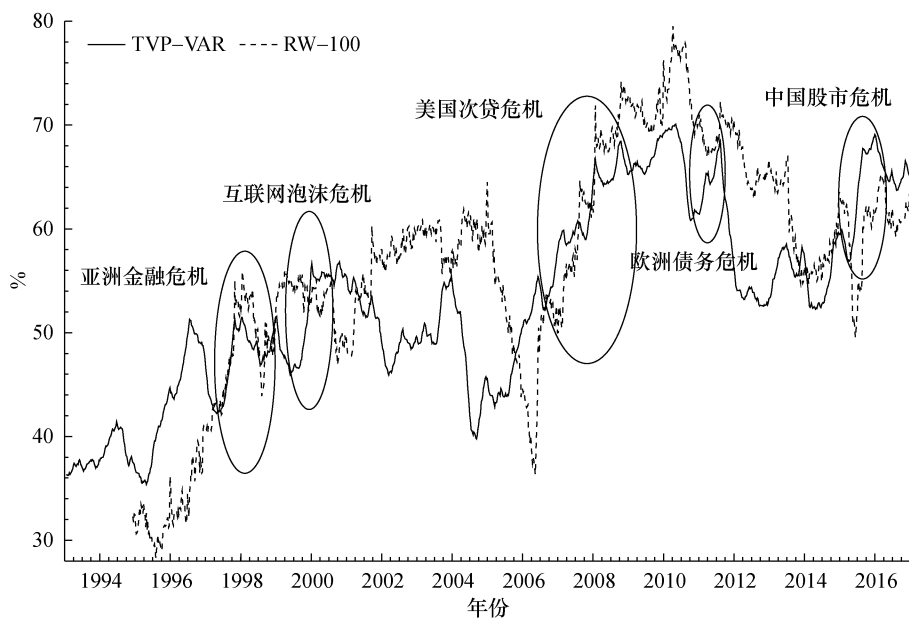


图4 基于TVP-VAR模型的总波动溢出指数

(四) 时变波动溢出效应分析

接下来,我们结合国际金融市场运行情况对前面所计算的时变波动溢出指数进行动态分析。从图4的总波动溢出指数来看,国际股市的总波动溢出效应基本上呈逐渐上升趋势。在1993年时所有股市的总波动溢出指数尚只有36%,至2016年年底已上升至64%。但在上升过程中还存在一定的周期性,这主要与此间发生的几次重大经济金融事件相关。

(1) 亚洲金融危机(1997年7月—1999年1月)。因遭受国际炒家的攻击,泰国于1997年7月宣布放弃固定汇率制,改为实行浮动汇率制,这导致泰铢出现迅速暴跌,随后危机进一步传导至中国香港、韩国和日本等亚洲国家和地区,亚洲金融危机全面爆发。结果显示,在该段时期总波动溢出指数从危机

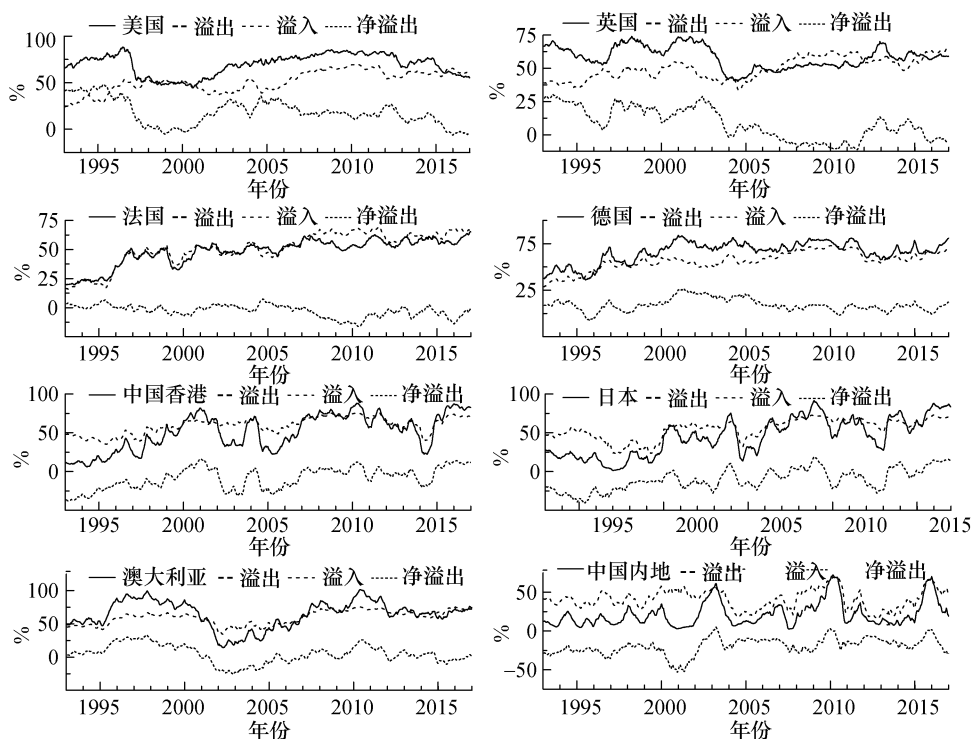


图 5 各股市的波动溢出、溢入和净溢出指数

前的 42% 上升至危机结束时的约 52%，上升了 10% 之多。从图 5 中各个股市的溢出、溢入和净溢出指数来看，地处亚洲的中国香港和日本股市受到的影响较大，危机后这两个股市的对外溢出指数迅速增加。并且，中国香港股市由此前的净溢入变为净溢出。此外，图 5 还显示，美国、澳大利亚、中国内地这三个股市的溢出作用反而在下降，这说明它们受到这次危机的影响相对有限。

(2) 互联网泡沫危机(1999 年 6 月—2000 年 10 月)。自 1995—2001 年间，受信息化浪潮的影响，欧美及亚洲多个股市均出现互联网相关企业股价快速上升的现象，但此时这些企业的实际盈利能力并未随之提升，即股价并未得到基本面的支撑，存在非常明显的泡沫成分。在 2000 年 3 月，美国互联网泡沫开始破灭，并迅速传导至其他发达国家，英国、法国等股市均出现急剧下跌(见图 1)。图 4 显示，总波动溢出指数从危机前的 46% 迅速攀升至 56%，上升了 10% 之多。特别地，图 5 的估计结果还显示，危机后美国股市的对外溢出指数和净溢出指数均出现迅速上升，这与美国作为本次危机的主要发源地有关。

(3) 美国次贷危机(2007 年 1 月—2008 年 1 月)。本次危机的爆发根源是

美国从2004年6月开始的加息周期(见表6),导致房地产泡沫破灭,各类次级贷款机构和投资基金公司相继倒闭,进而引发了全球性的金融风暴。图1和图2显示,这段时期全球各大股市均出现了剧烈波动,而且联动性非常强。图4显示,总波动溢出指数从危机前的59%上升到高点时的65%。并且,本次危机具有一个显著特征,即在危机全面爆发前很长一段时期,总波动溢出指数已经开始大幅上升(见表5),而且危机后仍然维持上升趋势,这与前两次危机明显不同。究其原因,前两次危机直接爆发于金融市场,具有一定的突发性,危机扩散非常迅速,相应地消退也较快;而美国的这次危机是经济基本面出现问题,然后才慢慢传导至金融市场。并且,本次危机还直接诱发了其后的欧洲债务危机(简称“欧债危机”)。

(4) 欧债危机(2011年1月—2011年8月)。即欧洲部分国家所爆发的主权债务危机,其本质原因是政府债务负担超过了自身的承受范围而引起的违约风险。早在2008年10月华尔街金融风暴初期,北欧的冰岛主权债务问题就已经浮出水面,而后中东国家也爆发了债务危机。但鉴于这些国家经济规模小,国际救助也较为及时,并未酿成全球性金融动荡。但在2009年12月,希腊的主权债务问题凸显,欧债危机开始引起广泛关注并对金融市场造成影响,这使得刚刚从美国次贷危机缓过劲来的全球股市重新陷入动荡。结果显示,总波动溢出指数在美国次贷危机后的下降过程中出现了大幅度的反弹,由2011年1月份的61%迅速上升至2011年8月份的68%。但整体上看,本次危机的持续期相对较短,总波动溢出指数的上升幅度也明显小于前几次危机。

(5) 中国股市危机(2015年6月—2015年8月)。自2014年下半年开始,中国股市在宽松货币政策的刺激下,由2014年6月份的不到2000点上升到2015年6月份的5178点,在一年时间里涨幅达150%之多,股市炒作之风极度盛行。其后,证监会出手干预,中国股市泡沫在2015年的6月份开始破灭。之后,中国股市开始陷入暴跌,多次出现“千股跌停”现象。图5显示,这段时期中国股市的对外溢出作用相比之前急剧增加。图4也显示,全球股市的总波动溢出指数也随之出现了迅速上升。这意味着,随着中国跃升为仅次于美国的第二大经济体,中国股市对全球金融市场已经具有一定的影响力。但整体上看,中国股市的对外溢出作用仍然有限,这与资本市场相对封闭有一定关系。

五、波动溢出效应的影响因素分析

股市波动溢出效应本质上是股市联动性的一种形式,对此主要有经济基础和市场传染两种分析视角。其中,基于经济基础视角的研究认为,国际股市间的联动性取决于不同经济体经济基本面之间的关联性,代表性文献有Solnik

(1974)、Stulz(1981)和 Adler and Dumas(1983)等;而基于市场传染视角的研究则认为,即使在经济基本面不发生变化的情况下,仅仅股市本身的波动也会引起股市间的联动,代表性文献有 King and Wadhwani(1990)、Hamao *et al.* (1990)和 King *et al.* (1994)等。基于此,本文分别基于经济基础及市场传染两种视角探讨时变波动溢出效应的影响因素。此外,我们还发现,国际股市波动溢出效应可能受美国的货币政策及其不确定性的影响,对此也一并进行分析。

(一) 经济基础视角

20 世纪 90 年代以来,以信息技术革命为中心的高新技术迅猛发展,加快了各国的技术交流和信息传递,使世界经济和金融市场越来越融为一体。尤其是世界贸易组织(WTO)的成立,促进了各国之间的贸易和投资,世界各国的经济联系和相互依赖程度日益提高。一般认为,这种经济全球化和金融一体化会加强不同股市间的联动性。另外,全球经济发展状况也可能会对股市间的波动溢出效应产生影响。当全球经济处于繁荣期时,总需求旺盛,各国之间的贸易会增多,上市公司的盈利状况较好,投资者对股市比较乐观,股票的系统性风险会下降。反之,当全球经济出现衰退时,失业率上升,社会总需求下降,上市公司盈利下降甚至出现亏损,股指往往会出现大幅下挫,在投资者悲观情绪的影响下,股市间的波动溢出效应可能会上升。

为得到更为可靠的分析结论,我们利用宏观经济指标进行验证。简单起见,本文从众多宏观经济指标中选取月度工业增加值和 CPI 这两个常用指标来反映各经济体的经济基本面。其中,工业增加值用来反映产出波动, CPI 用来反映物价波动,这两个指标基本上代表了一个经济体的整体发展状况。进一步地,为度量全球经济的整体发展状况,我们将各经济体的工业增加值同比增长率和 CPI 同比增长率用年度 GDP 数据加权得到平均工业增加值同比增长率(简称“经济增长率”)和 CPI 同比增长率(简称“通货膨胀率”)。同时,借鉴 King *et al.* (1994)的研究,我们利用滚窗方法计算各指标不同时点的平均相关系数⁷,用以反映不同经济体之间经济关联性的动态变化。计算结果如图 6(a)和图 6(b)所示。

⁷ 即滚动选取部分样本计算 5 个国家宏观指标的两两相关系数,并将每一期的所有两两相关系数取平均得到总的相关系数。在具体计算中,我们分别选择窗宽为 12、24、36 和 48 个月进行计算,发现整体趋势大致相同。简洁起见,只展示窗宽为 24 个月的计算结果。

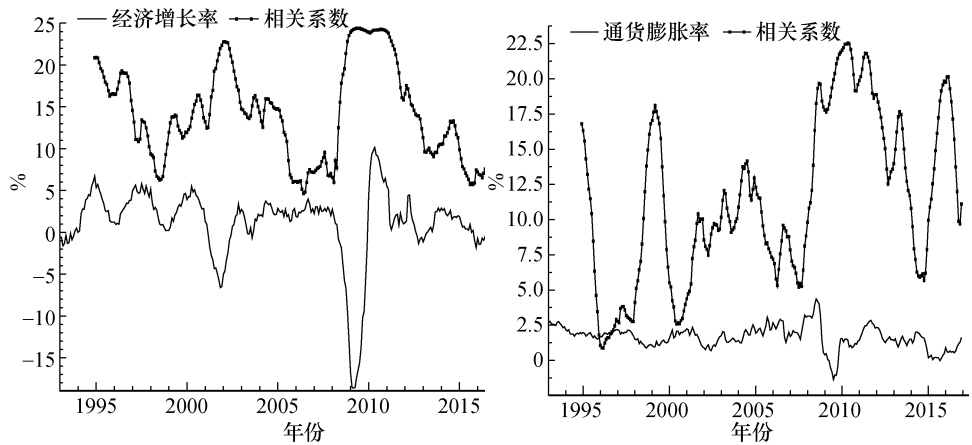


图 6(a) 经济增长率及滚窗相关系数

图 6(b) CPI 增长率及滚窗相关系数

资料来源：CEIC 全球经济数据库，且经季节调整后用于计算。

注：由于澳大利亚和中国香港只发布工业增加值季度数据，而中国内地自 2007 年后工业增加值的统计口径发生了改变，且中国内地经济发展阶段与其他几个国家和地区相差较大，不具有可比性。为了避免不必要的争议，本文只采用美国、英国、法国、德国和日本这 5 个国家的数据。数据区间为 1993 年 1 月至 2016 年 12 月。

如图 6 所示，不同经济体间的经济关联性呈现出周期性变化特征。在危机期间，经济关联性明显高于稳定时期，且与波动溢出指数的变化具有一定的同步性。特别地，在 2008 年美国次贷危机期间，经济增长和通货膨胀的相关系数均出现了大幅度的上升，同时期波动溢出指数也出现大幅提高。从表 3 的相关系数来看，经济增长相关性与波动溢出指数之间的相关系数显著为正，经济增长率和通货膨胀率与波动溢出指数显著负相关。这表明，经济基本面对波动溢出效应具有一定的解释作用。

表 3 波动溢出指数与各指标的相关系数

指标	经济增长相关性	通货膨胀相关性	经济增长率	通货膨胀率
Pearson 相关系数	0.44***	−0.01	−0.29***	−0.29***
	[0.00]	[0.82]	[0.00]	[0.00]
Spearman 等级相关系数	0.47***	0.07	−0.32***	−0.31***
	[0.00]	[0.29]	[0.00]	[0.00]

指标	平均波动率	美联储基金利率	美国 M2 增长率	美国 EPU 指数
Pearson 相关系数	0.43***	−0.50***	0.65***	0.45***
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
Spearman 等级相关系数	0.43***	−0.49***	0.51***	0.52***
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]

注：EPU 表示经济政策不确定指数(economic policy uncertainty index, EPU)，具体可见后文介绍；月度波动溢出指数利用周数据简单平均得到；方括号内的数值为对应统计量的 p 值；*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

(二) 市场传染视角

经济基础假说直接源于标准的金融理论,是理解金融市场关联性的基本视角,但在实证中并未得到广泛证实。例如,King *et al.* (1994)的实证结果显示,经济基本面只能解释股市关联性的很小部分,更多的是源于投资者行为及投资者情绪等不可观测变量;Connolly and Wang (2003)在分析美国、英国、日本 3 个股市的联动性时,发现经济基础并不能很好地解释股市间的联动性;李成等 (2010)在研究中国主要金融市场间的波动溢出效应时,也发现经济基本面不能提供很好的解释。因此,近期文献主要是基于市场传染视角解释金融市场间的波动溢出效应(如华仁海和刘庆富,2007;张瑞锋,2006;胡秋灵和马丽,2011;梁琪等,2015;刘超等,2017)。

King and Wadhwani (1990)较早提出了理解金融市场关联性的市场传染视角。他们发现,仅仅经济基本面不能解释 1987 年美国股市的大崩盘以及随后的全球股市暴跌,并构建了一个市场传染模型。基于该模型,他们论证了在经济基本面没有发生变化的情况下,仅仅一个市场的价格变化本身就能对另外一个市场产生影响,尤其是当发生较大幅变化时。其基本逻辑是,在信息不完全的情况下,投资者能观察到价格变化但却无法获知导致价格变化的所有信息,故在实际投资决策时需要进行一定的主观推断。一旦股票价格发生大幅波动,投资者可能认为背后发生了经济基本面的重大变化,并相应地做出买入或卖出决策,这使得一个市场的价格波动哪怕是“偶然的错误”也会“传染”到另一个市场。

King and Wadhwani (1990)的市场传染模型很好地解释了不同股市间联动性的产生机理,并很快成为分析波动溢出效应的主要方法。根据 King and Wadhwani (1990)的原始模型,反映波动溢出效应的市场传染系数是波动率的递增函数。这意味着,若观察到波动率与波动溢出效应同向变化,则说明市场传染机制发生了作用。为此,我们基于所有 8 个股市的极差波动率,通过市值加权得到平均波动率序列以反映全球股市的整体波动性,并分析平均波动率与波动溢出指数之间的关系。图 7 给出了平均波动率(VOL)与总波动溢出指数(SP)的时间序列图。可以发现,两者基本上呈现同向变化,即高波动对应于高波动溢出效应。此外,表 3 也显示,两者之间的相关系数达到 0.43,且在 1%的水平下是显著的。进一步,表 4 给出了平均波动率与总波动溢出指数的 Granger 因果关系检验。结果显示,总波动溢出指数与波动率互为 Granger 原因。上述结果都与 King and Wadhwani (1990)的市场传染模型是一致的。这表明,市场传染机制是影响股市波动溢出效应的一个重要因素。

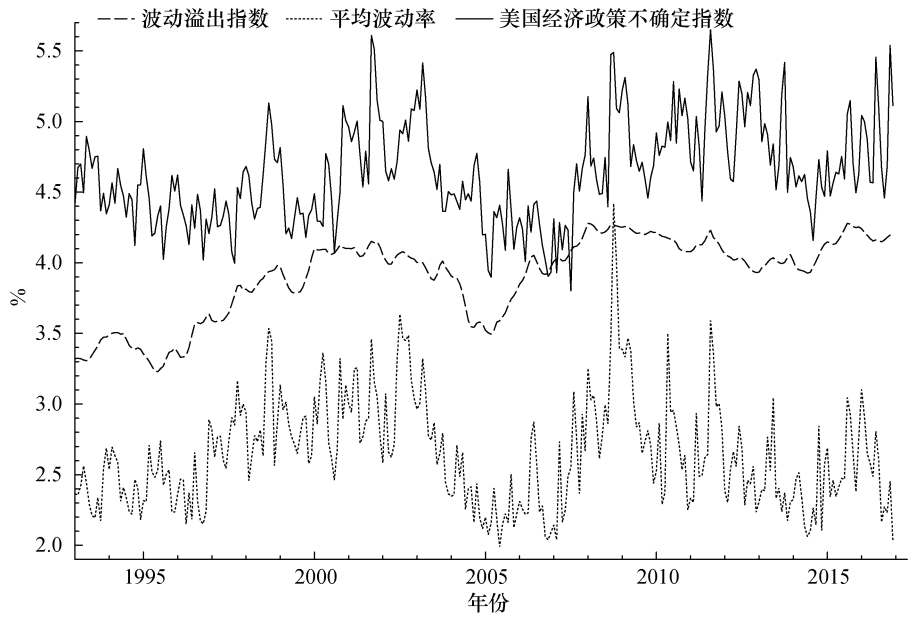


图 7 股市平均波动率、美国经济政策不确定性指数及波动溢出指数

注：为便于对比，图中各指标均取了自然对数。

表 4 Granger 因果关系检验结果

原假设 H_0	滞后期	样本量	F 值	p 值
SP 不是 VOL 的 Granger 原因	3 期	285	8.55***	0.00
VOL 不是 SP 的 Granger 原因	3 期	285	12.50***	0.00
SP 不是 EPU 的 Granger 原因	3 期	285	6.85***	0.00
EPU 不是 SP 的 Granger 原因	3 期	285	4.80***	0.00

注：滞后期根据 AIC 及 SC 准则确定，*、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

（三）美国货币政策的影响

美国作为全球最为重要的资本市场，每一次加息或降息都会引致国际资本的流入或流出。例如，在亚洲金融危机前，美国正处于一次降息周期，这使得国际资本从美国大量撤出。而此时，新加坡、泰国、马来西亚等亚洲国家作为新兴经济体，发展势头异常迅猛，不可避免地成了国际投机资本的流入地，直接推升了当地的资产价格泡沫，并诱发了其后的亚洲金融危机。表 5 显示，在亚洲金融危机正式爆发前，总波动溢出指数已经自 1995 年 6 月开始上升，到危机正式爆发时已经上升了 13% 之多。又比如，美国在次贷危机爆发前也经历了一次剧烈的加息周期，利率水平由 1% 大幅提高至 5.25%，直接刺破了房地产泡沫，并进而传导至股票市场，引发了全球金融市场的剧烈波动。表 5 的统计结果显示，在 2007 年美国危机爆发前，总波动溢出指数已经上升了 8%，比

危机正式爆发后上升的幅度还要大。正因为美国货币政策的巨大影响力,此后美国的量化宽松政策(QE)走向亦对全球股市的波动溢出效应产生较大冲击(见表5)。分析美国1993年以来的几次完整的加息或降息周期发现(如表6所示),几乎每一次美国货币政策的调整都伴随着国际股市波动溢出效应的大幅度变化,其中降息的影响尤为显著。

表 5 总溢出指数变化情况

区间	溢出指数(%)	变化(%)	事件
1995年6月—1997年6月	38—42	↑4	美国降息、亚洲金融危机前
1997年7月—1999年1月	42—52	↑10	亚洲金融危机爆发
1999年6月—2000年10月	46—56	↑10	美国加息、互联网泡沫破灭
2005年3月—2007年1月	43—59	↑16	美国加息、美国次贷危机前
2007年1月—2008年1月	59—65	↑6	美国次贷危机爆发
2011年1月—2011年8月	61—68	↑7	欧洲债务危机
2013年1月—2013年12月	53—58	↑5	美国开始缩减QE
2014年6月—2015年5月	52—58	↑6	美国宣布退出QE
2015年6月—2015年8月	60—65	↑5	中国内地股市危机

为对上述结果作进一步验证,我们选取美国联储基金利率和M2同比增长率来反映美国货币政策的松紧程度。根据表3的统计结果,美联储基金利率与波动溢出指数显著负相关,M2同比增长率与波动溢出指数显著正相关,表明宽松性货币政策会提升波动溢出效应。这一结果与Yang and Zhou(2017)研究是一致的。他们也发现,美国的量化宽松政策会提高美国市场对世界其他金融市场的波动溢出效应,其原因是美国宽松的流动性会推升资产价格,进而提高金融市场的系统性风险。Mackowiak(2007)的研究也表明,美国货币政策冲击会显著提升新兴经济体的波动性。其基本逻辑是,新兴经济体无论是在投资还是在贸易上,都对美国有很强的依赖性,当美国做出货币政策调整时,新兴经济体往往会受到较大冲击,股市的波动性会增大,在市场传染机制的作用下,国际股市的波动溢出效应会随之提升,亚洲金融危机就是这一影响机制的很好例证。

进一步地,我们利用Baker(2015)构建的美国经济政策不确定指数(EPU)来反映美国货币政策的稳定性。⁸该指数越大,表明政策不确定性越高。图7显示,美国经济政策不确定指数与波动溢出指数基本上是同向变化的,表3的相关系数和表4的Granger因果关系检验也证实,美国经济政策不确定指数与波动溢出指数存在很强的正向相关性。

⁸ 该指数的构建方法参考Baker(2015),具体数据可以从<http://www.policyuncertainty.com/>获取。

表 6 美国利率变化周期和波动溢出指数

区间	美国利率周期	利率水平 (%)	利率变化 (%)	溢出指数 (%)	指数变化 (%)
1994 年 2 月—1995 年 2 月	加息	3.25—6	↑ 2.75	38—36	↓ 2
1995 年 7 月—1998 年 11 月	降息	6—4.75	↓ 1.25	38—49	↑ 11
1999 年 6 月—2000 年 5 月	加息	4.75—6.5	↑ 1.75	46—56	↑ 10
2001 年 1 月—2003 年 6 月	降息	6.5—1	↓ 5.5	55—49	↓ 6
2004 年 6 月—2006 年 7 月	加息	1—5.25	↑ 4.25	46—54	↑ 8
2007 年 9 月—2008 年 12 月	降息	5.25—0.25	↓ 5.00	60—66	↑ 6

六、主要结论

股市间存在波动溢出效应，但不同时期波动溢出效应的强度是不一样的。一般来讲，当股市波动较为剧烈时，波动溢出效应比较显著；反之，当股市较为平稳时，波动溢出效应则不太明显。而要掌握波动溢出效应的变化特征以及探讨波动溢出效应的产生机制，首先有赖于对波动溢出效应大小的准确度量。有鉴于此，本文在 Diebold and Yilmaz(2009；2012)的基础上，提出基于时变参数 VAR 模型(TVP-VAR)来构建时变波动溢出指数，并以该方法对美国、英国、法国、德国、澳大利亚、日本、中国内地和中国香港等 8 个国际股市的时变波动溢出效应进行了测算和分析，同时对影响波动溢出效应的因素进行了探讨。本文的研究旨在为理解股市间的波动传导机制提供借鉴作用，并且为政府进行金融市场的有效监管提供参考。

本文的研究结论主要可概括如下三个方面：第一，基于 TVP-VAR 的方法与基于滚窗 VAR 的方法测算的总波动溢出指数大体上是一致的，但基于 TVP-VAR 的计算结果变化更为平缓，趋势更为清晰，基本上不存在跳跃的现象。而且，基于 TVP-VAR 的计算结果反应更为灵敏，能更为及时地捕捉到经济环境和经济结构的转变，对于波动溢出效应的未来走势有一定的预判作用。第二，基于时变波动溢出指数的测算结果显示，国际股市的总波动溢出指数整体呈上升趋势，从 1993 年的 36% 上升至 2016 年的 64%，但在上升过程中还存在一定的周期性，亚洲金融危机、互联网泡沫危机、美国次贷危机等金融震荡时期，股市间的波动溢出效应显著高于其他时期。第三，结合一些宏观经济指标对总波动溢出指数的影响因素进行分析发现，经济基本面和市场传染机制都对波动溢出效应具有较好的解释作用，并且波动溢出效应与波动率之间存在双向传导作用。此外，本文还发现，国际股市的总波动溢出效应与美国货币政策调整以及政策不确定性也存在一定的关联。

参 考 文 献

- [1] Adler, M., and B. Dumas, "International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis", *Journal of Finance*, 1983, 38(3), 925—984.
- [2] Aroui M., J. Jouini, and D. K. Nguyen, "Volatility Spillovers between Oil Prices and Stock Sector Returns: Implications for Portfolio Management", *Journal of International Money and Finance*, 2011, 30, 1387—1405.
- [3] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, "Measuring Economic Policy Uncertainty", National Bureau of Economic Research, (No. w21633), 2015.
- [4] Batten, J. A., C. Ciner, and B. M. Lucey, "Which Precious Metals Spill Over on Which, When and Why—Some Evidence", *Applied Economics Letters*, 2014, 22(6), 466—473.
- [5] Cheung, Y., and L. K. Ng, "A Causality-in-variance Test and its Application to Financial Market Prices", *Journal of Econometrics*, 1996, 33—48.
- [6] Cogley, T., and T. J. Sargent, "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U. S.", *Review of Economic Dynamics*, 2005, 8, 262—302.
- [7] Cogley, T., and T. J. Sargent, "Evolving Post-World War II U. S. Inflation Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual*, 2001, 16, 331—373.
- [8] Connolly, R. A., and F. A. Wang, "International Equity Market Co-movements: Economic Fundamentals or Contagion", *Pacific-basin Finance Journal*, 2003, 11(1), 23—43.
- [9] 陈创练、郑挺国、姚树洁, "时变参数泰勒规则及央行货币政策取向研究", 《经济研究》, 2016 年第 8 期, 第 43—56 页。
- [10] Diebold, F. X., and K. Yilmaz, "Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers", *International Journal of Forecasting*, 2012, 28 (1), 57—66.
- [11] Diebold, F. X., and K. Yilmaz, "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets", *The Economic Journal*, 2009, 119(534), 158—171.
- [12] Diebold, F. X., and K. Yilmaz, "On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms", *Journal of Econometrics*, 2014, 182 (1), 119—134.
- [13] 董秀良、曹凤岐, "国内外股市波动溢出效应—基于多元 GARCH 模型的实证研究", 《数理统计与管理》, 2009 年第 6 期, 第 1091—1099 页。
- [14] Eun, C. S., and S. Shim, "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1989, 24(02), 241—256.
- [15] Garman, M. B., and M. J. Klass, "On the Estimation of Security Price Volatilities from Historical Data", *The Journal of Business*, 1980, 53(1), 67—78.
- [16] Giraitis, L., G. Kapetanios, and T. Yates, "Inference on Stochastic Time-varying Coefficient Models", *Journal of Econometrics*, 2014, 179(1), 46—65.
- [17] Hafner, C. M., and H. Herwartz, "Structural Analysis of Portfolio Risk Using Beta Impulse Response Functions", *Statistica Neerlandica*, 2008, 52 (3), 336—355.
- [18] Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets", *Review of Financial Studies*, 1990, 3, 281—307.
- [19] Hassan, S. A., and F. Malik, "Multivariate GARCH Modeling of Sector Volatility Transmission", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2007, 47, 470—480.

- [20] 胡秋灵、马丽,“我国股票市场和债券市场波动溢出效应分析”,《金融研究》,2011年第10期,第198—206页。
- [21] 华仁海、刘庆富,“国内外期货市场之间的波动溢出效应研究”,《世界经济》,2007年第6期,第64—74页。
- [22] King, M., A. Sentana, and S. Wadhvani, “Volatility and Links between National Stock Markets”, *Econometrica*, 1994, 62, 901—933.
- [23] King, M. A., and S. Wadhvani, “Transmission of Volatility between Stock Markets”, *Review of Financial Studies*, 1990, 3, 5—33.
- [24] Lucey, B. M., F. A. Oconnor, and C. J. Larkin, “Gold Markets Around the World—Who Spills Over What, to Whom, When”, *Applied Economics Letters*, 2014, 21(13), 887—892.
- [25] 李成、马文涛、王彬,“我国金融市场间溢出效应研究—基于四元VAR—GARCH(1,1)-BEKK模型的分析”,《数量经济技术经济研究》,2010年第6期,第3—19页。
- [26] 梁琪、李政、郝项超,“中国股票市场国际化研究:基于信息溢出的视角”,《经济研究》,2015年第4期,第150—164页。
- [27] 刘超、徐君慧、周文文,“中国金融市场的风险溢出效应研究—基于溢出指数和复杂网络”,《系统工程理论与实践》,2017年第4期,第831—842页。
- [28] Mackowiak, B., “External Shocks, U. S. Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets”, *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(8), 2512—2520.
- [29] Malik, F., and B. T. Ewing, “Volatility Transmission between Oil Prices and Equity Sector Returns”, *International Review of Financial Analysis*, 2009, 18, 95—100.
- [30] 车敏果、林伯强,“中国经济增长、电力消费和煤炭价格相互影响的时变参数研究”,《金融研究》,2012年第6期,第42—53页。
- [31] Nakajima, J., “Time-varying Parameter VAR model with Stochastic Volatility: An Over-view of Methodology and Empirical Applications”, *Monetary and Economic Studies*, 2011, 29, 107—142.
- [32] Persaran, M. H., and Y. Shin, “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Economics Letters*, 1998, 58(1), 17—29.
- [33] Primiceri, G. E., “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”, *Review of Economic Studies*, 2005, 72(3), 821—852.
- [34] Solnik, B. H., “An Equilibrium Model of the International Capital Market”, *Journal of Economic Theory*, 1974, 8(4), 500—524.
- [35] Soydemir, G., “International Transmission Mechanism of Stock Market Movements: Evidence from Emerging Equity Markets”, *Journal of Forecasting*, 2000, 19(3), 149—176.
- [36] Stulz, R., “A Model of International Asset Pricing”, *Journal of Financial Economics*, 1981, 9(4), 383—406.
- [37] Wang, G., C. Xie, Z. Jiang, and H. E. Stanley, “Who are the Net Senders and Recipients of Volatility Spillovers in China’s Financial Markets”, *Finance Research Letters*, 2016, 255—262.
- [38] Yang, Z., and Y. Zhou, “Quantitative Easing and Volatility Spillovers across Countries and Asset Classes”, *Management Science*, 2017, 63(2), 333—354.
- [39] Yarovaya, L., J. Brzezczynski, and C. K. Lau, “Intra- and Inter-regional Return and Volatility Spillovers across Emerging and Developed Markets: Evidence from Stock Indices and Stock Index Futures”, *International Review of Financial Analysis*, 2016, 43, 96—114.
- [40] 严武、金涛,“我国股价和汇率的关联:基于VAR-MGARCH模型的研究”,《财贸经济》,2010年第2期,第19—24页。

- [41] Zhou, X., W. Zhang, and J. Zhang, "Volatility Spillovers between the Chinese and World Equity Markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, 2012, 20(2), 247—270.
- [42] 张兵、范致镇、李心丹, “中美股票市场的联动性研究”, 《经济研究》, 2010 年第 11 期, 第 141—151 页。
- [43] 张瑞峰, “金融市场协同波动溢出分析及实证研究”, 《数量经济与技术经济研究》, 2006 年第 10 期, 第 141—149 页。
- [44] 赵华, “人民币汇率与利率之间的价格和波动溢出效应研究”, 《金融研究》, 2007 年第 3 期, 第 41—49 页。
- [45] 赵华、麻露, “中国金融市场的时变信息溢出研究”, 《财贸研究》, 2016 年第 5 期, 第 19—29 页。

Volatility Spillovers across Stock Markets and Its Influencing Factors

TINGGUO ZHENG TANGYONG LIU*
(*Xiamen University*)

Abstract To measure the time-varying volatility spillover effect across financial markets, this paper proposes a new method based on the time-varying parameter vector autoregressive (TVP-VAR) model. In our empirical application, we estimate the time-varying volatility spillover effects across eight international stock markets from 1993 to 2016. The results show that volatility spillover effects of these stock markets tend to be up, and increase significantly during the financial crisis. Furthermore, we use some macroeconomic and financial indicators to analyze the causes of volatility spillover effects. It is found that economic fundamentals and market contagions are both important factors, and we found that the volatility spillover effects are also affected by the changes of US monetary policy and its uncertainties.

Key Words volatility spillovers, time-varying parameter, TVP-VAR Model

JEL Classification C32, E44, F36

* Corresponding Author: Tangyong Liu, Room A202, Economic Building, Xiamen University, Xiamen, 361005, China; Tel: 86-13194080145; E-mail: tyliu85@126.com