

国际金融市场波动溢出效应与动态相关性^①

何德旭¹ 苗文龙^{2,3}

(1. 中国社会科学院金融研究所; 2. 中国社会科学院数量经济与
技术经济研究所; 3. 中国人民银行西安分行)

【摘要】在 DCC-GARCH、DCC-EGARCH、DCC-TGARCH 方法下, 采用中、美、日、德、英等国家 1993 年 1 月至 2013 年 12 月的金融数据, 实证得出如下结论: 样本国市场利率和股指波动率呈现尖峰、肥尾、有偏的特征, 更为符合 t 分布。样本国市场利率波动表现出显著的溢出效应、杠杆效应和联动效应。样本国股指波动率对中国股指波动率的溢出效应趋于增强, 特别在美国金融危机后。样本国利率波动对中国股指波动率具有一定的溢出效应和杠杆效应, 但影响程度非常低。治理世界性金融风险, 各国当局应加强政策协调性, 合理进行风险分担。

关键词 金融市场 波动溢出 动态相关

中图分类号 F114.4 **文献标识码** A

引 言

美国金融危机、欧洲债务危机等金融风险在国家间的冲击与传染引起经济学家和政策制定者的极大关注。金融全球化和金融风险传染性, 令人们不得不思考国际金融市场波动的溢出效应和动态相关性。在 Illin 和 Liu (2003)、Hakkio 和 Keeton (2009)、Cardarelli 等 (2009) 系统性风险度量方法和预警指标体系的基础上, Frankel 和 Rose (1996) 提出 FR 概率模型, Nag 和 Mitra (1999) 借助人工神经网络 (Artificial Neural Network, ANN) 以及 Abiad (2007) 构建时变转移概率 (Time-varying Transition Probability) 的马尔科夫转换模型, 通过银行间相互敞口和交易数据建立网络, 根据银行间市场的网络形状模拟风险相互传染的情况, 从而测算每个银行网络中积累的风险 (IMF, 2009)。同时, 从金融市场的角度, Engle (1993) 提出动态条件相关 (Dynamic Conditional Correlation, DCC) GARCH 模型, Hamilton (1989) 提出状态转换 ARCH 模型 (SWARCH), 估算股票、债券市场波动的溢出效应。

同时, 多数文献主要以欧美股市为研究对象 (Eun 和 Shim, 1989; Koutmos 和 Booth, 1995; Fratzscher, 2002; Caramazza 等, 2004; Barberis 和 Casazza, 2005)。美国金融危机爆发后, 人们利用动态非线性方法将这一问题继续推进。Dimitris 等 (2011) 利用多变量转换机制高斯柯普拉模型 (MRSGM) 和非对称一般动态条件相关分析模型 (AG-DCC), 根

^① 本文获得国家社科基金重点项目“‘十三五’时期我国的金融安全战略研究”(15AJY017)、国家社科基金一般项目“区域风险、适度分权与地方金融体系改革研究”(14BJY192)、中国博士后科学基金第八批特别资助项目“金融风险、适度分权与地方金融体系发展研究”(2015T80173)的资助。感谢中国人民银行张掖中心支行周潮和西南科技大学经济管理学院严复雷的技术帮助。文章仅代表作者个人学术观点, 与所在单位无关。

据中、美、英、俄、印等国家 1995~2006 年的相关数据,在金融市场数据非线性条件下,检验各国金融风险传染效应。

随着经济开放和金融全球化发展,我国金融市场是否会受到国际金融风险溢出效应的影响,我国金融波动是否对其他国家也具有溢出效应呢?针对这些问题,朱宏泉等(2001)、石建勋和吴平(2008)、李晓广和张岩贵(2008)等进行了初步研究,结论表明我国股票市场逐渐受到国际冲击的影响。张兵等(2010)从“经济基础假说”和“市场传染假说”理论层面分析了股票市场联动的传导机制,然后以 2001 年 12 月 12 日到 2009 年 1 月 23 日上证指数与道琼斯指数的日交易数据为样本,分阶段检验了中美股市的联动特征,得出“中国股市与美国股市不存在长期的均衡关系,在 QDII 实施之后,美国股市对中国股市的开盘价和收盘价均有显著的引导作用,美国股市对中国股市的波动溢出呈现不断增强之势”。李红权等(2011)利用信息溢出检验体系实证比较得出,“美股处于主导地位,对港股、A 股市场具有金融传染效应;A 股市场不仅能够反映美股、港股等外围市场的重要信息,而且已具有影响外围市场的能力;A 股与美股、港股之间的互动关系体现在均值溢出、波动率溢出、极端风险溢出等多个层面”。

上述文献对证实国际金融市场间联动关系具有重要意义。同以往研究文献比较,本文力图从如下方面补充研究:一是同时考虑货币市场和资本市场的波动溢出效应,它们所对应的金融变量分别是同业拆借利率和股指波动率;利率作为宏观政策的主要指标,本文通过估算国际利率波动对本国股指波动的溢出效应,从而考证货币市场之间资本市场之间以及货币市场与资本市场之间的动态关系。二是在 t 分布假设下,分别选择 DCC-GARCH、DCC-EGARCH、DCC-TGARCH,比较国际金融波动溢出效应的显著性。Engle(2002)在 Bollerslev 提出 CCC-MGARCH 模型的基础上进行了更一般化的拓展,建立了 DCC-MGARCH 模型,实证国债市场波动的溢出效应。然而,现实中金融市场突然变化相同的幅度下,跌的情况比涨的情况对波动的影响要大些,标准 GARCH 模型假定波动率是过去信息项平方的线性组合,没有考虑正负信息项冲击的非对称性。Glosten 等(1993)为衡量金融市场波动率的非对称性,构建 DCC-TGARCH(Threshold GARCH)模型。DCC-MGARCH 和 DCC-TGARCH 模型要求条件方差大于零,方差方程的系数都需要进行限制。为解决这一问题,Nelson(1991)提出 DCC-EGARCH 模型,通过标准化残差建模,在分析杠杆效应的同时对方差方程系数不再限制。为准确验证国际金融波动溢出效应,本文同时在三种方法下进行检验估算。

一、理论分析

在同时考虑两国货币市场和资本市场时,其内在关联和溢出关系如图 1 所示。具体原理如下:

1. 货币市场的利率波动溢出效应

经济实力强大的国家,利率异常波动一般会给其他有经济往来的国家产生溢出效应,引起其他国家利率发生相应的利率波动。其原理主要包括:投资收益、经济预期、政策传染。

利率是货币市场投资收益高低的直接体现。在汇率比较稳定时,经济实力强大国家的利率提高,使其他国家的货币投资收益相对较低,资金必然从低利率国家流向高利率国家,迫使其他国家利率上升。同时,如果一国在较长时间内保持较高利率,证明该国的实体经济效益较高,因为利率来源于实体经济的利润,资金必然从低利率国家流向经济预期较好的高利

率国家。利率是货币政策的核心工具，经济强国的利率异常变动往往透露出该国政府的行为取向和政策导向的变化，这势必引起其他国家敏感反应和市场波动。因此，“在近两次金融危机中，中、德两国利率对美国利率具有更大的溢出效应，而不是单纯被动承受美国利率的冲击。而且，鉴于金融机构的专业性和信息及时性，同业拆借利率比股指波动率更快速地反应出金融风险传染。”（苗文龙和周潮，2013；刘锡良等，2014）。

命题 1 经济实力强大的国际金融中心国家的利率大幅调整对本国利率变动应具有显著的溢出效应。其机制主要为：A 国利率波动→（投资收益、经济预期、政策传染）→B 国利率波动。

2. 股票市场的股指波动溢出效应

经济实力强大的、国际金融市场中心的国家，股票指数的大幅波动一般会引起其他国家股指的波动反应，中国亦应如此。其内在原理包括：市场心理和投资收益两个方面。

市场心理包括市场情绪、市场预期与羊群效应。市场情绪表现在，股市剧烈波动国家对其他国家产生“唤醒效应”，引发其他国家金融市场重新评估经济基本面（Goldstein, 1995），经济基本面不尽如人意或金融脆弱性较大的国家则必然受其感染，社会公众市场情绪急转或增加风险厌恶情绪。市场预期表现在，股市剧烈波动国家引起其他国家公众对本国股票市场预期收益、发展预期的改变，进而迅速调整投资行为，引起股指波动。羊群效应表现在，经济实力强大的国际金融中心国家，在世界经济运行中无形扮演了领头羊的角色，该国股指的剧烈波动，必然令人们认为这并非空穴来风，甚至在不加判断的情况下盲目跟从，产生羊群效应。同时，由于市场的参与者非完全理性，在信息不对称的条件下，更容易产生溢出效应、趋同效应、羊群效应等行为特征。

投资收益主要包括投资组合调整和投资收益率调整。在经济金融全球化程度越来越高的情况下，一些大型投资者进行跨国投资组合。在一个或多个国家的股指异常波动可能会促使投资者重新平衡其投资组合进行风险管理和流动性管理（Francesco 等，2004），在股指剧烈波动时始发国拥有资产头寸的投资者通常会减少在该国的金融资产、控制上升的金融风险、获取现有的资产收益（Kodres 和 Pritsker, 2002）。King 和 Wadhvani（1990）提出了一个研究跨市场收益率和波动溢出的信息获取模型，分析国家之间不同股市的相关性及其难以被观察到的经济基本面因素解释的部分。Connolly 和 Wang（2002）研究发现，投资者会从股市收益率中提取出未观察到的全球信息从而调整他们的投资决策，最终导致不同股市收益率的相关性。

命题 2 经济实力强大的国际金融中心国家的股指异常波动对本国股指波动应具有显著的溢出效应。A 国股指波动→（市场心理、投资收益）→B 国股指波动。

3. 一国利率对他国股票市场的波动溢出效应

经济实力强大国家利率的异常波动，既可以通过对其他国家利率的溢出效应和其他国家对其股票市场的溢出效应产生影响，也可以通过对本国股市的溢出效应和本国股市波动对其他国家股市的溢出效应产生影响（见图 1）。同时，由于大国经济基本面之间存在相互联动性，一国宏观经济指标的变动会同时对本国和其他国家上市公司的未来现金流和折现率产生影响，从而影响其他国家的股指波动（McQueen 和 Roley, 1993）。

命题 3 经济实力强大的国际金融中心国家的利率大幅调整对本国股指波动应具有显著的溢出效应。表现为：A 国利率波动→（利率溢出、股市溢出）→B 国股指波动。

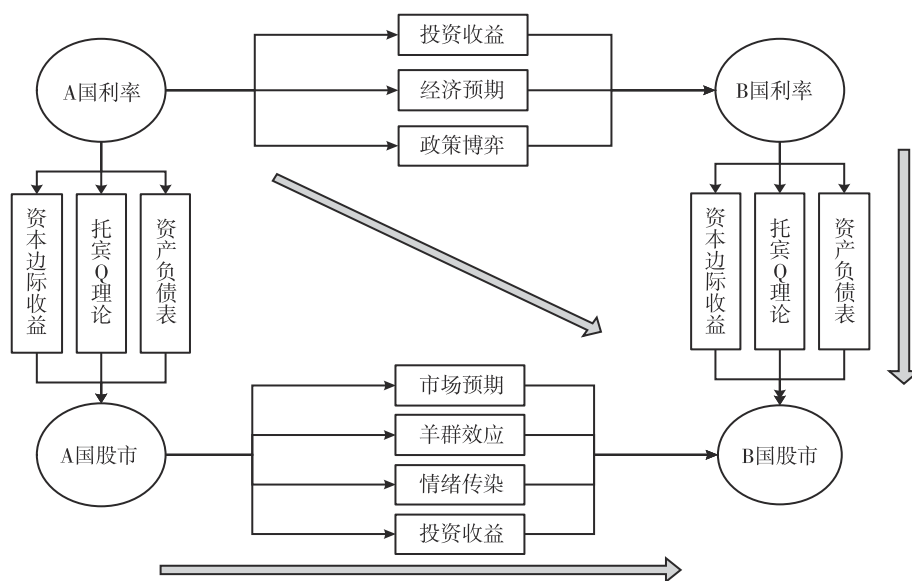


图1 利率政策相关性与股票市场波动的溢出

二、模型与数据

为检验利率与股指的溢出效应，我们在 t 分布条件下，建立 DCC-GARCH、DCC-EGARCH、DCC-TGARCH 模型，进行比较检验。有两个序列，一个用 i 表示，一个用 j 表示。

1. 计量模型

(1) DCC-GARCH。基本的单变量 GARCH 模型，没有考虑正负信息项冲击的非对称性，只假定波动率是过去信息项平方的线性组合。Glosten 等 (1993) 为衡量收益率波动的非对称性，构建 GJR-GARCH 模型，在条件方差方程 (1) 中加入负冲击的杠杆效应：

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{qv} (\alpha_{1i} \epsilon_{t-i}^2 + \alpha_{2i} S_{t-i}^-) + \sum_{j=1}^{pv} \beta_j h_{t-j} \quad (1)$$

$$\epsilon_t = z_t \sqrt{h_t}$$

模型假设了 ϵ_t 对条件方差 h_t 的正和负冲击是不同的。其中， h_t 是条件方差， ω 为截距项， qv 和 pv 为 ARCH 项和 GARCH 项的滞后阶数。 z_t 为标准化残差，是独立同分布的随机变量。 S_t 是虚拟变量，当 ϵ_t 为负数时，取 1，否则为 0。

标准的 GARCH 模型，也没有考虑资产间的相关性（协方差）是否发生变化。本文采用 DCC (Dynamic Conditional Correlation) 法，分析金融市场变量间的波动性及其动态相关性，从而分析市场之间波动效果溢出 (Volatility Spillover) 的效果。两元金融市场时间序列变量矩阵表示为式 (2)：

$$r_t = E[r_t | \Omega_{t-1}] + \epsilon_t \quad (2)$$

其中， Ω_{t-1} 是 $t-1$ 时刻及之前所有相关信息的组合； $r_t = (r_{i,t}, r_{j,t})'$ ， $\epsilon_t = (\epsilon_{i,t}, \epsilon_{j,t})'$ 。则随机误差项的条件协方差矩阵可表示为： $H_t = E(\epsilon_t \epsilon_t' | \Omega_{t-1})$ 。

现在, 主要任务就是真实而又简洁地刻画 H_t 的动态结构, 即 H_t 的参数化过程。Tse 和 Tsui (2002)、Engle (2002) 提出动态条件相关多变量 GARCH 模型 (Dynamic Conditional Correlation-MGARCH), 以下分别简称 DCC-TGARCH 和 DCC-EGARCH, 将条件协方差矩阵分解成条件方差和条件相关系数, 然后各自进行参数化。

(2) DCC-TGARCH。协方差矩阵表示为:

$$H_t = D_t R_t D_t = \rho_{ij} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}} \quad (3)$$

$D_t = \text{diag} (h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{NN,t}^{1/2})$, R_t 是包括动态条件相关系数 ρ_{ij} 的 $N \times N$ 阶对称矩阵, ρ_{ij} 表示金融变量 i 和金融变量 j 在 t 时刻的动态条件相关系数, $\rho_{ij,t} = \frac{E_{t-1} (r_{i,t} r_{j,t})}{\sqrt{E_{t-1} (r_{i,t}^2) E_{t-1} (r_{j,t}^2)}}$ 。金融时间序列变量 $r_{i,t}$ 、 $r_{j,t}$ 的动态相关系数 R_t 表示为:

$$R_t = (1 - \alpha - \beta) R + \theta_1 (\epsilon_{i,t-1} \epsilon_{j,t-1}) + \theta_2 (R_{t-1}) \quad (4)$$

H_t 正定时需要 θ_1 和 θ_2 满足 $\theta_1 \geq 0$ 、 $\theta_2 \geq 0$ 且 $\theta_1 + \theta_2 < 1$ 。 R 是无条件协方差矩阵。

$$(\epsilon_{i,t-1} \epsilon_{j,t-1}) = \frac{\sum_{m=1}^M u_{i,t-m} u_{j,t-m}}{\sqrt{\sum_{m=1}^M u_{i,t-m}^2 \sum_{m=1}^M u_{j,t-m}^2}} \quad u_{it} = \epsilon_{it} / \sqrt{h_{it}}$$

条件方差溢出效应模型如下:

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i e_{i,t-1}^2 + \alpha_{2i} e_{i,t-1}^2 (e_{i,t-1} < 0) + \beta_j h_{j,t-1} \quad (5)$$

TGARCH 中 $e_{j,t-1} < 0$ 是门限, 在每个模型 T 分布下增加了自由度 t 检验。条件方差溢出效应模型刻画了好消息和坏消息对方差的不同影响。好消息的影响因子为 α_i , 坏消息的影响因子为 α_{2i} 。如果 $\alpha_{2i} > 0$, 则坏消息将增大波动率, 即杠杆效应。如果 $\alpha_{2i} \neq 0$, 则消息的影响是不对称的。

(3) DCC-EGARCH。DCC-EGARCH 与 DCC-TGARCH 的区别在于动态相关系数和条件方差溢出效应模型。动态相关系数为:

$$R_t = \text{diag} (q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{NN,t}^{-1/2}) Q_t \text{diag} (q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{NN,t}^{-1/2}) \quad (6)$$

$Q_t = (q_{ij,t})$, 为 $N \times N$ 阶的对称矩阵, $Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \theta_1 (\epsilon_{i,t-1} \epsilon_{j,t-1}) + \theta_2 (Q_{t-1})$ 。

条件方差溢出效应模型如下:

$$\log h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i \left| \frac{e_{i,t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| + \alpha_{2i} \frac{e_{i,t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \beta_j \log (h_{j,t-1}) \quad (7)$$

波动率持续的情况下, 在 EGARCH 模型中, 完全由系数 β 来决定; 在 GARCH 和 TGARCH 模型中, 由 $\alpha + \beta$ 决定。

2. 数据与变量描述性统计

本文样本数据来源于《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》和 Wind 资讯数据库。样本国家为中、美、日、德、英, 样本时间区间为 1993 年 1 月至 2013 年 12 月。根据已有研究文献, 本文计算股指波动率为 $(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$ 。本文考察利率溢出效应时, 采用的主要变量为同业拆借利率。由于统计数据的可得性, 美国该指标为联邦基金年利率, 英国为银行间

隔夜拆借利率 LIBID/LIBOR, 德国为欧元银行间隔夜利率 (EONIA), 俄罗斯为 1~3 个月银行间利率, 中国为银行间隔夜拆借利率。

变量符号及含义为: *asi* 表示美国股指波动率、*ari* 表示美国联邦基金年利率, *esi* 表示英国股指波动率、*eri* 表示英国银行间隔夜拆借利率, *dsi* 表示德国股指波动率、*dri* 表示德国欧元银行间隔夜利率, *rsi* 表示俄罗斯股指波动率、*rri* 表示俄罗斯 1 到 3 个月银行间利率, *jsi* 表示日本股指波动率、*jri* 表示日本银行同业拆借利率, *csi* 表示中国股指波动率、*cri* 表示中国银行间隔夜拆借利率。本文收集样本数据描述统计结果为表 1。

表 1 变量序列的描述性统计

序列	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B 统计量	p 值
ASI	0.5558	10.0792	-16.4073	4.4556	-0.7673	4.4147	39.5703	0.0000
ESI	0.2934	8.4868	-13.9546	4.1560	-0.7398	3.7694	25.2600	0.0000
DSI	0.6662	19.3738	-29.3327	6.6055	-0.9261	5.5979	92.4644	0.0000
JSI	-0.0616	12.0888	-27.2162	5.8593	-0.6800	4.2381	30.7250	0.0000
CSI	0.5151	27.8057	-28.2783	8.2420	-0.1373	4.3640	17.5848	0.0002
ARI	3.9722	6.9199	1.2613	2.0069	0.1644	1.4239	23.5473	0.0000
ERI	1.9166	6.6138	-2.5260	2.3680	-0.2147	2.1932	7.5877	0.0225
DRI	3.9775	6.5700	1.2000	1.2963	-0.2977	2.6139	4.5747	0.1015
JRI	3.0424	4.2621	1.8428	0.5145	-0.3533	2.7577	5.0679	0.0793
CRI	3.5972	8.3200	-2.1300	2.4766	-0.1008	2.2389	5.6311	0.0599

检查结果包括 Jarque-Bera 统计量及其对应的 p 值。该检验的原假设为: 样本服从正态分布。偏度不为 0 表示存在有偏分布, 峰度高于 3 表示存在尖峰现象。JB 值过大、Probability 过小, 则拒绝原假设, 即序列不服从正态分布; 否则, 则接受。根据表 1 的统计结果可以得出, 中、美、英、德、日等国家的同业拆借利率和股票市场波动率, 在 10% 的显著水平上不服从正态分布。Gencay 和 Selcuk (2004)、Longin (2005)、Orlowski (2008) 等研究文献也表明, 国际金融市场存在普遍显著的尾部特征, 并在 t 分布下进行后续分析。因此, 本文不失一般性, 采用 t 分布假设。

三、估计结果

1. 平稳性检验

采用 ADF 检验和 PP 检验对所有数据进行单位根检验, 根据 t 值和 p 值, 可以证明各变量至少在 10% 的显著水平上检验平稳, 各变量的一阶变量至少在 1% 的显著水平上检验平稳, 满足进一步波动溢出效应的计量检验 (见表 2)。

表 2 变量的 ADF 平稳性检验

序列	ADF 检验		PP 检验		一阶变量的 ADF 检验		一阶变量的 PP 检验	
	t 统计量	p 值	t 统计量	p 值	t 统计量	p 值	t 统计量	p 值
ASI	-15.3381	0.0000	-15.3883	0.0000	-10.5789	0.0000	-88.0294	0.0001
ESI	-6.6620	0.0000	-15.7257	0.0000	-18.2193	0.0000	-66.7198	0.0001

(续)

序列	ADF 检验		PP 检验		一阶变量的 ADF 检验		一阶变量的 PP 检验	
	t 统计量	p 值	t 统计量	p 值	t 统计量	p 值	t 统计量	p 值
DSI	-15.3751	0.0000	-15.4030	0.0000	-12.2419	0.0000	-159.1056	0.0001
JSI	-14.2706	0.0000	-14.3007	0.0000	-16.0716	0.0000	-65.9586	0.0001
CSI	-5.1970	0.0001	-18.9742	0.0000	-10.6034	0.0000	-79.5848	0.0001
ARI	-3.6205	0.0300	-2.6387	0.0083	-12.6187	0.0005	-12.7119	0.0034
ERI	-3.2744	0.0732	-1.6396	0.0954	-3.7493	0.0039	-4.0031	0.0017
DRI	-3.2476	0.0776	-1.9669	0.0472	-11.6735	0.0000	-11.6176	0.0000
JRI	-3.7883	0.0187	-4.0358	0.0015	-3.4336	0.0107	-3.6749	0.0050
CRI	-2.8626	0.0513	-1.7037	0.0838	-6.5941	0.0000	-11.7804	0.0000

2. 利率波动溢出效应

研究表明, GARCH 族模型采用一阶滞后形式对时变条件方差有很好的描述, 并且考虑到估计成本和解释的问题, 将其扩大到更高阶并无明显的益处。本文的实证结果也显示一阶滞后比多阶滞后能够更好地描述收益序列的条件异方差特征。因此, 本文基于 t 分布的假设, AR 项、MA 项、GARCH 项和 ARCH 项滞后阶数均选择 1。

(1) 模型参数估计。观察比较 t 分布下 DCC-GARCH、DCC-EGARCH、DCC-TGARCH 等方法对样本国利率与中国利率的溢出效应估计结果, 赤池准则、施瓦茨准则、H-Q 准则等估计值表明, 国际利率溢出效益显著程度比较相近 (见表 3)。各模型参数 μ_i 、 ω_i 、 α_i 、 θ_1 、 θ_2 的估计值较为显著, 显著水平一般在 5% 以上。各模型估计结果的主要区别在于参数 α_{2i} 、 β_j 的显著水平。以参数估计结果都较为显著的 DCC-EGARCH 方法为例, 从 β_i 的估计可以看出, 美、日、德、英的银行同业拆借利率波动对中国的溢出效应非常显著, 系数估计值都在 0.8 以上, 且显著水平为 1%。DCC-TGARCH 中 $\alpha_{2i} > 0$, 表明坏消息将增大波动率; α_i 与 α_{2i} 之和大于 α_i , 表明坏消息的波动溢出效应大于好消息, 波动溢出存在显著的杠杆效应和非对称效应。估计结果表明, 样本国的同业拆借利率之间不但存在显著的溢出效应, 而且存在显著的非对称效应和杠杆效应。

(2) 回归结果与动态条件相关系数。根据上文估计, 我们得到经济大国利率与我国利率的动态条件相关系数 (见图 2)。三种计算方法结果具有一致性。美国的联邦基金年利率、英国的银行间隔夜拆借利率同中国的银行间隔夜拆借利率的动态相关系数变化相近, 且高度相关时间较长, 例如在 1998~2003 年、2005 年、2007 年、2009 年、2011~2012 年的动态相关系数多为正, 高达 0.8 以上; 1996~1997 年、2004 年、2006 年、2010 年、2013 年的动态相关系数多为负, 高达 -0.8。德国、日本的银行间同业拆借利率同中国的同业拆借利率的动态相关系数略低于美国、英国, 德国的银行同业拆借利率同中国的同业拆借利率的动态相关系数略高于日本。总体上, 样本国市场利率波动对中国市场利率波动具有较为显著的溢出效应。这有力地说明, 为什么各国 10 年期国债利率数值非常近似: 美国 2.24%, 意大利 2.16%, 英国 2.19%, 新加坡 2.28%, 以色列 2.15%, 西班牙 1.98%, 挪威 2.03%, 加拿大 1.94%, 而且这些利率不仅静态相似, 动态变化也趋同 (Reynolds, 2014)。

表 3

t 分布假设下样本国利率与中国利率的溢出效应比较

参 数	DCC-GARCH				DCC-EGARCH				DCC-TGARCH			
	美→中	日→中	德→中	英→中	美→中	日→中	德→中	英→中	美→中	日→中	德→中	英→中
μ_i	3.990	3.262	4.139	2.281	3.863	3.305	4.047	2.370	4.005	3.263	4.143	2.304
	0.073	0.008	0.024	0.020	0.014	0.005	0.020	0.026		0.008	0.031	0.021
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
w_i	0.167	0.004	0.035	0.033	-2.734	-2.396	-2.011	-2.188	0.994	0.004	0.049	0.023
	0.097	0.002	0.015	0.016	0.657	0.381	0.385	0.614		0.002	0.000	0.012
	0.085	0.026	0.017	0.036	0.000	0.000	0.000	0.000		0.029	0.000	0.042
α_i	0.996	1.398	1.204	1.628	2.890	2.290	2.159	2.322	0.963	1.336	1.248	1.536
	0.975	0.492	0.431	0.984	0.908	0.535	0.505	0.845		0.489	0.572	0.937
	0.307	0.005	0.005	0.098	0.002	0.000	0.000	0.006		0.006	0.029	0.101
α_{2i}					-0.013	-0.143	-0.063	-0.060	-0.176	0.125	-0.118	0.084
					0.605	0.317	0.317	0.473		1.103	0.762	1.951
					0.983	0.652	0.843	0.900		0.910	0.877	0.966
β_j	-0.140	-0.140	-0.107	-0.140	0.819	0.819	0.915	0.819	-0.143	-0.143	-0.108	-0.143
	0.144	0.144	0.125	0.144	0.117	0.117	0.045	0.117	0.154	0.154	0.124	0.154
	0.332	0.332	0.394	0.332	0.000	0.000	0.000	0.000	0.354	0.354	0.381	0.354
T-DIST. DOF <i>i</i>	108.00	3310.00	140.00	153.0	316.0	336.0	60.00	306.0	186.0	6262	191.0	346.00
	1599.00	1447977	2664.00	3084	12692	14988	452.0	12751		54957	4765	15866
	0.946	0.998	0.958	0.960	0.980	0.982	0.895	0.981		0.999	0.968	0.983
θ_1	0.635	0.661	0.647	0.696	0.602	0.634	0.605	0.584	0.593	0.660	0.647	0.677
	0.040	0.041	0.042	0.049	0.052	0.037	0.040	0.050		0.041		0.047
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000		0.000
θ_2	0.336	0.304	0.313	0.276	0.365	0.330	0.363	0.392	0.371	0.305	0.312	0.295
	0.043	0.045	0.047	0.053	0.057	0.040	0.043	0.054		0.045		0.051
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000		0.000
t 分布(自由度)	3964.00	47.000	6612.00	32.00	148.0	9111	54323	3466	23660	55.00	34512	36.000
	13448.0	48.000	19793.0	23.00	507.0	19071	23569	60495		66.00		29.000
	0.768	0.326	0.738	0.165	0.771	0.962	0.818	0.954		0.405		0.216
对数似然值	-810.828	-461.319	-754.018	-770.9	-817	-469.6	-771.6	-798.0	-858.2	-460.4	-754.2	-773.4
赤池准则	6.5383	3.7644	5.8775	6.222	6.584	3.830	6.012	6.437	6.914	3.757	5.879	6.2415
施瓦茨准则	6.7204	3.9465	6.0551	6.404	6.766	4.012	6.190	6.619	7.096	3.939	6.056	6.4236
H-Q 准则	6.6116	3.8377	5.9489	6.295	6.657	3.903	6.083	6.510	6.988	3.830	5.950	6.3147

注:每个参数对应的估计值,第一行为参数估计值,第二行为参数估计值的 t 值,第三行为 p 值。

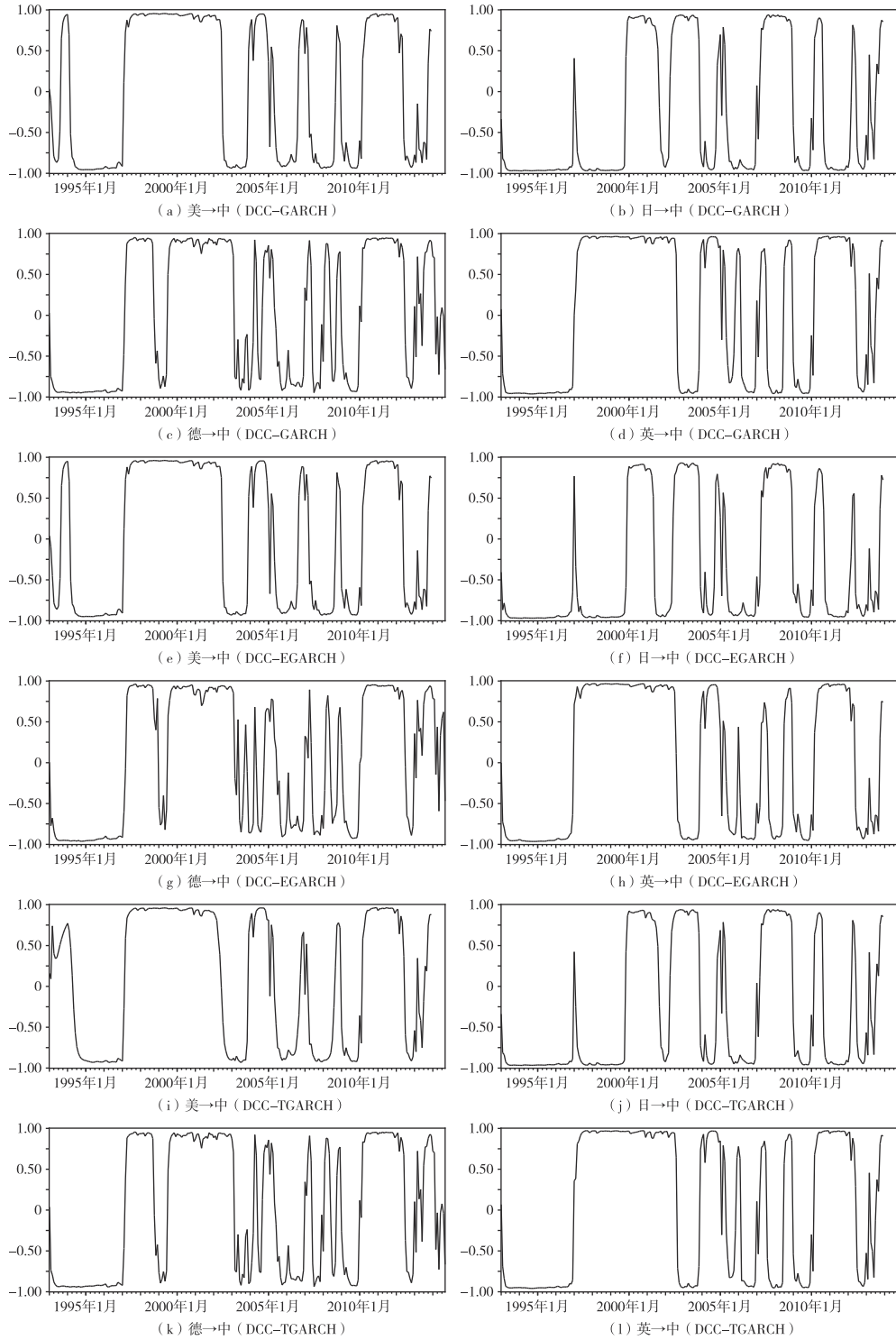


图2 t分布下利率动态相关系数

3. 股指波动率溢出效应

(1) 模型参数估计。观察比较 t 分布下 DCC-GARCH、DCC-EGARCH、DCC-TGARCH 等方法对样本国股指波动率溢出效应估计结果。赤池准则、施瓦茨准则、H-Q 准则等估计值表明,国际股指波动率溢出效益显著程度比较相近(见表4)。各模型参数 μ_i 、 w_i 、 α_i 、 α_{2i} 、 θ_1 、 θ_2 的估计值较为显著,显著水平一般在 5% 以上。各模型估计结果的主要区别在于参数 α_{2i} 、 β_j 的显著水平。选择各参数估计结果都较为显著的 DCC-EGARCH 方法,分析 β_j 得出美、日、德、英的股指波动率对中国股指波动系数在 0.9 以上,表明股市之间具有显著的溢出效应和杠杆效应,显著水平为 1%。根据 DCC-TGARCH 估计结果,美、日股指波动对中国股指波动的溢出 α_{2i} 大于 0,表明美、日坏消息的股指波动比好消息对中国股指具有更大的溢出效应。这与实际感受相同,2008 年以来,美国股市预期向好,股指上涨时,中国股指却未相应上涨。德、英的 α_{2i} 小于 0,表明德、英好消息的股指波动比坏消息对中国股指具有更大的溢出效应。估计结果表明,样本国股指之间存在显著的波动溢出效应、杠杆效应和非对称效应。

(2) 动态条件相关系数。根据上文估计,我们得到经济大国股指波动率与我国股指波动率的动态条件相关系数,结果见图 3。比较三种计算方法,美国股指波动率、德国股指波动率同中国股指波动率的动态相关系数变化相近,且相关程度呈上升趋势,例如在 1995~2006 年的动态相关系数大约为 0.1,2007 年后这一数值上升到 0.4 以上,2012 年后,动态相关系数略有下降,目前约为 0.3。英国、日本的股指波动率同中国的股指波动率的动态相关系数低于美国、德国,但变化趋势相近,这一数值从前期的 0.1 附近上升到 2009 年 0.24 附近。总体上,在美国金融危机后,样本国股指波动率对中国股指波动率具有一定的溢出效应,但美、欧市场的股指波动率对中国股市波动溢出效应更为显著。

4. 利率波动对股市的溢出效应

(1) 模型参数估计。观察比较 t 分布下 DCC-GARCH、DCC-EGARCH、DCC-TGARCH 等方法对样本国利率与中国利率的溢出效应估计结果,赤池准则、施瓦茨准则、H-Q 准则等估计值表明,国际利率溢出效益显著程度比较相近(见表5)。各模型参数 μ_i 、 w_i 、 α_i 、 α_{2i} 、 θ_1 、 θ_2 的估计值较为显著,显著水平一般在 5% 以上。各模型估计结果的主要区别地方在于参数 α_{2i} 、 β_j 的显著水平。选择各参数估计结果都较为显著的 DCC-EGARCH 方法,分析 β_j 得出,美、日、德、英等国利率波动对中国股指波动具有显著的溢出效应。根据 DCC-TGARCH 估计结果, $\alpha_{2i} \neq 0$,表明溢出具有非对称性。估计结果证明,样本国同业拆借利率波动会影响中国股指变化。

(2) 动态条件相关系数。根据上文估计,我们得到经济大国利率与我国股指波动率的动态条件相关系数(见图4)。比较三种计算方法,美国利率同中国股指波动率的动态相关系数较高,且相关程度不太平稳,在 0~0.2 之间不断波动。德国利率同中国的股指波动率的动态相关系数低于美国,这一数值多在 0.04 附近波动。日本利率同中国股指波动率的动态相关系数多为负,一般在 -0.04 附近波动。总体上,样本国利率对中国股指波动率的溢出效应显著,但影响程度较低。

表 4 t 分布假设下样本国股指波动率的溢出效应比较

参 数	DCC-GARCH				DCC-EGARCH				DCC-TGARCH			
	美→中	日→中	德→中	英→中	美→中	日→中	德→中	英→中	美→中	日→中	德→中	英→中
μ_i	0.905	0.144	1.463	0.744	0.828	0.105	1.394	0.081	0.827	-0.165	1.394	0.745
	0.229	0.383	0.311	0.221	0.232	0.360	0.310	0.449	0.235	0.180	0.310	0.221
	0.000	0.707	0.000	0.001	0.000	0.770	0.000	0.857	0.000	0.360	0.000	0.001
ω_i	0.881	13.989	2.699	1.292	0.222	0.411	0.095	-0.005	3.037	7.748	0.095	0.110
	0.743	19.741	2.047	0.964	0.234	0.258	0.208	0.076	1.661	2.361	0.208	0.219
	0.235	0.479	0.187	0.180	0.344	0.112	0.647	0.952	0.068	0.001	0.647	0.617
α_i	0.141	0.083	0.182	0.199	0.238	-0.105	0.300	0.143	-0.008	-0.170	0.300	0.338
	0.067	0.068	0.089	0.085	0.132	0.068	0.125	0.071	0.091	0.027	0.125	0.126
	0.036	0.222	0.041	0.020	0.071	0.119	0.017	0.043	0.935	0.000	0.017	0.007
α_{2i}					-0.163	-0.111	-0.061	0.027	0.275	0.204	-0.061	-0.094
					0.078	0.041	0.067	0.038	0.141	0.043	0.067	0.126
					0.037	0.006	0.361	0.471	0.050	0.000	0.361	0.007
β_j	0.831	0.882	0.880	0.881	0.969	0.973	0.972	0.973	0.830	0.882	0.969	0.882
	0.059	0.043	0.045	0.040	0.026	0.016	0.015	0.016	0.061	0.042	0.026	0.043
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
T-DIST. DOF <i>i</i>	7.502	16.403	4.706	8.208	8.443	19.318	4.821	6.377	7.720	19.953	4.821	8.562
	3.009	15.797	1.369	5.342	3.503	18.85	1.468	2.224	2.969	19.951	1.468	5.688
	0.013	0.299	0.001	0.124	0.000	0.306	0.001	0.004	0.009	0.317	0.001	0.132
T-DIST. DOF <i>j</i>	5.550	6.117	6.131	6.055	5.758	6.411	6.344	6.411	5.566	6.100	5.758	6.117
	1.996	2.146	2.062	2.091	2.079	2.230	2.219	2.230	2.098	2.145	2.079	2.146
	0.005	0.004	0.003	0.004	0.006	0.006	0.004	0.004	0.008	0.005	0.006	0.004
θ_1	0.021	0.009	0.020	0.015	0.022	0.004	0.024	0.014	0.023	0.008	0.024	0.006
	0.013	0.013	0.013	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.014	0.016	0.014	0.014
	0.107	0.479	0.123	0.276	0.108	0.592	0.084	0.319	0.103	0.610	0.084	0.262
θ_2	0.972	0.976	0.979	0.971	0.970	0.972	0.978	0.971	0.970	0.965	0.978	0.971
	0.021	0.043	0.014	0.024	0.021	0.057	0.013	0.025	0.022	0.072	0.013	0.023
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
t 分布(自由度)	7.660	9.150	5.879	6.291	8.182	9.881	6.032	6.702	7.725	10.129	6.032	6.694
	1.943	2.773	1.057	1.283	2.179	3.097	1.148	1.458	1.960	3.322	1.148	1.500
	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000
对数似然值	-1637.3	-1742.1	-1731.2	-1623	-1635	-1738	-1730.8	-1622	-1636.1	-1739.0	-1730.8	-1624.6
赤池准则	12.793	13.606	13.522	12.68	12.77	13.57	13.519	12.67	12.784	13.582	13.519	12.695
施瓦茨准则	12.972	13.785	13.701	12.86	12.95	13.75	13.698	12.85	12.963	13.761	13.698	12.874
H-Q 准则	12.865	13.678	13.594	12.76	12.84	13.64	13.591	12.75	12.856	13.654	13.591	12.767

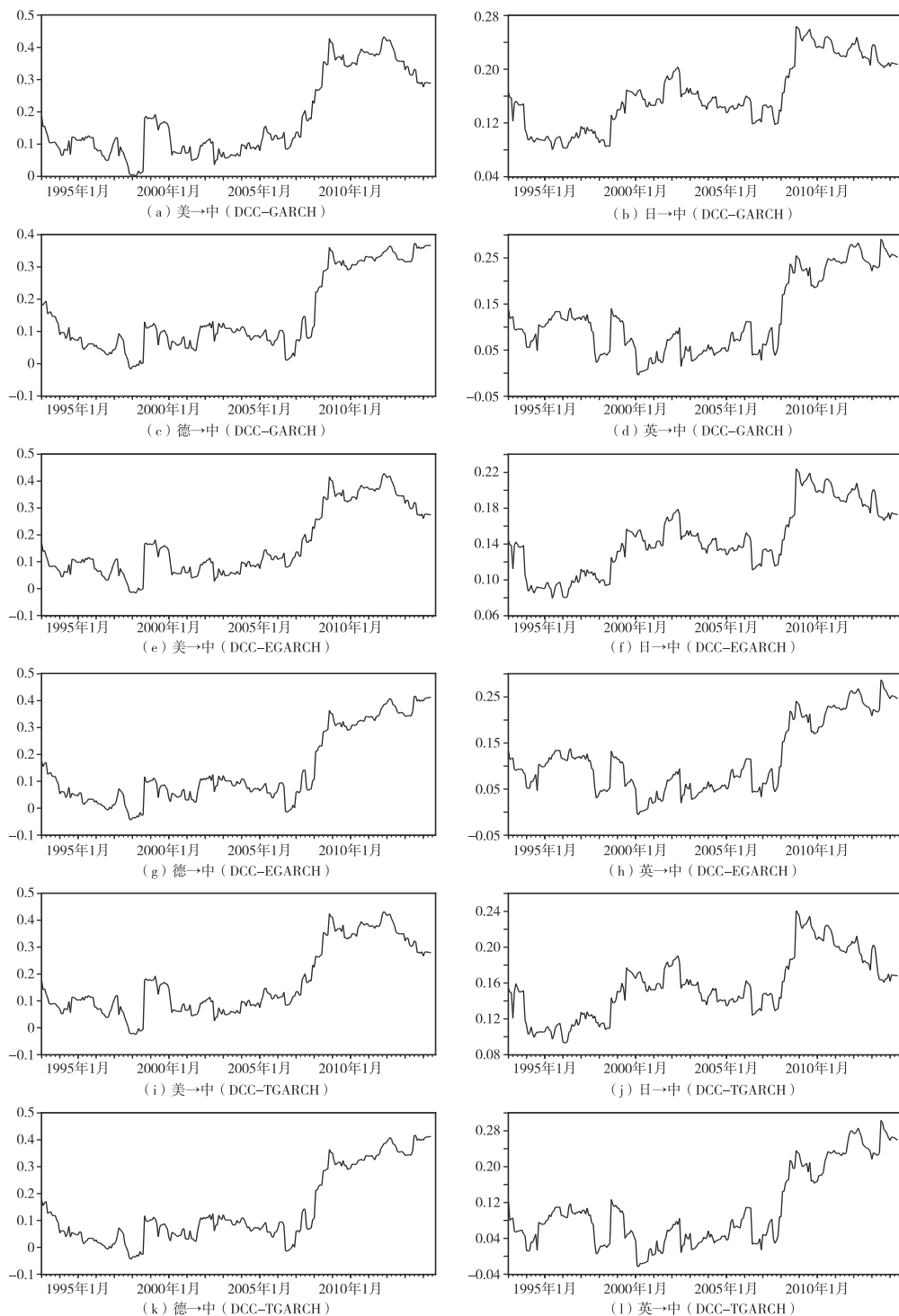


图3 t分布下股指波动率动态相关系数

表 5

利率 t 分布假设下样本国利率与中国股指波动率的溢出效应比较

参 数	DCC-GARCH				DCC-EGARCH				DCC-TGARCH			
	美→中	日→中	德→中	英→中	美→中	日→中	德→中	英→中	美→中	日→中	德→中	英→中
μ_i	3.990	3.262	4.157	2.281	3.863	3.305	4.047	2.370	4.005	3.263	4.260	2.304
	0.073	0.008	0.024	0.020	0.014	0.005	0.020	0.026		0.008	0.029	0.021
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
ω_i	0.167	0.004	0.033	0.033	-2.734	-2.396	-1.953	-2.188	0.994	0.004	0.048	0.023
	0.097	0.002	0.012	0.016	0.657	0.381	0.397	0.614		0.002	0.016	0.012
	0.085	0.026	0.006	0.036	0.000	0.000	0.000	0.000		0.029	0.003	0.042
α_i	0.996	1.398	1.173	1.628	2.890	2.290	2.083	2.322	0.963	1.336	1.338	1.536
	0.975	0.492	0.420	0.984	0.908	0.535	0.512	0.845		0.489	0.617	0.937
	0.307	0.005	0.005	0.098	0.002	0.000	0.000	0.006		0.006	0.030	0.101
α_{2i}					-0.013	-0.143	-0.058	-0.060	-0.176	0.125	-0.221	0.084
					0.605	0.317	0.308	0.473		1.103	0.645	1.951
					0.983	0.652	0.852	0.900		0.910	0.731	0.966
β_i	0.839	0.885	0.831	0.887	0.964	0.971	0.969	0.970	0.837	0.882	0.830	0.885
	0.059	0.045	0.059	0.042	0.029	0.018	0.026	0.017	0.062	0.047	0.061	0.043
	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
T-DIST. DOF _i	108.000	3310.000	138.000	153.000	316.000	336.000	81.000	306.000	186.000	6262.000	176.000	346.000
	1599.000	1447977.000	2546.000	3084.000	12692.000	14988.000	832.000	12751.000		5495742.000	3799.000	15866.000
	0.946	0.998	0.957	0.960	0.980	0.982	0.922	0.981		0.999	0.963	0.983
T-DIST. DOF _j	5.669	6.300	5.550	6.281	5.924	6.632	5.758	6.593	5.703	6.340	5.566	6.311
	2.030	2.129	1.996	2.152	2.188	2.344	2.079	2.331	2.179	2.277	2.098	2.265
	0.005	0.003	0.005	0.004	0.007	0.005	0.006	0.005	0.009	0.005	0.008	0.005
θ_1	0.036	-0.013	-0.018	0.046	0.035	-0.017	-0.024	0.032	0.026	-0.012	-0.012	0.046
	0.064	0.046	0.043	0.055	0.053	0.042	0.036	0.052	0.069	0.045	0.048	0.053
	0.570	0.778	0.681	0.404	0.510	0.687	0.500	0.544	0.711	0.787	0.809	0.390
θ_2	0.414	-0.380	-0.039	0.436	0.504	-0.083	0.496	0.493	0.326	-0.326	-0.351	0.432
	0.627	0.046	1.387	0.441	0.570	1.083	0.927	0.594	0.820	1.262	1.848	0.441
	0.510	0.778	0.978	0.322	0.377	0.939	0.593	0.407	0.691	0.796	0.849	0.328
T 分布(自由度)	58.00	69.00	92.00	62.00	80.00	56.00	45.00	59.00	109.0	84.00	183.0	83.00
	65.00	86.00	156.0	71.00	104.0	57.00	40.00	62.00	220.0	131.0	578.0	124.0
	0.374	0.427	0.555	0.381	0.446	0.327	0.258	0.339	0.621	0.519	0.751	0.504
对数似然值	-1349	-1002	-1263	-1325	-1333	-1000	-1267	-1333	-1372	-1002	-1274	-1326
赤池准则	10.80	8.05	9.89	10.62	10.68	8.04	9.92	10.68	10.98	8.05	9.97	10.62
施瓦茨准则	10.98	8.241	10.07	10.80	10.86	8.222	10.10	10.86	11.171	8.236	10.15	10.81
H-Q 准则	10.87	8.13	9.96	10.69	10.75	8.114	9.993	10.75	11.062	8.127	10.04	10.70

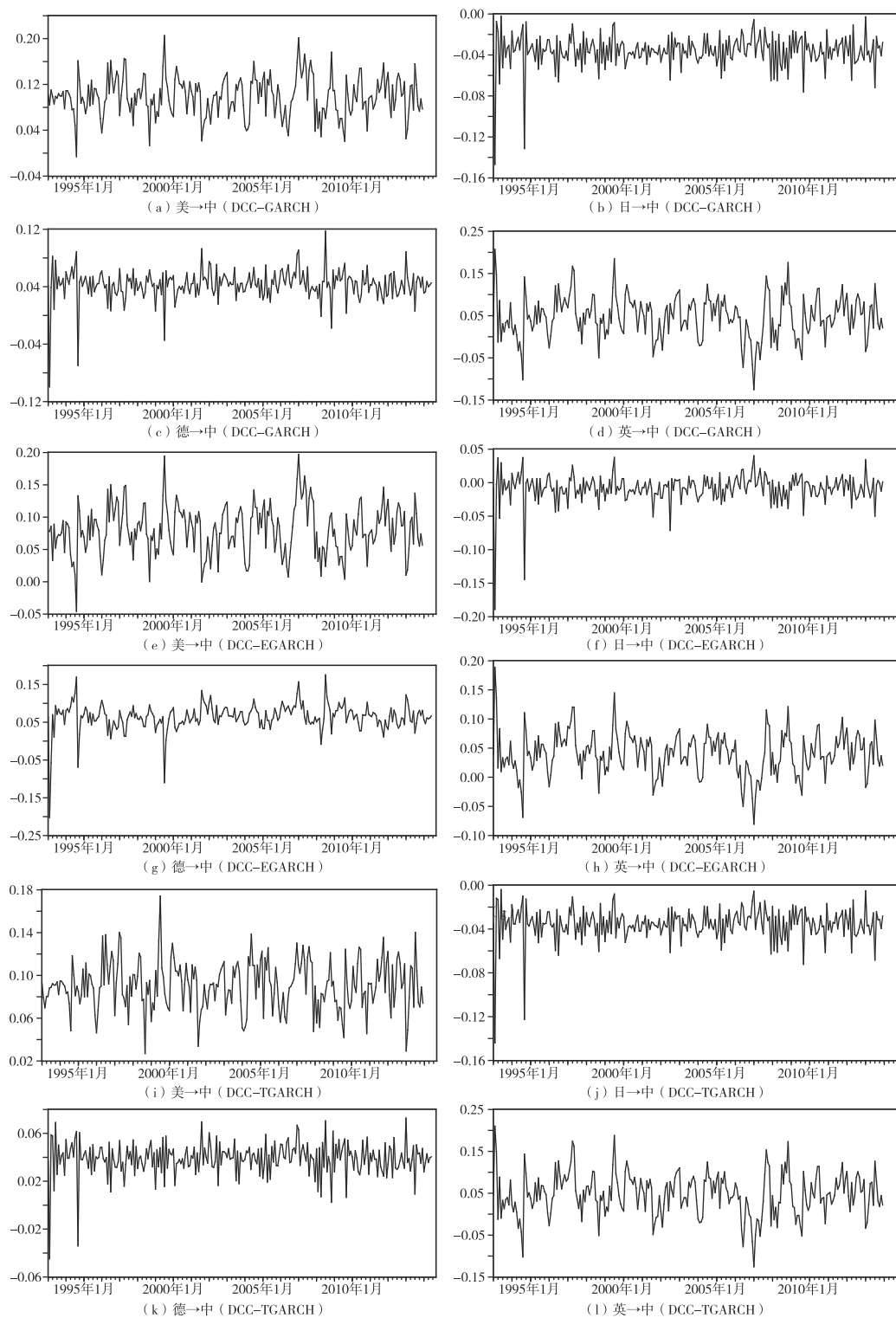


图4 股票市场t分布下样本国利率与中国股指波动率的动态相关系数

四、国际金融市场动态相关、波动共振与风险加剧

国际金融市场波动溢出效应与动态相关性的存在,对理解国际金融风险的共振和加剧效应具有重要意义。当各国面临共同冲击时,国家金融市场周期的相关性会加剧世界系统性金融风险,而后者又会进一步加剧金融周期振荡。

第一,面临共同冲击时,各国金融周期联动性使各国同时发生系统性金融风险概率大幅提升,同时引起世界范围内的共发性金融风险。系统性风险产生根源主要有二:一是系统重要性金融机构经营失误造成对金融体系的较大冲击,并形成风险传导;二是政策压力或经济环境使金融机构资产结构、经营状况具有同质性,在外来风险冲击下,金融风险迅速在系统内传播、膨胀。因此,在国际范围内,一个重大事件发生,往往对各国都产生信息溢出效应,对单个国家金融的冲击效应并未减少,此时事件对世界金融体系的冲击相当于被放大了数倍或数十倍(受感染国家的数目)。受感染各国的金融周期如果联动,则同一事件冲击可能使它们的金融市场同时面临巨幅震荡,在繁荣期可能从此市场运行方向逆转,在萧条期可能市场产生更大跌幅,成为世界性金融震荡或冲击。如图5所示,事件冲击前,A,B,...,N各国金融周期波长、波幅、频率基本相似,事件冲击后,由于金融结构、行为相似性,A,B,...,N各国金融周期发生相似的变动,波幅更高、波长加长(或缩短)。因此,共同冲击使金融周期联动性的各国同时发生系统性金融风险概率提升,世界范围内共发性金融风险剧增。

第二,国家的系统性金融风险传染时,各国金融市场周期联动性通过金融波动共振加剧世界系统性金融风险传染。一国发生金融危机并向世界各国传染的过程中,金融波动的联动性可能使金融风险更易于传染,因为各国金融机构资产结构、负债方式、行为特征、市场风险都可能相同。而且,金融波动的同质性使各国金融风险相互传染,在两个频率相同的震荡波发生交汇时,金融波合二为一,产生更大的金融波。如果经过各国金融波的多次汇合,世界的系统性金融波将被放大无数倍,对世界的冲击也更为巨大。如图6所示,A国金融波动和B国金融波动共振后,金融波交汇后两国的金融波动振幅加大,破坏力度倍增;AB金融交汇波与CD金融交汇波再次交会后,四国的金融波动振幅更为剧烈,破坏力度更甚于两国共振情况,如果金融风险传染、多国金融周期波动共振,则世界性总金融波动幅度则非常剧烈,足以使一个多国经济区停滞或倒退多年。

五、结 论

金融国际化背景下,各国金融市场波动的相关度和影响力必然提高,分析国际金融风险的溢出效应和传染效应有助于本国金融政策、调控政策全面科学地决策。本文选择的样本国家有市场主导型金融的国家——美、英,银行主导型金融的国家——德、日,和主要研究对象——中国。在DCC-GARCH、DCC-EGARCH、DCC-TGARCH方法下,采用样本国家1993年1月至2013年12月的利率数据和股指数据,实证得出如下结论:样本国家市场利率和股指波动率呈现尖峰、肥尾、有偏的特征,比较服从t分布。样本国家市场利率波动表现出显著的溢出效应和杠杆效应,且美、英对中国利率波动的溢出效应更为明显,而且多数国家利率表现出变化的趋同性。样本国家股指波动率对中国股指波动率的溢出效应趋于增强,特别在美国金融危机后,但美、欧市场的股指波动率对中国股市波动溢出效应更为显著。样本国家利率波动对中国股指波动率具有一定的溢出效应和杠杆效应,但影响程度非常

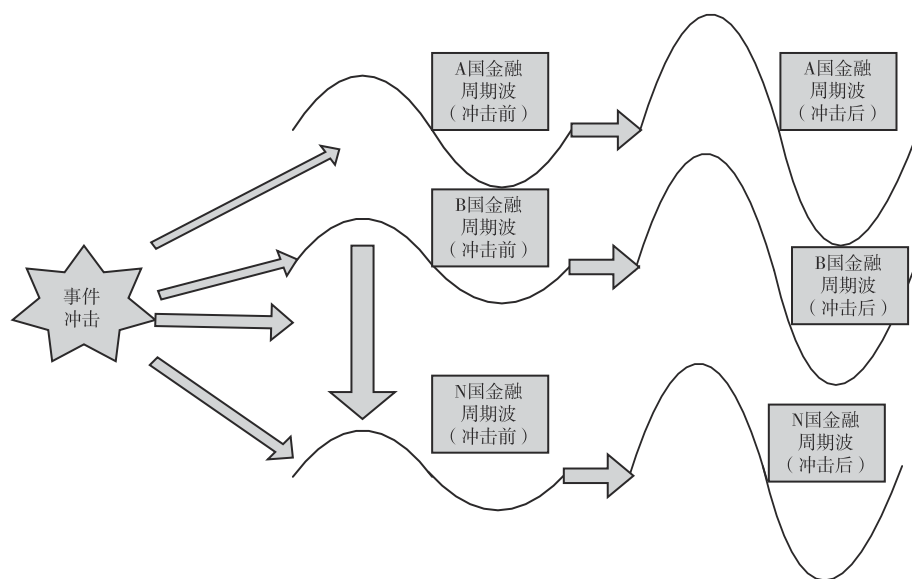


图5 共同冲击、金融周期联动与金融风险加剧

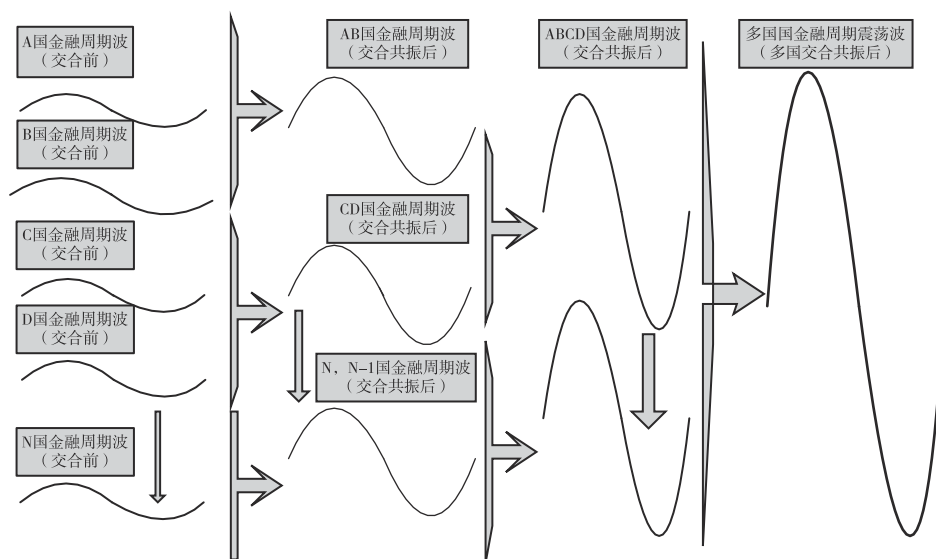


图6 金融周期联动、共振与金融风险加剧

低。国际金融市场波动溢出效应与动态相关性的存在,使得当各国面临共同冲击时,国家金融市场周期的相关性通过共振效应加剧世界系统性金融风险,而后者又会进一步加剧金融周期振荡。本文的研究对于投资者与监管层掌握国际金融风险传导机制以及金融监管有着重要的价值。为治理世界性金融风险,各国当局应加强政策协调性,合理进行风险分担,共同防范化解金融风险。为防范金融风险,投资者需关注国际上经济强国的利率变化和股市波动情况。

参 考 文 献

- [1] Abiad A. , 2007, *Early Warning Systems For Currency Crises: A Markov-Switching Approach with Application to Southeast Asia* [R], International Series in Operations Research & Management Science, 104, 155~184.
- [2] Alan Reynolds, 2014, *Double Win for the Trade Liberalization in Bali* [N], Investors Business Daily, 12/06/2014.
- [3] Barberis D. , Casazza A. , 2005, *Rho-GTPase Activating Protein Associates with Plaxins and It is Required for Semaphoring Signaling* [J], Journal of Cell Science, 118, 4689~4700.
- [4] Cardarelli R. , Selim E. , Subir Lall, 2009, *Financial Stress, Downturns, and Recoveries* [R], IMF Working Paper, No. WP/09/100.
- [5] Connolly R. A. , Wang F. A. , 2002, *On Stock Market Return Co-movements: Macroeconomic News, Dispersion of Beliefs, and Contagion* [R], Available at SSRN.
- [6] Dimitris K. , Aristeidis S. , Nikos P. , 2011, *Financial Crises and Stock Market Contagion in a Multivariate Time-Varying Asymmetric Framework* [J], Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 21 (1), 92~106.
- [7] Engle R. , 2002, *Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models* [J], Journal of Business & Economic Statistics, 20 (3), 339~350.
- [8] Eun C. S. , Shim S. , 1989, *International Transmission of Stock Market Movements* [J], Journal of Financial and Quantitative Analysis, 27 (1), 241~256.
- [9] Frankel J. A. , Rose A. K. , 1996, *Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment* [R], International Finance Discussion Papers, No. 534.
- [10] Fratzscher M. , 2002, *Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets* [J], International Journal of Finance and Economics, 7 (3), 165~193.
- [11] Caramazza F. , Ricci L. , Salgado R. , 2004, *International Financial Contagion in Currency Crises* [J], Journal of International Money and Finance, 23 (2), 51~70.
- [12] Gencay R. , Selcuk F. , 2004, *Extreme Value Theory and Value-at-risk: Relative Performance in Emerging Markets* [J], International Journal of Forecasting, 20 (2), 287~303.
- [13] Glosten R. T. , Jagannathan R. , Runkle D. , 1993, *On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks* [J], Journal of Finance, 48 (3), 1779~1801.
- [14] Goldstein H. , 1995, *Multilevel Statistical Models* [M], Halsted Press.
- [15] Hamilton J. D. , 1989, *A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle* [J], Econometrica, 57 (4), 357~384.
- [16] Illin M. , Liu Y. , 2003, *An Index of Financial Stress for Canada* [R], Bank of Canada Working Paper, No. 2013-14.
- [17] Longin F. M. , 2005, *The Choice of the Distribution of Asset Returns: How Extreme Value Theory can Help?* [J], Journal of Banking and Finance, 29 (4), 1017~1035.
- [18] King M. , Wadhwani S. , 1990, *Transmission of Volatility between Stock Markets* [J], Review of Financial Studies, 3 (1), 5~33.
- [19] Koutmos G. , Booth G. , 1995, *Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets* [J], Journal of International Money and Finance, 14 (4), 747~762.
- [20] Kodres L. E. , Pritsker M. , 2002, *A Rational Expectations Model of Financial Contagion* [J], The Journal of Finance, 57 (4), 769~799.
- [21] McQueen G. , Roley V. V. , 1993, *Stock Prices, News, and Business Condition* [J], Review of Fi-

nancial Studies, 6 (3), 683~707.

[22] Nag A., Mitra A., 1999, *Neural Networks and Early Warning Indicators of Currency Crisis* [J], Reserve Bank of India Occasional Papers, 20 (3), 183~222.

[23] Tse Y., Tsui A., 2002, *A Multivariate GARCH Model with Time-Varying Correlations* [J], Journal of Business and Economic Statistics, 12 (11), 351~362.

[24] 李红权、洪永森、汪寿阳：《我国 A 股市场与美股、港股的互动关系研究：基于信息溢出视角》[J]，《经济研究》2011 年第 8 期。

[25] 李晓广、张岩贵：《我国股票市场与国际市场的联动性研究——对次贷危机时期样本的分析》[J]，《国际金融研究》2008 年第 11 期。

[26] 刘锡良、吕娅娴、苗文龙：《国际风险冲击与金融市场波动》[J]，《中国经济问题》2014 年第 3 期。

[27] 苗文龙、周潮：《国际风险冲击与金融周期联动性分析》[J]，《金融监管研究》2013 年第 5 期。

[28] 石建勋、吴平：《沪深股市与香港股市——体化趋势的实证研究》[J]，《财经问题研究》2008 年第 9 期。

[29] 张兵、范致镇、李心丹：《中美股票市场的联动性研究》[J]，《经济研究》2010 年第 11 期。

[30] 朱宏泉、卢祖帝、汪寿阳：《中国股市的 Granger 因果关系分析》[J]，《管理科学学报》2001 年第 5 期。

Spillovers Effect and Dynamic Correlation among International Financial Market

He Dexu¹ Miao Wenlong^{2,3}

(1. Institute of Finance and Banking, Chinese Academy of Social Sciences;

2. Institute of Quantitative & Technical Economics, Chinese Academy of Social Sciences;

3. Xi'an Branch, The People's Bank of China)

Abstract: Through the DCC-GARCH, DCC-EGARCH, DCC-TGARCH methods, using the interest rate data and index data of the United States, Japan, Germany, Britain, moderate country from January 1993 to December 2013, empirical conclusions are as follows: Sample State interest rates and stock market volatility show the characteristics of spikes, fat tail, biased, and more be in line with t distribution. Fluctuations in market interest rates of sample countries show significant effects on spillover, leverage and linkage. The effect of samples country stock index volatility spillovers on Chinese stock index volatility tends to enhance, especially after the US financial crisis, but the spillover effect of stock volatility of American and European markets on Chinese stock market volatility is more significant. The spillover effects of interest rate fluctuations of national sample on the Chinese stock volatility show some leverage, but the impact is very low. For global financial risk management, national authorities should strengthen policy coordination, reasonable risk-sharing to guard against financial risks, investors need to focus on changes in interest rates and stock market fluctuations in the international economic power.

Key Words: International Financial Market; Spillover Effect; Dynamic Correlation

JEL Classification: F32; G15; G18

(责任编辑：陈星星)