

# 金融风险动态相关与风险溢出异质性研究<sup>\*</sup>

严伟祥 张 维 牛华伟

**内容提要:**随着金融的深度融合,金融各行业在创新驱动下,推出跨行业、跨主体的金融产品和投资业务,虽然增加了自身经营活力,但是内部控制的缺失,加上监管机制不成熟,使得金融系统内的交叉风险极易滋生和传染。为了捕捉金融风险动态关系,本文通过构建 DCC-GARCH 模型刻画银行业、证券业、保险业、信托业以及金融期货的动态相关性,分析它们的风险溢出效应;同时,将该模型参数和结果植入 CoVaR 方法中,进一步度量并解析当某一金融行业陷入困境时,对其他金融行业的风险溢出贡献。结果显示:金融行业间存在很强的风险溢出效应,但是不同的行业对其他行业的风险溢出程度存在动态变化;证券业对其他金融行业的平均风险溢出贡献最大;银行业对其他金融行业的平均风险溢出贡献较小;金融期货在市场稳定期,对金融行业的风险溢出贡献小,不稳定时期的贡献最大。认清该事实特征,有助于监管部门发现金融风险传导和集聚路径,通过细化和分类监管,化解风险,维护我国金融系统的稳定。

**关键词:**金融风险 动态相关 风险溢出 DCC-GARCH 模型 CoVaR

**作者简介:**严伟祥,南京审计大学金融学院讲师、博士,211815;

张 维,南京审计大学金融学院教授、博士,211815;

牛华伟,南京审计大学金融学院副教授、博士,211815。

**中图分类号:**F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002—8102(2017)10—0067—15

## 一、引言与文献回顾

随着我国金融市场对外开放程度的不断提高,来自国内外的金融竞争压力日益激烈,在金融创新驱动下,银行、证券、保险和信托等金融机构在传统业务的基础上,不断推出相互渗透、交叉的业务和产品,金融行业的混业经营趋势越来越明显。尤其,近年来的互联网与金融深度融合,更是削弱了金融行业间的原有壁障,不仅加快了整个金融行业的资金融通速度,而且降低了融资成本,但是也增加了监管套利和投机行为。由于存在信息不对称、期限错配、信用转换以及杠杆叠加等

\* 基金项目:国家自然科学基金项目“带跳市场上含有信用风险的期权定价研究”(71501099),江苏省重点序列学科应用经济学(苏政办发〔2014〕37号)资助。感谢匿名审稿人和编辑部的建设性意见。当然,文责自负。

问题,极易发生局部、交叉性风险。局部风险一旦集聚和扩散,就有可能演变为系统性金融风险。

2008年世界金融危机之后,各国政府加强了对金融行业各类机构的监管,巴塞尔协议Ⅲ对银行的资本充足率等相关指标进一步细化监管。监管的逐步升级增加了银行经营难度,尤其在新常态经济背景下,利率市场化不断推进,我国银行主要依靠利率差获取利润的空间越来越小,这倒逼银行加大创新力度,开展银证、银保、银信合作,进行集合理财和股权投资等表外业务或影子银行业务,达到规避监管的目的。银行以固定收益类债权融资产品(优先级)的形式参与股权投资业务,让内部控制体系放松了对市场风险的警惕和监控,也逃避了外部监管,暗中放大了股市杠杆,增加了我国系统性金融风险的隐患。

近年来,我国金融业通过加杠杆和金融创新,实现了高速增长,这与实体经济增速下滑相悖,反映了金融部门存在运行效率低下,金融稳定、可持续发展的基础正在丧失,金融风险爆发的可能性正在提高(何德旭、王朝阳,2017)。当前,中国经济进入增速换挡的新常态时期,稳增长成为宏观经济政策的重要目标,一旦发生系统性金融风险,就会使稳增长的努力化为泡影。正是如此,习近平在2017年第五次全国金融工作会议中指出:“要把主动防范化解系统性金融风险放在更加重要的位置。”因此,研究金融风险动态相关与风险溢出异质性,对于防止发生系统性金融风险,维护经济安全,促进经济繁荣,推动经济社会稳定健康发展,都具有极其重要的理论价值和实践意义。

系统性金融风险的形成路径非常复杂,有的学者认为系统性金融风险是自下而上形成的。如Kaufman(2000)认为整个金融系统中各部门相互关联,当某一部门倒闭时,必然会冲击其他部门,从而导致系统性金融风险爆发。Chan等(2005)认为金融系统内某个市场主体的违约给其他市场主体带来负面冲击,继而波及全局。Schwarcz(2008)则认为系统性金融风险是系统重要机构的重大失误,由于多米诺效应而引发一连串的负面经济后果。但是,也有学者认为系统性金融风险是自上而下产生影响,如Kupiec和Nickerson(2004)认为系统性金融风险由经济动荡引起,导致公司流动性显著减少、潜在的破产风险以及资产价格的剧烈波动,会造成重大损失。不论系统性金融风险是自下而上形成,还是自上而下发生影响,它都会威胁并破坏整个或局部金融体系,导致金融服务中断、对实体经济产生严重负面冲击(Bernanke,2009)。从最近几次金融危机来看,系统性金融风险多数是自下而上形成的,如泰铢汇率暴跌导致1997年的东南亚金融危机,雷曼兄弟的破产引发2008年金融危机。因此,研究金融系统中的金融资产、机构、行业以及市场之间的风险传染(溢出)特征是最基础、最重要的部分。

迄今,国内外学者围绕金融市场的风险传染效应进行了大量卓有成效的研究。Mun(2005)运用Granger因果检验法研究了“9·11”恐怖袭击前后,股市存在收益和波动溢出效应。张志波、齐中英(2005)分析亚洲金融危机前后,各国外汇市场波动性之间的因果关系及风险溢出效应,事实证明危机期间,泰铢汇率的波动对多数国家汇率波动存在风险溢出效应。陈王等(2011)对我国牛熊市期间的风险传导关系进行实证,结果显示牛熊不同时期的风险溢出效应存在非对称的差异性。利用Granger因果检验法在分析金融部门的风险溢出效应时,虽然取得了一致的结论,但是考虑金融市场的尖峰厚尾、波动集群等特征,Granger因果检验结果是有偏的。

鉴于此,一些学者采用不同的计量方法,如Engle(2002)提出一种动态条件相关GARCH(DCC-GARCH)模型;Bae等(2003)提出的多变量Logistic回归;Baur和Schulze(2005)的分位数回归;Chi(2009)的混合模糊神经模型。这些模型和方法对金融风险溢出效应的研究进行了有益补充。其中,Engle的DCC-GARCH模型受到了广泛的关注和应用,如:Miyakoshi(2003)研究认为日本和亚洲其他国家的股市之间存在双向波动溢出效应,但美国股市对日本之外的亚洲股市的

影响和波动溢出较小,其原因可能是其他国家开放程度低,股市相关性不高。Dungey 等(2005)证实了1998年俄罗斯金融危机和长期资本管理公司(LCTM)危机,严重冲击全球债券市场,风险传染效应非常明显。谷耀、陆丽娜(2006)利用该模型分析沪深港三地股市,认为存在非对称性信息溢出效应,牛市动态联动性大于熊市联动性。郑振龙、杨伟(2012)采用 DCC-GARCH 模型对我国股市和债市进行动态相关分析,认为我国股票市场风险对债券收益产生显著的反向影响且具有动态时变特征。

虽然可以通过各类方法检验金融市场(行业)是否存在风险溢出效应,但是如何度量其风险溢出效应程度呢?当前,在险价值(VaR)、Expected Shortfall(ES)和 POT 等风险指标被广泛应用于风险管理中,但是这些方法只能度量金融市场(行业)本身面临的风险,无法刻画当某个金融市场(行业)处于困境时,给其他金融市场(行业)带来精确的边际风险溢出。Adrian 和 Brunnermeier 在 2008 年的工作论文中将风险溢出效应纳入 VaR 框架下,首次提出了条件在险价值 CoVaR (Conditional Value at Risk)方法,采用分位数回归方法进行估计,并用来研究金融机构或金融市场在其他金融机构或金融市场处于风险状态时,对其尾部风险冲击。CoVaR 方法提出后,被众多学者在实证中应用。Wong 和 Fong(2011)采用 CoVaR 方法考察亚洲 13 个国家的股市风险关联程度。我国学者也分别对我国金融市场间、证券业和银行业之间的系统风险贡献度进行了分析(刘晓星等,2011;陈建青等,2015;李丛文、闫世军,2015),但是分位数回归并不能完全捕捉到金融数据的典型特征(尖峰厚尾、波动集群等),且无法刻画序列之间的非线性关系。

鉴于上述情况,本文利用 DCC-GARCH 模型刻画我国金融风险动态关系,选取银行业、证券业、保险业、信托业、金融期货作为分析对象,再将该模型的估计结果嵌入 CoVaR 方法中,度量各金融行业和金融期货的条件在险价值和边际风险溢出,根据风险测度结果,探究金融期货是否对金融行业产生持续显著的风险溢出,剖析金融行业和金融期货的风险溢出是否存在异质性。最后根据结论给出相应的启示,以期保护市场参与者利益和维护金融稳定。

本文将从以下三个方面寻求突破。一是从微观角度,通过 DCC-GARCH 模型来刻画金融变量的实时动态相关变化,并与我国最近发生的金融事件结合起来进行分析;二是在 Adrian 和 Brunnermeier(2016)的基础上,将 DCC-GARCH 模型与 CoVaR 结合起来测算风险溢出贡献度和边际风险溢出,这也是方法的创新;三是检验我国金融行业和金融期货是否存在风险溢出异质性,并分析产生异质性的原因,为统筹监管和分类监管提供依据。

本文结构安排为:第二部分是理论模型的构建;第三部分是数据选取说明及基本描述性统计;第四部分是实证结果和经济解释;第五部分为结论和相应的启示。

## 二、模型设计与方法

### (一)金融风险动态相关的识别

不同市场、资产之间往往存在着波动相关性,随着金融市场的交叉渗透,这种联系越来越紧密,因此研究多个金融变量的波动与风险特征就成为必要。在多元波动建模中,以 BEKK-GARCH 和 DCC-GARCH 较为常见,其中 BEKK 模型最大的缺陷是需要估计的参数太多,模型估计误差往往较大,容易造成样本内和样本外的表现没有较高程度的一致性,导致模型预测能力较差。Engle(2002)提出动态条件相关 GARCH 模型(Dynamic Conditional Correlation GARCH,简称 DCC-GARCH)来检验多元金融变量之间的风险溢出效应。该模型把条件协方差矩阵分解成条

件方差和条件相关系数矩阵,然后进行参数化,它不但降低了模型中待估参数的个数,而且能够很好地描述不同金融变量之间的波动溢出。动态条件相关 GARCH 模型如下:

$$r_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (2)$$

其中,  $r_t$  为收益率;  $H_t$  为条件协方差矩阵;  $\Omega_{t-1}$  为  $t$  时刻已知的信息集;  $D_t$  为由条件标准差组成的对角矩阵, 即  $D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{kk,t}^{1/2})$ ,  $h_{i,t}$  为单个金融变量通过 GARCH 模型拟合得到的条件方差:

$$h_{i,t} = \omega_i + \sum_{i=1}^p \phi_i \varepsilon_{i,t-p}^2 + \sum_{j=1}^q \varphi_j h_{i,t-q} \quad (3)$$

其中,  $\phi_i$  为滞后  $p$  阶的残差平方项系数,  $\varphi_j$  为滞后  $q$  阶的条件方差系数。模型(3)需要满足非负平稳条件, 即满足  $\phi_i \geq 0, \varphi_j \geq 0$ , 且  $\sum_{i=1}^p \phi_i + \sum_{j=1}^q \varphi_j < 1$ 。

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{kk,t}^{-1/2}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-1/2}, \dots, q_{kk,t}^{-1/2}) \quad (4)$$

$$Q_t = (1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n) \bar{Q}_t + \alpha_m \varepsilon_{t-m} \varepsilon'_{t-m} + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n} \quad (5)$$

其中,  $R_t$  为动态相关系数矩阵;  $q_{11,t}$  为残差标准化后的条件方差;  $Q_t$  为协方差矩阵;  $\bar{Q}_t$  为残差标准化后的无条件协方差;  $\varepsilon_{t-m}$  为滞后  $m$  阶的标准化残差;  $\alpha_m, \beta_n$  分别为 DCC 多元 GARCH 模型中滞后  $m$  阶的残差平方项系数和滞后  $n$  阶的条件方差系数, 满足非负条件, 并且  $\alpha_m + \beta_n < 1$ 。对于 DCC-GARCH(1,1)模型, 两个金融变量的动态条件相关系数  $\rho_{12,t}$  的计算公式为:

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-\alpha-\beta)q_{12} + \alpha\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}}{((1-\alpha-\beta)\bar{q}_{11} + \alpha\varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1})(1-\alpha-\beta)\bar{q}_{22} + \alpha\varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1})} \quad (6)$$

动态条件相关系数  $\rho_{12,t}$  越大, 表示风险溢出程度越高, 即当某一个金融变量发生巨大波动时, 另一个金融变量的波动也会加大, 由于共振, 风险将会放大。

## (二) 条件在险价值(CoVaR)的估计

条件在险价值(CoVaR)由 Adrian 和 Brunnermeier 在 2008 年的工作论文中首先提出, 它是在 VaR 的基础上拓展而来。VaR 是指在一定的置信水平下, 金融资产在未来一定的期间内, 可能发生最大损失值。其表达式为:

$$\Pr(X^i \leqslant \text{VaR}_q^i) = q\% \quad (7)$$

在本文中, 将  $X^i$  定义为金融  $i$  行业的损失率,  $\text{VaR}_q^i$  表示金融  $i$  行业在  $q\%$  置信水平下的损失。当行业  $i$  发生尾部风险事件  $C(X^i)$  时, 如果行业  $i$  对行业  $j$  存在风险溢出效应, 那么行业  $j$  的尾部风险则表示为  $\text{CoVaR}_q^{j|C(X^i)}$ , 也称为条件在险价值。其实  $\text{CoVaR}_q^{j|C(X^i)}$  是条件概率分布的  $q\%$  分位数:

$$\Pr(X^j \leqslant \text{CoVaR}_q^{j|C(X^i)} \mid X^i = \text{VaR}_q^i) = q\% \quad (8)$$

$\text{CoVaR}_q^j$  表示行业  $j$  的总风险价值, 包括无条件风险价值和边际风险溢出, 边际风险溢出 ( $\Delta \text{CoVaR}_q^{j|i}$ ) 反映行业  $i$  对行业  $j$  的风险溢出贡献度, 表达式为:

$$\Delta \text{CoVaR}_q^{j|i} = \text{CoVaR}_q^{j|X^i=\text{VaR}_q^i} - \text{CoVaR}_q^{j|X^i=\text{VaR}_{50}^i} \quad (9)$$

若  $j$  表示整个金融系统,则  $CoVaR$  和  $\Delta CoVaR$  能够捕捉当行业  $i$  发生风险事件时,系统性金融风险的变化。 $CoVaR$  风险测度方法将传统的  $VaR$  和风险溢出效应相结合,能够准确地反映金融子行业或整个金融系统的真实风险水平,这对防范发生系统性金融风险的监管部门来说,具有重要的操作和实践意义。通过测算  $\Delta CoVaR$  可以准确地捕捉到哪些行业或金融机构对系统性金融风险的溢出贡献度,对边际风险溢出水平高的金融子行业(金融机构)可以增加监管强度,确保整个金融系统的稳定。

如何精确地度量  $CoVaR$ ,学者们一直在不断地深入探索。Adrian 和 Brunnermeier 在 2008 年的工作论文中运用分位数回归方法;Girardi 和 Ergün(2013)采用多元变量 GARCH 模型;Mainik 和 Schaanning(2014)通过 Copula 函数估计了  $CoVaR$ 。国内学者大多采用分位数回归方法(李志辉、樊莉,2011;陈建青等,2015),本文借鉴 Adrian 和 Brunnermeier (2016) 的动态条件相关 GARCH 模型方法来测算  $CoVaR$ 。

假定金融子行业  $i$  和  $j$  的损失服从二元正态分布,则有:

$$(X_t^i, X_t^j) \sim N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} (\sigma_t^i)^2 & \rho_t^{ij} \sigma_t^i \sigma_t^j \\ \rho_t^{ij} \sigma_t^i \sigma_t^j & (\sigma_t^j)^2 \end{pmatrix}\right) \quad (10)$$

其中  $\sigma_t^i, \sigma_t^j$  和  $\rho_t^{ij}$  是通过 DCC-GARCH 模型估计的行业  $i$  和  $j$  的条件标准差和动态条件相关系数。由多元正态分布的性质可知,行业  $i$  发生损失时,行业  $j$  的损失也服从正态分布:

$$X_t^j | X_t^i \sim N\left(\frac{X_t^i \sigma_t^j \rho_t^{ij}}{\sigma_t^i}, (1 - (\rho_t^{ij})^2)(\sigma_t^j)^2\right) \quad (11)$$

结合  $CoVaR$  的定义公式(8),我们发现:

$$\Pr\left[\left[\frac{X_t^j - X_t^i \sigma_t^j \rho_t^{ij} / \sigma_t^i}{\sigma_t^j / \sqrt{1 - (\rho_t^{ij})^2}} \mid X_t^i = VaR_{q,t}^i\right] \leqslant \frac{CoVaR_{q,t}^i - X_t^i \sigma_t^j \rho_t^{ij} / \sigma_t^i}{\sigma_t^j / \sqrt{1 - (\rho_t^{ij})^2}}\right] = q\% \quad (12)$$

因为  $\left[\frac{X_t^j - X_t^i \sigma_t^j \rho_t^{ij} / \sigma_t^i}{\sigma_t^j / \sqrt{1 - (\rho_t^{ij})^2}}\right] \sim N(0, 1)$ ,另外,行业  $i$  的在险价值  $VaR_{q,t}^i = \Phi^{-1}(q\%) \sigma_t^i$ ,与已知条件相

结合,则行业  $j$  在行业  $i$  发生风险时,其动态  $CoVaR_{q,t}^{j|i}$  的计算公式为:

$$CoVaR_{q,t}^{j|i} = \Phi^{-1}(q\%) \sigma_t^j / \sqrt{1 - (\rho_t^{ij})^2} + \Phi^{-1}(q\%) \rho_t^{ij} \sigma_t^i \quad (13)$$

因为  $\Phi^{-1}(50\%) = 0$ ,所以行业  $j$  的边际风险溢出公式(9)可简化为:

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{j|i} = \Phi^{-1}(q\%) \rho_t^{ij} \sigma_t^i \quad (14)$$

本文将利用 DCC-GARCH 模型估计动态相关系数  $\rho_t^{ij}$  和条件标准差  $\sigma_t^i, \sigma_t^j$ ,然后代入公式(13)和(14),分别计算出  $CoVaR$  和  $\Delta CoVaR$ ,根据结果分析我国金融行业间以及金融期货的风险关联和异质性。

### 三、数据选取及描述性统计

#### (一) 数据选取

金融行业风险动态相关测度可以分为两种:一是基于金融行业之间实际业务关联的结构化方

法,另一种则是采用市场数据的简约化方法。由于金融机构业务关联结构难以获取,所以我们采用市场数据代替金融行业间业务关联结构(Allen 等,2012;沈悦等,2014;陈建青等,2015),即以申银万国二级银行、券商、保险和信托行业指数分别代表银行业、证券业、保险业与信托业。

申银万国二级银行业指数由 16 家上市银行构成;证券业指数由 25 家券商公司股票价格编制而成;保险业指数由 4 家公司,信托业指数由 8 家公司构成。<sup>①</sup> 这 53 家上市公司,尤其是银行、券商和保险公司均是我国重要的金融机构,它们的产品和业务相互交叉,风险传染可能性非常大,厘清它们之间的动态相关性和风险溢出差异,不仅有利于微观风险管理,对宏观审慎监管也有着重要作用。

2010 年 4 月 16 日,沪深 300 股指期货在中国金融期货交易所挂牌交易,经过 6 年多的发展,已成为我国最具有影响力的金融期货。作为金融衍生工具,股指期货是一把双刃剑,它在为众多金融机构提供风险对冲机会的同时,也为市场投机者攫取利润打开了潘多拉魔盒。尤其在 2015 年 6 月的“股灾”中,做空沪深 300 股指期货被认为加剧了股票市场的下跌,甚至有人要求停止股指期货交易,监管部门从多种因素考虑,限制了股指期货合约的日内开仓量,并调高了交易费用。

沪深 300 股指期货的标的资产是沪深 300 指数,前文所提及的 53 家金融机构绝大部分都是沪深 300 指数成分股,所占权重高达 36.15%。这意味着金融行业的股票价格波动对沪深 300 指数影响非常大。更进一步来说,金融行业各指数和沪深 300 股指期货应该会存在某些关系,尤其股指期货可以做空,它对金融行业又有什么影响呢?因此,本文将沪深 300 股指期货作为金融期货纳入考量的范围,重点考察它与银行、证券、保险和信托四个金融行业是否存在显著的风险溢出。我们选取沪深 300 股指期货当月连续数据作为金融期货的时间序列,它是由股指期货交易量最大、交易最活跃的最近一个月主力合约构成,最能够反映股指期货的长期连续变化。我们的研究时间从 2010 年 4 月 16 日开始,截至 2016 年 6 月 30 日,样本容量为 5 组,每组为 1508 个交易数据,所有数据由 Wind 资讯提供。

## (二)描述性统计

我们对申银万国二级各金融行业指数和沪深 300 股指期货当月连续数据分别取对数后,再进行差分求得各自收益率,即  $r_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100$ 。金融行业指数和股指期货的收益率的描述性统计如表 1 所示。

表 1 金融行业指数和股指期货收益率的描述性统计

	银行业	证券业	保险业	信托业	股指期货
均值	0.0134	-0.0031	0.0002	-0.0015	-0.0062
最大值	7.8490	9.5310	9.2090	7.5700	9.7370
最小值	-10.5100	-10.5400	-9.9240	-10.2800	-10.4400
标准差	1.6991	2.6282	2.0973	2.2173	1.8469
偏度	0.0119	-0.0080	0.0860	-0.6953	-0.3369
峰度	8.5258	5.7744	6.1121	5.8408	8.8380
Jarque-Bera	1917.3510	483.3536	610.0018	628.1515	2168.5970
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

<sup>①</sup> 限于篇幅,本文未列出构成各指数的 53 家金融机构,有兴趣的读者可向作者索取或参考 Wind 资讯。

从2010年4月至2016年6月,金融行业指数的日均收益率均非常接近零,只有银行业和保险业指数获得正的收益,其余为负收益。但收益率最大值和最小值相差悬殊,四个金融行业和股指期货的涨幅都曾有超过7%的表现,其中最好的是股指期货,为9.737%,其次是证券业(9.531%)。受多重因素叠加影响,2015年1月19日,沪指暴跌7.7%,金融股全部跌停,股指期货主力合约跌停,导致四个金融行业指数的亏损都在10%左右。金融行业的股票市值普遍巨大,出现跌停现象,十分罕见。此外,推出股指期货的本意是为投资者提供风险对冲工具,但在我国市场上却出现暴涨暴跌,难怪有人认为我国的股指期货被人操控,人为地加剧了市场波动,但其风险溢出效应是否显著,还需要进一步的科学分析。

银行业和保险业的偏度大于零,其分布为右偏;证券业、信托业和股指期货的偏度小于零,表现为左偏分布。可见,证券业和信托业的风险比银行业和保险业的风险更大。五组时间序列的峰度都高于3,可知它们的分布都呈现尖峰胖尾。另外,Jarque-Bera的统计概率显示都拒绝时间序列为正态分布,它们的风险均不容忽视。

### (三)平稳性与异方差检验

为确保实证分析有效,避免出现伪回归,我们利用ADF和Phillips-Perron单位根检验法检验金融行业指数和股指期货的时间序列是否为平稳过程。另外,利用拉格朗日乘数检验法来检验时间序列残差是否具有异方差效应(ARCH效应)。检验结果如表2所示。

表2 单位根检验和ARCH效应检验

	银行业	证券业	保险业	信托业	股指期货
ADF检验	-11.143***	-10.169***	-10.930***	-10.952***	-11.275***
PP检验	-39.918***	-36.937***	-39.425***	-36.622***	-38.471***
ARCH-LM检验	146.89***	150.41***	125.48***	248.38***	304.46***

注:单位根检验为无截距项,AIC准则,\*\*\*表示在1%的水平上显著。

从ADF和PP检验的结果来看,金融行业各指数和股指期货的收益序列均在99%的置信水平下,拒绝存在单位根的备择假设,即为平稳过程。但是ARCH-LM检验结果显示,在99%的置信水平下,拒绝没有ARCH效应的零假设,即五个金融变量都存在异方差效应。因此,运用GARCH族模型刻画金融行业指数和股指期货序列,可以减少异方差干扰拟合结果。

## 四、实证结果与经济解释

### (一)金融风险动态相关性分析

一般来说,DCC-GARCH模型分两步进行。第一步,依据公式(1)、(3)和(4)估计每个时间序列GARCH模型的参数,然后将模型残差除以条件标准差,得到标准化的残差序列。第二步,用标准化残差估计两个变量间动态协方差的系数和条件相关系数,公式(6)中的 $\rho_{12,t}$ 即反映两个变量间的动态条件相关性。我们采用t分布的DCC-GARCH(1,1)模型对金融行业指数和股指期货进行拟合,GARCH(1,1)模型参数见表3,动态协方差矩阵系数和条件相关系数见表4。

表3中 $\phi$ 和 $\varphi$ 均大于零,且两者之和也都小于1,说明模型系数都满足限制条件,两个系数都在99%的置信水平上显著。除了信托的 $\omega$ 不显著外,其他的 $\omega$ 都在90%或95%的置信水平上显著,对数似然比值最小。可见,GARCH(1,1)模型较好地拟合了各时间序列的波动。

表 3 金融行业指数与股指期货 GARCH(1,1)模型系数

	银行业	证券业	保险业	信托业	股指期货
均值	-0.0059 (0.0327)	0.0122 (0.0572)	-0.0062 (0.0435)	0.0262 (0.0482)	0.0032 (0.0372)
$\omega$	0.0328* (0.018)	0.0680* (0.0401)	0.0525* (0.0285)	0.0474 (0.0308)	0.0403** (0.0178)
$\phi$	0.0726*** (0.0253)	0.0412*** (0.0106)	0.0615*** (0.0141)	0.0512*** (0.0136)	0.0626*** (0.0132)
$\varphi$	0.9176*** (0.0279)	0.9481*** (0.0148)	0.9272*** (0.0155)	0.9383*** (0.1885)	0.9234*** (0.0156)
对数似然比	-2752.5	-3477.2	-3142.3	-3176.8	-2827.6

注:(1)括号内为标准误差;(2)\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下表同。

表4显示绝大部分的两个金融变量的 $\alpha$ 和 $\beta$ 都在90%以上的置信水平上显著,并且都满足模型参数的限制。银行业和信托业、保险业和信托业的动态条件相关系数分别为0.5722、0.6248,低于0.7,说明信托业与银行业和保险业之间的相关性较弱,它们之间的风险溢出效应不高。银行将一部分理财产品资金交由信托公司投资,形成影子银行业务,由于占比不大,规模在可控范围内,所以风险溢出不高。保险业与信托业相互溢出效应虽然不高,但是在保险机构不断加大投资集合资金信托计划,一部分信托计划又反过来参股保险公司,未来它们的风险溢出效应很有可能增加,所以需要持续跟踪它们之间的风险溢出变化。

表 4 DCC-GARCH 模型参数估计结果

	银行↔证券	银行↔保险	银行↔信托	银行↔期货	证券↔保险
$\rho$	0.7011*** (0.0249)	0.7845*** (0.0224)	0.5722*** (0.0308)	0.7262*** (0.0232)	0.7673*** (0.0362)
$\alpha$	0.0355*** (0.0094)	0.0389*** (0.0148)	0.0233** (0.0105)	0.0192*** (0.0073)	0.0075 (0.0055)
$\beta$	0.9233*** (0.0177)	0.9319*** (0.0324)	0.9423*** (0.0291)	0.9554*** (0.0192)	0.9837*** (0.0138)
自由度	4.1*** (0.2206)	4.3*** (0.2614)	4.8*** (0.3064)	4.1*** (0.2384)	4.5*** (0.2983)
对数似然比	-5490.4	-4984.2	-5450.3	-4731.5	-5742.7
	证券↔信托	证券↔期货	保险↔信托	保险↔期货	信托↔期货
$\rho$	0.7536*** (0.0302)	0.8183*** (0.0201)	0.6248*** (0.0165)	0.7693*** (0.0115)	0.7583*** (0.0239)
$\alpha$	0.0197*** (0.0068)	0.0199*** (0.0082)	0.0357 (0.0245)	0.0089 (0.0129)	0.0144** (0.0067)
$\beta$	0.9704*** (0.0123)	0.9662*** (0.0208)	0.9126* (0.5185)	0.8933*** (0.1779)	0.9753*** (0.0155)
自由度	4.8*** (0.2969)	4.3*** (0.2639)	5.3*** (0.4094)	4.4*** (0.2876)	4.9*** (0.3466)
对数似然比	-5887	-5212.3	-5816.7	-5108.2	-5184.5

注:期货为股指期货缩写。

除此之外,其他两两行业之间以及与股指期货的动态条件相关系数均高于 0.7,揭示了整体金融变量之间的相关性很强。所有的动态条件相关系数都在 95% 的置信水平上显著,说明该系数都存在解释意义。

券商拥有自营业务,券商一般会利用股指期货对其自营盘敞口进行套期保值,所以证券业与股指期货的关系比其他金融行业与股指期货的关系更紧密,这也是证券业和股指期货的动态条件相关性最高(0.8183)的原因。股指期货与银行业、证券业、保险业和信托业都存在较高的动态条件相关性,市场一旦遇到利空袭击,它们之间的共振必然加剧市场的波动,引起恐慌。一部分人就此认为关停股指期货,以期减少共振带来的风险,表面上看似有一定的道理,但是关停股指期货也会关闭风险对冲、风险缓释渠道,最终会形成资本市场的堰塞湖,金融市场的不确定性反而会大幅上升。因此,我们认为只要正确认识股指期货与金融行业具有较高的动态相关性,利用股指期货疏通风险,就有可能消除风险集聚。

2010 年以来,保险行业的收入持续高速增长。截至 2016 年 6 月,我国原保险保费收入为 18.8 万亿元,用于投资金额为 12.5 万亿元,其中债券投资为 4.2 万亿元,股票和证券投资基金为 1.7 万亿元,银行存款和其他投资为 6.6 万亿元<sup>①</sup>。近年以安邦保险为首的险资纷纷在证券市场上举牌银行等蓝筹股,带动保险与银行、证券以及股指期货动态相关性的上升。虽然险资进入证券市场,在促进市场发展和维护市场稳定方面起到了一定的作用,但是部分采用激进投资策略的保险公司严重冲击了市场,像前海人寿投资万科、格力电器,恒大保险投资梅雁吉祥,都对市场产生了巨大的负面影响。对于这类的险资投资行为有必要进行引导和规范。可喜的是,自 2017 年 3 月以来,保监会已经意识到这类问题,已会同其他监管部门纠正并惩罚险资的激进投资行为,促进他们成为证券市场上长期投资、价值投资的重要力量。

由实证分析结果可知,金融行业间以及金融行业与股指期货的动态相关性较高,它们之间确实存在风险溢出效应。那么从 2010 年 4 月至 2016 年 6 月,它们之间的实时动态相关性有无变化呢?为此,我们拟合出 4 个行业间,以及金融行业与股指期货共 10 组动态相关走势图,再来分析微观实时变化情况(见图 1)。

银行与证券、银行与保险、银行与信托的动态相关系数在 0.4~0.85 区间内波动。当动态相关系数降低时,金融系统的稳定性将会提高,当相关系数超过 0.7 时,这将威胁我国金融系统的安全。其他行业间的动态相关性的波动范围都在 0.2 之内,相对来说,风险溢出变化不大。从图 1 可以发现,2013 年 6 月,多数金融行业以及股指期货的动态相关系数创下历史纪录,如:银行与证券、银行与保险、银行与信托、银行与股指期货、证券与保险、证券与股指期货、保险与股指期货、信托与股指期货的动态相关系数都超过了 0.8。2013 年 6 月,我国发生了有史以来最严重的“钱荒事件”,它威胁了我国金融机构以及金融系统的安全,如果不是央行施以援手,恐怕后果十分严重。此外,2015 年 6 月“股灾”期间,大部分行业间,尤其是证券与其他行业的动态条件相关性也由低位攀升到历史高位,表明金融系统内的不确定性增加,风险相互溢出极为常见。但是银行与股指期货的动态条件相关性并未像其他行业出现上升,反而出现下降。其原因可能是,国家救市时,以买入银行蓝筹股稳定指数为策略,银行股微跌甚至出现上涨的局面,导致银行业整体走势与股指期货出现背离,它们的动态相关性也就降低了。如果我们能够及时刻画出金融行业间的动态相关性,掌握各行业间的风险溢出变化,通过监管措施疏通或化解风险积聚,就能够提高我国金融系统的稳定性。

<sup>①</sup> 保监会:<http://www.circ.gov.cn/web/site0/tab5168/info4036469.htm>

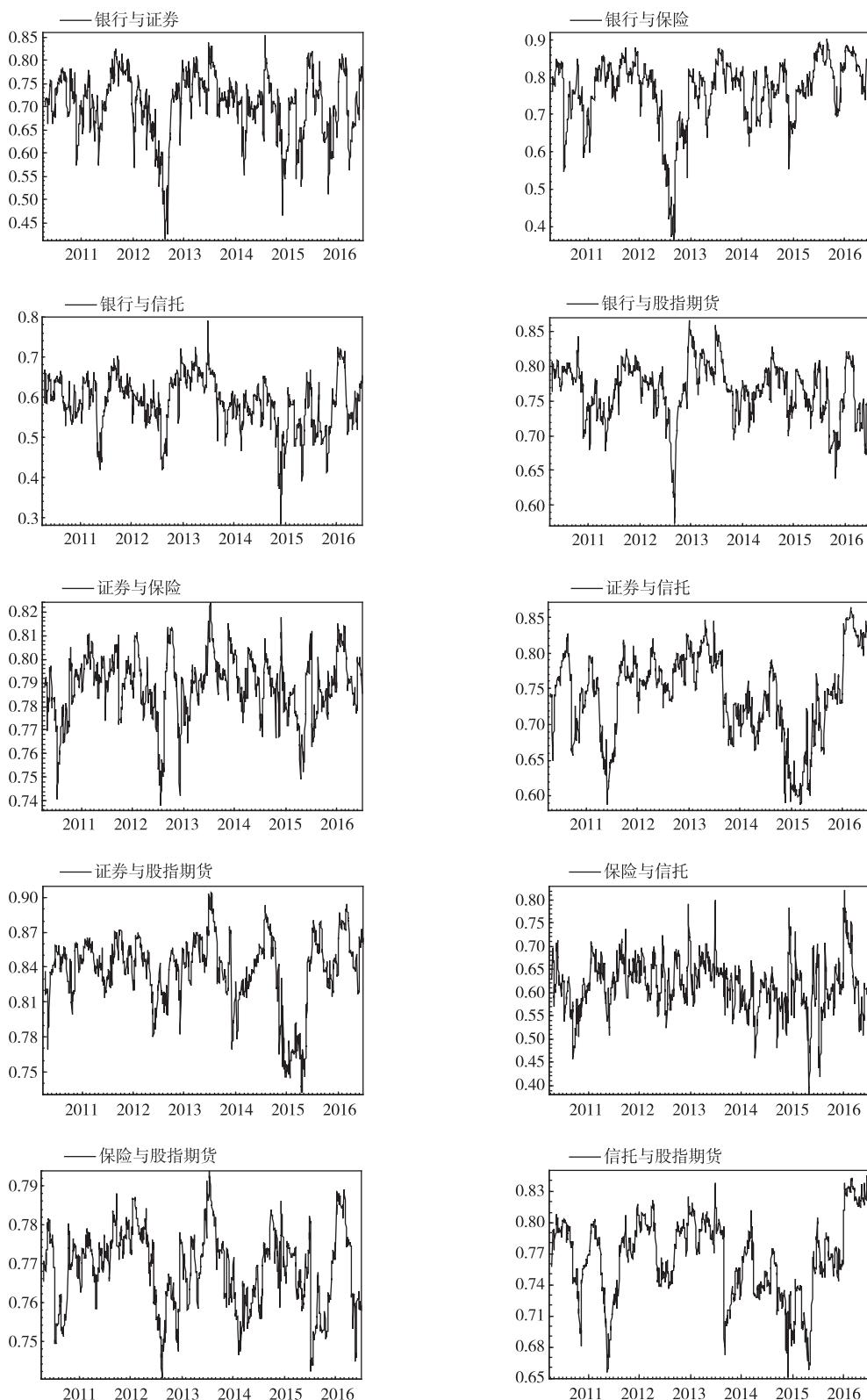


图 1 金融风险动态条件相关走势

我国虽然发生了严重的“钱荒”和“股灾”，但并未演变成金融危机，从图1中也可以得到一定的解释。正是因为金融行业间的动态条件相关性不断变化，风险趋势错位，使我国金融系统没有形成风险持续共振，避免了金融危机的发生。当然，未发生金融危机的本质原因可能是：我国经济仍保持在较高速度增长、改革在不断革除弊端、监管在不断完善、危机隐患出现时的政府救市等交互作用，化解了金融系统内的危情（严伟祥、张维，2017）。

## （二）风险溢出异质性分析

从DCC-GARCH模型中提取银行、证券、保险、信托和股指期货的各自条件标准差，并将两两之间的动态相关系数代入公式(13)和(14)，分别估计95%置信水平的条件在险价值CoVaR和边际风险溢出 $\Delta CoVaR$ 。为直观地观察金融行业和股指期货之间的CoVaR变化，我们分别绘制成图2。图2中的银行业CoVaR表示银行业受证券、保险、信托和股指期货波动影响时的条件在险价值。以此类推，金融各行业和股指期货的CoVaR均为来自其他金融部门波动冲击时的条件在险价值。

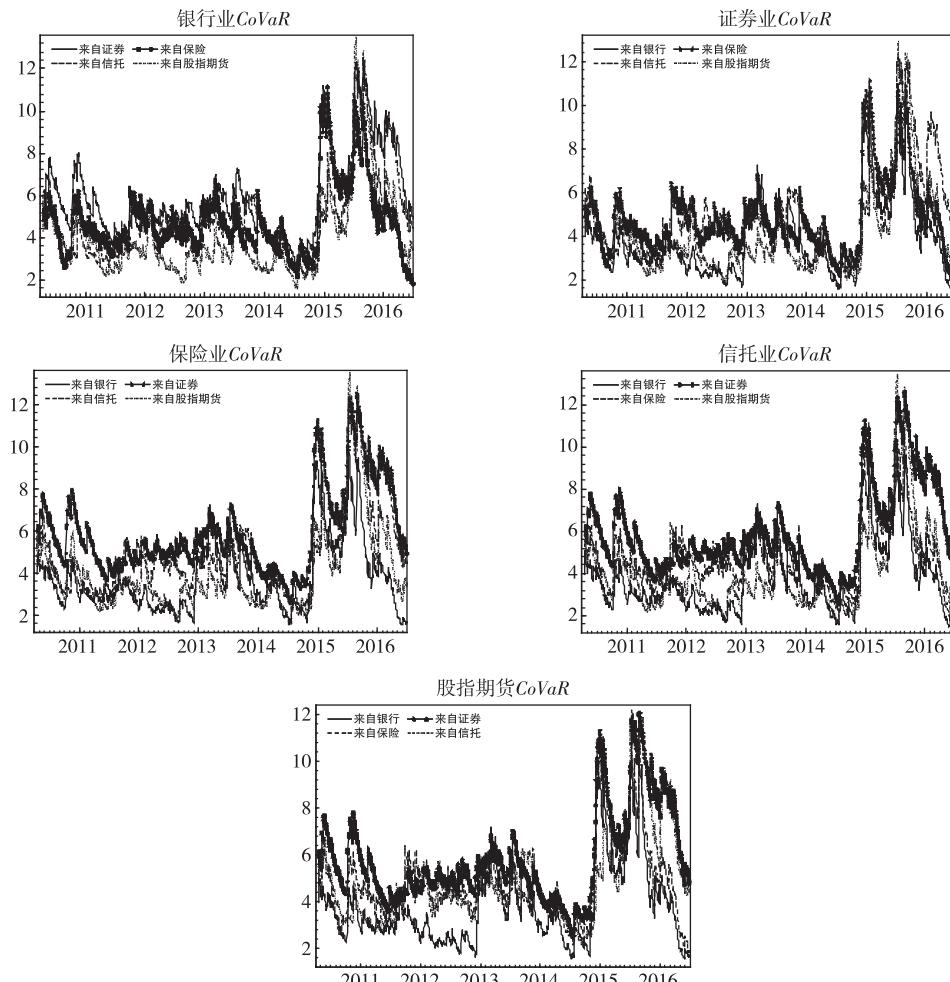


图2 金融行业和股指期货的条件在险价值(CoVaR)

由图2中的五幅图可以看出，最为显眼之处是2015年的年初和6月份，金融各行业和股指期货的CoVaR达到了六年来峰值。其原因是，2015年初证券市场节节攀升，带动了银行的表外融

资、保险资金、信托理财资金涌入证券市场，在杠杆的作用下，来自银行、证券、保险、信托和股指期货的风险不断向其他行业传染。2015年6月份开始的“股灾”，更是将整个金融行业的CoVaR推至历史的高位，若没有政府的救市，很有可能爆发系统性金融危机。其次，我们还发现2013年6月，各金融行业的CoVaR也比较高，这是由于“钱荒”导致金融系统内流动性匮乏，金融行业间因流动性风险导致风险溢出效应骤然提高。另外，“四万亿投资”的负面影响自2010年开始显露，其后两年进入加息周期，带动整个金融市场资金趋紧和股市持续下跌，造成股权类理财收益下行，由于期限错配等原因导致2010年的金融各行业的CoVaR也处在较高水平。

金融子行业受其他子行业风险溢出影响，条件在险价值走势虽然有一定类似，但不同子行业风险溢出效应还是存在较大差异。保险业和信托业对银行业的条件在险价值影响区别不大，但是2015年“股灾”之后，信托业超过了保险业对银行业的风险溢出程度。

我们对估算出来的CoVaR和 $\Delta$ CoVaR进行统计分析(见表5)。从均值来看，证券业对银行业的CoVaR和 $\Delta$ CoVaR的影响分别为5.963和2.970，对保险业的CoVaR和 $\Delta$ CoVaR的影响分别为5.945和3.341，对信托业的CoVaR和 $\Delta$ CoVaR的影响分别为5.470和3.136，对股指期货的CoVaR和 $\Delta$ CoVaR的影响分别为5.852和3.545，可见证券业对其他行业的影响是最大的。我国证券业经过二十多年的发展，参与者从个人到机构，结构相当复杂，但仍以中小投资者居多。由于信息不对称、风险管理能力差、投资者情绪波动大等因素的存在，导致我国证券市场风险一直居高不下。证券公司的业绩往往和证券市场的表现息息相关，当证券市场的表现差强人意时，证券业对其他金融子行业的风险溢出的贡献就非常高。

表5 金融子行业和股指期货的条件在险价值与边际风险溢出

	风险来源	CoVaR			$\Delta$ CoVaR		
		均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值
银行业	证券	5.963	2.528	12.580	2.970	1.131	7.066
	保险	4.742	1.792	11.132	2.611	0.999	6.979
	信托	4.899	2.093	11.804	2.058	0.734	5.237
	股指期货	4.032	1.563	13.522	2.189	0.829	7.183
证券业	银行	3.825	1.518	10.250	1.918	0.548	5.459
	保险	4.771	1.813	11.102	2.681	1.026	6.166
	信托	4.950	2.105	12.207	2.617	1.146	6.354
	股指期货	3.958	1.527	12.959	2.405	0.937	8.426
保险业	银行	3.789	1.517	9.794	2.106	0.484	6.445
	证券	5.945	2.530	12.512	3.341	1.378	7.092
	信托	4.932	2.094	11.931	2.179	0.838	5.813
	股指期货	4.038	1.562	13.511	2.204	0.839	7.122
信托业	银行	4.430	2.025	10.970	1.588	0.565	4.267
	证券	5.470	2.469	12.270	3.136	1.319	6.618
	保险	4.857	2.257	11.271	2.105	0.775	5.779
	股指期货	4.457	1.945	12.690	2.203	0.818	7.481
股指期货	银行	3.819	1.518	10.260	2.082	0.732	5.533
	证券	5.852	2.477	12.095	3.545	1.521	7.839
	保险	4.788	1.823	11.112	2.614	0.981	6.127
	信托	4.949	2.109	12.174	2.709	1.119	6.679

此外,我们还发现银行业对证券业、保险业、信托业和股指期货的条件在险价值和风险溢出贡献均比较小。我们认为可能是以下原因造成这种结果:(1)我国银行业自身经营业绩非常稳健,股价波动因此相对较小(如工商银行、建设银行等国有商业银行),银行业指数也随之波动不大(从表1中可以得到印证,银行业的标准差为1.6991,是所有变量中最小的),所以对其他金融行业和股指期货的风险溢出贡献自然就会小;(2)由于机构投资者(如基金、中央汇金)都会配置银行股票资产,导致二级市场上银行股票筹码锁定较多,市场即使大幅下跌时,抛售压力也相对较小,银行业指数不会有较大的波动,所以对其他金融行业的风险溢出相对较小;(3)每当市场极不稳定时,都会有一支无形的力量通过主动买进银行股票,来稳定市场人气和指数,这也减少了银行业对其他金融行业的风险溢出贡献度;(4)银行业较其他行业规模大,是我国最重要的金融部门,因此受政府监管最为严厉,风险溢出效应被弱化。

值得一提的是,股指期货在大部分期间,并未对银行、证券、保险和信托行业造成很大的风险溢出,仅仅在“股灾”期间,四个金融子行业的 $CoVaR$ 和 $\Delta CoVaR$ 受到股指期货最大的冲击(见图2中的股指期货 $CoVaR$ 和表5)。认清该事实,有利于我们理解并支持监管部门在非常时期对股指期货主力合约限制日开仓量的举措。同时我们也认为,随着市场趋于平稳,一些临时性、非常态化的政策措施应该回归常态,只有尊重市场自身发展规律,才会更好地发挥市场在资源配置中的决定性作用。

## 五、结论与启示

本文通过DCC-GARCH模型对我国银行业、证券业、保险业、信托业和股指期货之间的风险动态相关性进行了实证分析,并在该模型基础上度量了四个行业和股指期货间的条件在险价值 $CoVaR$ 和边际风险溢出 $\Delta CoVaR$ 。首先,我们发现金融行业间和股指期货的动态条件相关性整体水平偏高,且波动比较频繁,表明它们之间虽然存在较强的风险溢出效应,但是容易受宏观经济环境以及金融市场的影响发生变化。由于银行业、证券业、保险业、信托业的资产规模、业务种类和监管主体的不同,风险溢出效应也存在显著的差异。其次,股指期货在我国金融市场不稳定时期,并未起到风险缓释作用,相反,增加了四个金融子行业的不确定性。再次,从条件在险价值和边际风险溢出来看,证券业对其他金融子行业的平均风险溢出贡献最大,银行业对其他金融子行业的平均风险溢出贡献较小;而股指期货在市场稳定期,对其他金融部门的风险溢出贡献小,不稳定时期的贡献最大。最后,我们认为DCC-GARCH-CoVaR模型能够有效刻画金融行业间以及股指期货的动态相关性,捕捉到它们之间的风险溢出变化和边际风险溢出的异质性。该方法有助于及时发现金融部门的风险积聚,通过监管协调,疏通和化解风险,提高我国金融系统的稳定性。

当前,资管市场发展迅猛,金融各机构积极开发新业务、新产品和新渠道,增加经营活力,实现了资产规模高增长的目标。根据中国人民银行发布的《中国金融稳定报告2017》,近年来,银行、证券、保险和信托等金融机构的跨市场、跨行业、跨机构合作十分密切。截至2016年,银行业金融机构表外业务高达253万亿元,是表内总资产的109%,同比增长12%。由于表外业务快速发展,加大了金融风险以及资金在金融体系空转的问题。在这种形势下,我们要高度警惕金融风险的隐蔽性、复杂性、突发性和危害性。

正因如此,习近平总书记在第五次全国金融工作会议中特别强调:“要健全风险监测预警和早

期干预机制,加强金融基础设施的统筹监管和互联互通,推进金融业综合统计和监管信息共享。”今后,如何进行风险监测预警以及建立早期干预机制将成为学界和业界的重要课题。我们认为可以从以下四点入手,提高防范化解金融风险的能力。一是建立并优化金融大数据监测统计系统;二是利用数理统计和金融工程方法跟踪并分析风险传染和估计危害程度;三是建立金融市场信息反馈和舆情跟踪机制;四是完善金融安全防线和风险应急处置机制。

此外,新设立的国务院金融稳定委员会从顶层设计方面,克服“一行三会”的分业监管的短板,打破现有体制隔阂和利益博弈,积极引导各金融机构循序渐进地去杠杆,脱虚向实,回归本源,服务于实体经济。新的监管体制针对我国金融风险溢出存在异质性,应该实施分类、差异化监管,从而提高宏观审慎性监管的效力。在实现风险监测信息共享方面,金融稳定委员会应该起到引领的作用,通过统筹协调,维护金融安全,保护改革开放以来所取得的经济和社会成果,并促进我国经济和社会持续、健康地发展。

#### 参考文献:

1. 陈建青、王擎、许韶辉:《金融行业间的系统性金融风险溢出效应研究》,《数量经济技术经济研究》2015年第9期。
2. 陈王、魏宇、淳伟德、侯县平:《中国股市与周边股市波动风险传导效应研究》,《中国管理科学》2011年第6期。
3. 谷耀、陆丽娜:《沪深港股市信息溢出效应与动态相关性的实证研究——基于长记忆 VAR-BEKK(DCC)-MVGARCH(1,1)模型》,《数量经济与技术经济研究》2006年第8期。
4. 何德旭、王朝阳:《中国金融业高增长:成因与风险》,《财贸经济》2017年第7期。
5. 李丛文、闫世军:《我国影子银行对商业银行的风险溢出效应——基于 GARCH-时变 Copula-CoVaR 模型的分析》,《国际金融研究》2015年第10期。
6. 李志辉、樊莉:《中国商业银行系统性风险溢价实证研究》,《当代经济科学》2011年第6期。
7. 刘晓星、段斌、谢福座:《股票市场风险溢出效应研究:基于 EVT-Copula-CoVaR 模型的分析》,《世界经济》2011年第11期。
8. 沈悦、戴士伟、罗希:《中国金融业系统性风险溢出效应测度》,《当代经济科学》2014年第6期。
9. 严伟祥、张维:《我国金融市场尾部风险相依与区制转移下的风险冲击研究》,《金融评论》2017年第2期。
10. 张志波、齐中英:《基于 VAR 模型的金融危机传染效应检验方法与实证分析》,《管理工程学报》2005年第3期。
11. 郑振龙、杨伟:《金融资产收益动态相关性:基于 DCC 多元变量 GARCH 模型的实证研究》,《当代财经》2012年第7期。
12. 中国人民银行:《中国金融稳定报告 2017》,中国金融出版社 2017 年版。
13. Adrian, T. , & Brunnermeier, M. K. , CoVaR. *American Economic Review*, Vol. 106, No. 7, 2016, pp. 1705—1741.
14. Allen, L. , Bali, T. G. , & Tang, Y. , Does Systemic Risk in the Financial Sector Predict Future Economic Downturns? *The Review of Financial Studies*, Vol. 25, No. 10, 2012, pp. 3000—3036.
15. Bae, K. H. , Karolyi, G. A. , & Stulz, R. M. , A New Approach to Measuring Financial Contagion. *Review of Financial Studies*, Vol. 16, No. 3, 2003, pp. 717—763.
16. Baur, D. , & Schulze N. , Coexceedances in Financial Markets: A Quantile Regression Analysis of Contagion. *Emerging Markets Review*, Vol. 6, No. 1, 2005, pp. 21—43.
17. Bernanke, B. , Financial Reform to Address Systemic Risk. Council on Foreign Relations, Washington, DC, March 10, 2009.
18. Chan, N. T. , Getmansky, M. , Haas, S. m. , & Lo, A. W. , Systemic Risk and Hedge Funds. NBER Working Paper, No. 11200, 2005.
19. Chi, L. C. , Contagion and Competitive Effects of Plan Confirmation of Reorganization Filing: Evidence from the Taiwan Stock Market. *Economic Modelling*, Vol. 26, No. 2, 2009, pp. 364—369.
20. Dungey, M. , Fry A. , & Martin, L. , Empirical Modeling of Contagion: A Review of Methodologies. *Quantitative Finance*, Vol. 5, No. 1, 2005, pp. 9—24.
21. Engle, R. F. , Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 20, No. 3, 2002, pp. 339—350.
22. Girardi, G. , & Ergün, A. T. , Systemic Risk Measurement: Multivariate GARCH Estimation of CoVaR. *Journal of*

*Banking & Finance*, Vol. 37, No. 8, 2013, pp. 3169—3180.

23. Kaufman, G., Banking and Currency Crisis and Systemic Risk: Lessons from Recent Events. *Economic Perspectives*, Vol. 24, No. 3, 2000, pp. 9—28.

24. Kupiec, P., & Nickerson, D., Assessing Systemic Risk Exposure GSEs under Alternative Approaches to Capital Regulation. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 28, No. 2, 2004, pp. 123—145.

25. Mainik, G., & Schaanning, E., On Dependence Consistency of CoVaR and Some Other Systemic Risk Measures. *Statistics & Risk Modeling*, Vol. 31, No. 1, 2014, pp. 49—77.

26. Miyakoshi, T., Spillovers of Stock Return Volatility to Asian Equity Markets from Japan and the US. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 13, No. 4, 2003, pp. 383—399.

27. Mun, K. C., Contagion and Impulse Response of International Stock Markets around the 9—11 Terrorist Attacks. *Global Finance Journal*, Vol. 16, No. 1, 2005, pp. 48—68.

28. Schwartz, S. Z., Systemic Risk. *Georgetown Law Journal*, Vol. 97, No. 1, 2008, pp. 193—249.

29. Wong, A., & Fong, T., Analysing Interconnectivity among Economies. *Emerging Markets Review*, Vol. 12, No. 4, 2011, pp. 432—442.

## A Study on the Dynamic Correlation of Financial Risk and Heterogeneity of Risk Spillover

YAN Weixiang, ZHANG Wei, NIU Huawei (Nanjing Audit University, 211815)

**Abstract:** As the financial integration developed deeply, financial sectors have launched some financial products and businesses cross industry and financial institute through innovation, although it improved business vitality, the lack of internal control, and supervision mechanism was not mature, the cross risk is easy to breed and spread in the financial system. To capture the dynamic relationship of the financial risk, this paper constructs DCC-GARCH model, and describes the dynamic correlations between banking, securities, insurance, trust and futures, analyzes their risk spillover effect. Meanwhile, substituting the parameters and results of DCC-GARCH model into the CoVaR method, we measure and analyze the risk spillover contribution to other financial sectors when a financial sector is in trouble. The results show that there is a strong risk spillover effect in financial sectors, but there is a dynamic volatility of risk spillover in different sectors. The securities has the largest contribution of risk spillover to other financial sectors. The banking contributes the less risk spillover to other financial sectors. Stock index future has little contribution of risk spillover to other financial sectors in the stability period, but it has greatest contribution of risk spillover to other financial industry in the instability period. Recognizing those characteristics, they can contribute to regulatory authorities to find differences of risk contagion in financial sectors, we can decrease risks through the refinement and classification regulation, and maintain the stability of China's financial system.

**Keywords:** Financial Risk, Dynamic Correlation, Risk Spillover, DCC-GARCH Model, CoVaR

**JEL:** C58, G20, G3

责任编辑: 汀 兰