

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

李丛文 闫世军

内容摘要：近几年，我国影子银行规模持续扩张，其风险溢出问题日益引起学术界关注。本文从我国影子银行自身特点出发，基于偏 t 分布的 GARCH-时变 Copula-CoVaR 模型测度了各类型影子银行对商业银行的整体以及局部动态风险溢出效应。结果发现：各类型影子银行的风险溢出效应不尽相同，信托业风险溢出最大，其次为证券业，最后为民间借贷业；虽然整体风险溢出较小可控，但仍需防范；影子银行系统对不同类型商业银行风险溢出差别较大，风险溢出由高到低依次为股份制银行、城商银行和国有银行。本文结论对动态监管影子银行系统性风险溢出以及商业银行自身稳健经营具有实证支持作用。

关键词：影子银行 商业银行 风险溢出 时变 Copula-CoVaR

中图分类号：F831 **文献标识码：**A

引言

金融稳定委员会 (FSB) 发布的《2014 全球影子银行检测报告》指出，中国影子银行规模全球占比为 4%，仅次于美国与英国，位列世界第三。伴随我国利率市场化改革的推进，以合作理财、同业借贷等为主的非标准证券化影子银行业务^①急剧扩张，各类影子银行机构大量参与商业银行的表外经营业务，同时商业银行为其提供隐性担保，广泛而密切的资金同业往来增加了影子银行与商业银行之间系统性风险的溢出传染可能。尽管目前我国商业银行整体资本充足率较高 (2014 年达到 12.4%)，具有强大的净资产可以抵御信贷危机冲击，然而近几年来，金融市场频繁发生的流动性紧张事件^②已经证明了影子银行的局部风险对于我国金融系统稳定性影响已经凸显，此类局部系统性风险暴露，商业银行必然首当其冲。基于此，本文拟以偏 t 分布 GARCH-时变 Copula-CoVaR 模型针对我国影子银行对商业银行的整体以及局部风险溢出效应进行测度，为动态监管影子银行系统性风险溢出，提高我国商业银行抗风险能力提供客观的实证依据。

作者简介：李丛文，南开大学经济学院金融系博士研究生；闫世军，南开大学经济学院金融系博士研究生。感谢评审人对本文提出的宝贵意见。

^①目前，我国商业银行通过回购、理财、抵押融资等资金同业业务与影子银行机构产生资产负债关联，并为其提供隐性担保。商业银行扮演最终债务人角色，与标准证券化业务不同，其自身风险并未实质剥离。

^②典型性事件，例如浙江温州企业主“跑路”、山西柳林信托危机、河南郑州担保事件、内蒙古鄂尔多斯民间借贷断链、陕西神木民间借贷危机、光大证券乌龙指等事件。

一、文献综述

与国外以资产证券化为核心的影子银行明显不同，我国影子银行是根植于商业银行的，与传统商业银行有着较强的依附关系，几乎所有的影子银行机构和业务模式 (典型如银信、银证合作理财、同业信贷业务等) 都与商业银行在资金链上存在紧密的联系 (王淳力和李建军, 2013)。虽然其业务模式的交易结构和参与方不尽相同，但资金的最终来源都是商业银行，本质上与商业银行的经营模式是类似的 (裘翔和周强龙, 2014)，是商业银行的信贷延伸。因此，李建军等 (2014) 认为，以 FSB (2011) 提出的功能标准界定我国影子银行范围较为系统且全面，即影子银行是指发挥信用转换、期限转换与流动性转换的信用中介。按照该标准，我国影子银行业务主要包括商业银行与信托、证券、资管等机构的单独或合作理财；融资租赁及担保、小贷公司、典当行以及 PE 速贷等民间借贷网络以及资产证券化、货币市场基金、回购交易等新型金融市场业务 (阎庆民和李建军, 2014)。从机构角度来看，目前主要包括以信托公司、证券公司以及其他金融资产管理公司为主的非银行金融机构^①和以融资租赁、担保公司、私募股权投资基金、小额贷款公司、典当行等为主的准金融机构^② (或广义的民间借贷金融机构) (宋海, 2014; 阎庆民和李建军, 2014 等)。

从我国影子银行业务规模构成来看，截至 2013 年年底，商业银行与信托、证券等资产管理公司单独或合作理财业务以及融资租赁业务规模合计达 60% 以上，同时在紧缩性信贷与货币政策约束下，以小额贷款、融资担保、典当行为主的民间借贷业务通过投资公司、资产管理公司、第三方理财机构、P2P 网络借贷平台等途径发展迅速，其业务规模也达到了 16% 左右。^③然而，目前上述绝大部分影子银行业务由于没有实现标准资产证券化业务所具备的市场流动性、信用强化、降低成本、分散风险等特征易形成局部风险；同时，商业银行为影子银行 (其本身不能吸收存款) 提供流动性，通过理财、回购、抵押融资等资金同业业务与影子银行机构产生资产负债关联，成为影子银行的风险管理者和“最后贷款人”。伴随着利率市场化改革以及资产证券化等新型金融业务的兴起，我国影子银行体系与传统商业银行之间业务和渠道联系将更加广泛而密切，同时也加大了系统性风险的传染可能。因此，着重研究影子银行对商业银行的风险溢出对我国现阶段金融改革具有重要意义。

现有关于我国影子银行的实证分析研究主要偏重其对于宏观经济增长 (陈剑和张晓龙, 2012; 沈悦和谢坤锋, 2013) 与货币政策协调文献 (李波和伍戈, 2011; 王晓枫和申妍, 2014; 解凤敏和李媛, 2014; 裘翔和周强龙, 2014) 的影响两方面。仅有少数学者实证研究了影子银行的风险问题，例如毛泽盛和万亚兰 (2012) 研究发现，影子银行规模与银行体系稳定性存在阈值效应。张亦春和彭江 (2014) 运用面板 VAR 模型检验结果表明，影子银行的发展会增强商业银行的稳健性，但影响程度较小。李建军和薛莹 (2014) 基于会计账户传染的马尔科夫过程，运用投入产出法实证发现信托部门是主要的风险源，银行部门是系统性风险最主要的承担者，在其研究观测期内影子银

^①目前，该类影子银行规模最大，商业银行主要与信托、证券公司相互合作，基于信托与票据受益权信用，构建“资金池-资产池”运作模式，将商业银行受限资金通过信托、券商渠道投向基础产业、工商企业以及房地产业，实现各自负债端与资产端的表外化，本质上，是银行信贷的延伸，但却不受监管，诸如信托公司、证券公司等金融机构愈发成为影子银行主体。

^②该类影子银行构成较为复杂，本文从广义上称其为民间借贷金融机构，与前一种影子银行的本质区别在于目前是不纳入分业监管范围以内或监管较少，从功能视角来看，因其主要作用是贷款融资，故应属于影子银行体系的范畴。同时其与传统商业银行存在着广泛的资金往来关系，如小额贷款公司、典当行等可以从商业银行等机构拆借资金，因而与银行体系也具有同业业务关联性。

^③测算依据来源于王淳力和李建军 (2013)，当然其他业界及各类监管机构也对影子银行的业务构成及其规模进行了详尽的探讨分析。

行部门系统性风险整体呈现上升趋势。而针对影子银行对商业银行风险溢出效应的相关研究则甚少,虽然影子银行对于商业银行稳定性影响问题已引起普遍关注,但目前已有文献对之研究不够深入,相关分析也仅限于定性层面(巴曙松,2009;周莉萍,2012;颜永嘉,2013)。

从理论研究的角度来看,探讨影子银行对商业银行的风险溢出效应主要体现为研究影子银行系统与商业银行系统之间的风险关联性。学术界历来十分关注不同金融领域内的风险扩散传递,特别是2008年全球金融危机爆发以来,涌现出一系列较新的风险溢出研究方法,主要包括CCA或有益分析法(Lehar,2005)、EVT多元极值法(Hartmann,2005)、MES边际期望损失法(Acharya,2010)以及CoVaR条件在险价值法(Adrian & Brunnermeier,2009)。就适用性来说,目前我国影子银行业务主要为银行与信托公司、证券公司合作的投资理财业务以及资金同业借贷业务,这些非标准证券化业务的衍生链条简单,杠杆率较低,所以基于期权定价的CCA方法适用性较差。另外,在我国从事影子银行业务的机构主要是银行、证券、信托公司等正规金融机构,相对于机构所有者权益规模而言,影子银行业务规模较小,从而业务风险使得机构破产的概率极低(李建军和薛莹,2014),因此通过违约破产风险的可能性衡量系统性风险的EVT法与MES法假设条件和使用工具均与中国影子银行现状不匹配,应用价值也不高。相比之下,CoVaR条件在险价值法既不依赖于复杂的衍生定价公式也不依赖于机构违约破产概率,从而在测度影子银行系统风险溢出方面更加贴近我国现实,同时其利用金融市场的数据^①使得度量结果适时、精确,更具前瞻性。

然而,现有的CoVaR风险测度多基于分位数回归技术(肖璞等,2012;白雪梅等,2014),只能测度线性风险溢出。在我国,实体经济的周期性波动及产业结构变动是引发影子银行系统风险的主要因素,而我国实体经济对银行融资依赖较强,所以商业银行既是影子银行系统风险的主要承担者也是风险波动的重要根源之一。因此,简单的线性刻画不能有效反映我国影子银行风险传染溢出的特殊性,所以需要考虑二者的非线性关联。同时传统的CoVaR方法未考虑其GARCH残差项分布对测度结果的影响,多数研究将其简单地服从正态分布,我国整体金融机构创新程度不高,标准证券化程度不够,市场完全有效化特征不明显,且多数影子银行提供发行者“刚性兑付”保证,所以理论上GARCH残差项参数并非简单地呈现标准正态分布,模型存在参数估计问题,因此需要对CoVaR模型进行优化以使测度结果更加精确。另外,我国影子银行规模经历了从金融危机前的初步形成到危机后的急剧扩张的发展过程。这也表明其风险溢出具有动态变化特征,所以需要从横截面与时间两个维度全面衡量。

基于上述分析,本文拟采用偏t分布GARCH-时变Copula-CoVaR模型来探讨我国影子银行对商业银行的风险溢出效应。笔者在传统的分位数CoVaR基础上引入Copula函数来测度非线性影子银行风险溢出CoVaR。Copula函数拥有众多函数族,模型的灵活性较强,但现有Copula函数的不足之处在于不能反映风险溢出效应的动态变化特征。为此,本文引入时变Copula函数度量影子银行对商业银行的风险溢出,使得对风险溢出的度量频率能提高到每个交易日。同时,为贴近我国金融市场非完全有效化的现实,本文将偏t(Skewed-t)分布引入GARCH残差项模型以解决非标准正态收益率参数估计问题,使得CoVaR度量结果更加精确。

二、模型设计与数据说明

(一) 基本CoVaR模型

Adrian & Brunnermeier (2009)首次基于风险溢出角度给出了CoVaR的定义,其具体数学表达式如下:

^①随着股权分置的顺利改革、利率市场化的推进、融资融券、股指期货和期权的推出以及投资者价值投资理念不断成熟,中国股市的有效性逐渐增强,未来基于市场数据的风险测度方法应用会更加广泛。

$$\Pr(X^i \leq \text{CoVaR}_q^{ij} | X^j = \text{VaR}_q^j) = q \quad (1)$$

其中, CoVaR_q^{ij} 表示在显著性水平为 q 的情况下,金融机构 i 在金融机构 j 处于某风险价值水平时的风险价值水平。 CoVaR_q^{ij} 本质上就是一种条件风险价值 VaR_q ,是机构 i 关于机构 j 的条件风险价值,衡量的是金融机构 i 的总风险价值,包括在显著性水平 q 下机构 i 的无条件风险价值 VaR_q^i 以及机构 j 的极端风险事件对机构 i 的风险溢出价值,而机构 j 的风险事件对机构 i 的风险溢出价值 $\Delta\text{CoVaR}_q^{ij}$ 为 CoVaR_q^{ij} 和 VaR_q^i 的数值之差,其具体表达式为:

$$\Delta\text{CoVaR}_q^{ij} = \text{CoVaR}_q^{ij} - \text{VaR}_q^i \quad (2)$$

其中, $\Delta\text{CoVaR}_q^{ij}$ 反映了机构 j 对机构 i 的风险溢出效应的大小,但由于不同的金融结构 i 的无条件风险价值 VaR_q^i 相差很多,因此为了便于比较研究,需要对其进行标准化处理得到 j 对 i 的风险溢出度 $\% \text{CoVaR}_q^{ij}$,具体表达式如下:

$$\% \text{CoVaR}_q^{ij} = \frac{\Delta\text{CoVaR}_q^{ij}}{\text{VaR}_q^i} \times 100\% \quad (3)$$

(二) GARCH-时变Copula-CoVaR模型

由上述CoVaR的定义可知,其本质上就是当某一随机变量处于显著性水平分位点时另一随机变量的条件概率分布的分位数。而分位数其实就是对密度函数求变上限积分,所以只要得到变量分布密度函数,就可以计算CoVaR。本文通过Copula函数计算CoVaR,利用Copula函数估计溢出效应时,需要解决单变量的边缘拟合分布和选取合适的Copula函数来刻画边缘分布的联合分布这两个问题。为此,笔者首先利用ARMA(0,0)-GARCH(1,1)-偏t模型对单变量边缘分布进行估计,根据估计得到的边缘分布对原样本序列进行概率积分变换,得到服从[0,1]均匀分布的序列,然后选择合适的Copula函数估计其联合分布。

1. 序列边缘分布拟合

Bolerslev, Chou & Kroner (1992)的研究表明,GARCH(1,1)模型可以有效地刻画多数金融时间序列波动性的动态过程。因此,本文对各指数收益率序列 r_{it} 建立ARMA(0,0)-GARCH(1,1)-偏t模型进行边缘分布拟合,模型的数学表达式如下:

$$r_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}; \quad \varepsilon_{it} = \sigma_{it} e_{it}; \quad \sigma_{it}^2 = w_i + \alpha_i \varepsilon_{it}^2 + \beta_i \sigma_{it-1}^2; \quad e_{it} \sim \text{Skewed-t}(e_{it} | \eta_i, \lambda_i) \quad (4)$$

其中, $w_i > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_i \geq 0$,且 $\alpha_i + \beta_i < 1$,同时标准化残差 e_{it} 独立同分布于峰度参数为 η_i 、非对称参数为 λ_i 的偏t分布,偏t分布的密度函数如下:

$$\text{Skewed-t}(e_{it} | \eta_i, \lambda_i) = \begin{cases} bc [1 + \frac{1}{\eta_i - 2} (\frac{be_{it} + a}{1 - \lambda_i})^2]^{-\eta_i + 1/2}, & z < -a/b \\ bc [1 + \frac{1}{\eta_i - 2} (\frac{be_{it} + a}{1 - \lambda_i})^2]^{-\eta_i + 1/2}, & z \geq -a/b \end{cases} \quad (5)$$

其中, $a = 4\lambda_i c \frac{\eta_i - 2}{\eta_i - 1}$, $b = 1 + 3\lambda_i^2 - a^2$, $c = \frac{\Gamma(\eta_i + 1/2)}{\sqrt{\pi(\eta_i - 2)} \Gamma(\eta_i/2)}$,且 $3 < \eta_i < \infty$, $-1 < \lambda_i < 1$ 。

2. 时变Copula相关结构估计

为获得动态CoVaR,本文参考Engle(2002)和Patton(2006,2006a),采用了7种不同的时变Copula模型对动态相关结构进行估计,然后通过AIC准则、BIC准则和对数似然函数值从7种时变Copula模型中选择最优的时变T-DCC-Copula模型来对各收益率之间的动态相关结构进行估计,

T-DCC-Copula 模型假设条件相关矩阵 $R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_t \\ \rho_t & 1 \end{bmatrix}$ 服从动态 DCC (1, 1) 过程:

$$Q_t = (1-\alpha-\beta) \bar{Q} + \alpha e_{t-1} e_{t-1}' + \beta Q_{t-1} Q_{t-1}' \quad (6)$$

其中, u_t 和 v_t 分别为在对 r_{it} 和 r_{jt} 进行边缘分布拟合后, 对其残差 e_{it} 和 e_{jt} 进行概率积分变换得到的服从 $U(0, 1)$ 的子序列, $e_{t-1} = (t_v^{-1}(u_{t-1}), t_v^{-1}(v_{t-1}))$, t_v^{-1} 表示自由度常数 v 的标准 t 分布的逆分布。 \bar{Q} 是 e_t 的样本协方差矩阵, \tilde{Q}_t 是主对角元素为 Q_t 平方根, 非对角线元素为 0 的 2×2 阶矩阵, 模型参数约束满足 $\alpha + \beta < 1$; $\alpha, \beta \in (0, 1)$ 。

3. 时变风险溢出度 %CoVaR 的计算

在对收益率序列进行 ARMA (0, 0) - GARCH (1, 1) - 偏 t 模型边缘分布估计和最优时变 T-DCC-Copula 模型相关结构估计后, 接下来进行 CoVaR 的计算。首先, 通过下式来计算指数收益率序列 i 在显著性水平为 q 的时变 VaR_q^{it} :

$$VaR_q^{it} = \mu_i + \sigma_{it} \times Q_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(q) \quad (7)$$

其中, $Q_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(q)$ 表示峰度参数为 η_i , 非对称参数为 λ_i 的偏 t 分布的 q 分位数。

Sklar 定理指出, 当 F 是边缘分布为 F_1 和 F_2 的二维联合分布函数时, 一定存在一个 Copula 函数 $C: [0, 1]^2 \rightarrow [0, 1]$ 使得 $F(x_1, x_2) = C(F_1(x_1), F_2(x_2))$, 进一步可推导出 F 所对应的密度函数:

$$f(x_1, x_2) = c(F_1(x_1), F_2(x_2)) f_1(x_1) f_2(x_2) \quad (8)$$

其中, $c(u, v) = \frac{\partial^2 C(u, v)}{\partial u \partial v}$ 为 Copula 函数的密度函数, $f_1(x)$ 和 $f_2(x)$ 分别为随机变量 X_1 和 X_2 的密度函数, 则随机变量 X_1 关于 X_2 的条件密度为:

$$f(x_1|x_2) = \frac{f(x_1, x_2)}{f_2(x_2)} = \frac{c(F_1(x_1), F_2(x_2)) f_1(x_1) f_2(x_2)}{f_2(x_2)} = c(F_1(x_1), F_2(x_2)) f_1(x_1) \quad (9)$$

根据 Copula 函数的性质可知在单调增变化下 Copula 函数保持不变, 由于 r_{it} 和 r_{jt} 分别是 e_{it} 和 e_{jt} 的单调增函数, 因此对收益率序列之间相关结构的研究可以转换为对残差序列之间相关结构的研究, 从而收益率 r_{it} 关于 r_{jt} 的时变条件密度函数为:

$$f_i(e_{it}|e_{jt}) = c_i(F_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{it}), F_{Skewt(\eta_j, \lambda_j)}(e_{jt}) | \rho_i, \eta) f_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{it}) \quad (10)$$

其中, $c_i(\cdot, \cdot | \rho_i, \eta)$ 表示时变相关结构参数为 ρ_i 和自由度参数为 η 时变 T-DCC-Copula 的密度函数, 因此 r_{it} 关于 r_{jt} 的时变分布函数为:

$$F_i(e_{it}|e_{jt}) = \int_{-\infty}^{e_{it}} c_i(F_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{it}), F_{Skewt(\eta_j, \lambda_j)}(e_{jt}) | \rho_i, \eta) f_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{it}) de_{it} \quad (11)$$

当 r_{jt} 处于风险水平时, e_{jt} 也处于风险水平, 从而根据 CoVaR 的定义, 在计算时变条件风险价值 $CoVaR_q^{ij}$ 之前, 需要先计算如下积分方程:

$$\int_{-\infty}^{e_{it}} c_i(F_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{it}), q | \rho_i, \eta) f_{Skewt(\eta_i, \lambda_i)}(e_{it}) de_{it} = q \quad (12)$$

令该方程的解为 e_{it}^q , 则 $CoVaR_q^{ij} = \mu_i + \sigma_{it} \times e_{it}^q$ 。最后根据式 (2) 和 (3) 可求出 j 的风险事件对 i 的时变风险溢出价值 $\Delta CoVaR_q^{ij}$ 和时变风险溢出度 %CoVaR $_q^{ij}$ 。

(三) 样本选取及数据说明

当前我国影子银行业务主要以单独或合作理财、同业借贷为主, 参与主体一方为商业银行, 另一方主要为以信托、证券公司为主的非银行金融机构以及广义的民间借贷金融机构。为保证所选择

本数据尽量满足市场有效性以及受数据可获得性制约, 本文以上市金融机构作为实证分析对象。商业银行方面, 选取工商银行、中国银行、建设银行作为国有商业银行的代表; 选取交通银行、浦发银行、招商银行、中信银行、兴业银行、平安银行、民生银行和华夏银行作为股份制商业银行的代表; 选取北京银行、南京银行和宁波银行作为城市商业银行的代表。影子银行方面, 以 16 家上市证券公司^①组成证券类影子机构, 以上市的安信信托、陕国投 A 以及爱建股份作为信托类影子机构; 广义民间借贷金融机构构成较为复杂, 鉴于行业代表性, 本文选取上市的香溢融通、鲁信创投及渤海租赁^②组成民间借贷类影子机构。

样本数据时间跨度是 2007 年 7 月 20 日到 2014 年 7 月 31 日, 涵盖了美国次贷危机发生前、中、后的整个时间段, 也包括了 2008 年以来我国实施的货币政策转向, 利率市场化改革, 资产证券化, 银信、银证合作理财规范以及网络、民间金融的崛起等对我国金融业有重大影响的事件。基本数据来自每家金融机构每一个交易日的收盘价, 每个机构观测值个数为 1706, 所有上市机构的股票市场数据均来自于 Wind 数据库。原始数据做如下处理: 对日收盘价做一阶对数差分得到指数日收益率序列, 为了减少计算误差, 日收益率均乘以 100, 即 $r_{it} = 100 \times \ln(P_{it}/P_{i,t-1})$, 其中 P_{it} 和 $P_{i,t-1}$ 分别为 t 日及 $t-1$ 日股票收盘价, r_{it} 为指数在 t 日的日收益率。行业指数收益率序列为该行业内所有金融机构的 r_{it} 的算术平均值。

三、实证结果与分析

(一) 样本数据

表 1 给出了各个样本序列的统计性描述, 其中影子银行收益率序列为信托业、民间借贷与证券业的序列均值, 商业银行收益率序列为国有、股份制和城商行序列均值。可以看出, 各子类别与总

表 1 基本描述性统计

序列	均值	标准差	偏度	峰度	JB 检验	Q (10)	ARCH	ADF	KPSS
影子银行	-0.0199	2.3558	-0.4190	4.6546	242.87 (0.00)	12.14 (0.28)	192.87 (0.00)	-40.00 (0.00)	0.04
信托业	-0.0353	2.8250	-0.5636	7.2549	1370.31 (0.00)	7.63 (0.67)	114.51 (0.00)	-40.91 (0.00)	0.06
民间借贷	0.0233	2.5735	-0.8825	9.2163	2954.89 (0.00)	18.32 (0.05)	19.03 (0.04)	-37.80 (0.00)	0.11
证券业	-0.0477	2.8409	-0.0656	5.8592	578.87 (0.00)	13.35 (0.20)	146.12 (0.00)	-40.93 (0.00)	0.04
商业银行	-0.0467	1.3361	-0.0653	6.8225	1034.31 (0.00)	155.66 (0.00)	247.70 (0.00)	-23.48 (0.00)	0.09
国有银行	-0.0348	1.3399	-0.2470	11.4335	5051.10 (0.00)	258.52 (0.00)	146.12 (0.00)	-33.47 (0.00)	0.07
股份银行	-0.0523	2.2793	-0.1453	5.9924	638.76 (0.00)	7.71 (0.66)	183.10 (0.00)	-41.83 (0.00)	0.07
城商银行	-0.0530	1.4808	-0.1021	6.6933	967.32 (0.00)	291.41 (0.00)	175.80 (0.00)	-22.33 (0.00)	0.11

注: KPSS 检验 10%、5% 和 1% 的渐进临界值分别为 0.35、0.45 和 0.76, 括号内数值为 p 值。

^①这 16 家上市券商是: 中信证券、招商证券、海通证券、太平洋证券、长江证券、兴业证券、西南证券、西部证券、山西证券、华泰证券、宏源证券、国元证券、国金证券、广发证券、光大证券和东北证券。

^②香溢融通是国内唯一一家以典当业为主营业务的上市公司, 鲁信创投是唯一在沪深两市上市的小型担保投资类公司, 渤海租赁是目前国内最大的融资租赁类上市公司, 故选取以上三家机构作为代表。

体指数序列的偏度系数均小于0, 峰度系数都远远大于3, 呈现出明显的“非对称性厚尾”特性; JB 检验统计量及其 p 值也表明各指数序列均不服从正态分布; Q 检验表明, 在滞后 10 阶、10% 的显著水平下, 各序列不具有自相关性; ARCH 效应检验表明, 在滞后 10 阶下, 各指数均具有明显的条件异方差性; ADF 单位根检验和 KPSS 平稳性检验均表明, 在 1% 的显著水平下, 所有指数序列均是平稳的。因此可以用 ARMA (0, 0) -GARCH (1, 1) -偏 t 模型对它们的边缘分布来进行建模。

(二) 各指数序列的边缘分布拟合

由表 1 可知, 各指数收益率序列均不服从正态分布, 呈波动丛集状态, 存在 ARCH 效应, 但是, 传统 GARCH 模型假设其残差项服从正态分布, 这不符合我国金融市场的现实, 即不能有效描述市场收益率数据的非对称厚尾特征。所以本文假设 GARCH 模型残差项服从偏 t (Skewed-t) 分布并以此进行边缘分布拟合。

表 2 给出了各个指数序列的边缘分布拟合结果, 峰度参数 η 与非对称参数 λ 估计系数均很显著, 将 ARMA (0, 0) -GARCH (1, 1) 残差标准化 $\varepsilon_{it} = \sigma_{it} \varepsilon_{it}$, 并采用偏 t (Skewed-t) 模型对残差进行模拟, 然后对原序列做概率积分变换, 变化后的 K-S 检验表明, 偏 t (Skewed-t) 模型能较好地拟合残差的分布特征, 并且变换后的序列服从 U (0, 1) 均匀分布; 对变换后的各序列做滞后 10 阶的 Q (10)、ARCH 检验, 发现变换后的各序列均不存在自相关、异方差等问题。因此, ARMA (0, 0) -GARCH (1, 1) -偏 t 模型较好地拟合了各序列的边缘分布, 从而用它来描述各收益率序列的边缘分布是比较理想的。

表 2 各指数序列的边缘分布拟合

指数序列	峰度参数 η	非对称参数 λ	Q(10)-P 值	ARCH-P 值	K-S-P 值
信托业	4.21*** (6.78)	-0.08** (-2.57)	0.16	0.94	0.96
民间借贷	7.48** (2.51)	-0.11*** (-3.74)	0.14	0.99	0.70
证券业	5.20*** (8.51)	-0.04*** (-5.62)	0.21	0.84	0.82
影子银行	4.33*** (3.49)	-0.07*** (-3.64)	0.13	0.60	0.91
国有银行	6.26*** (3.45)	-0.09* (-2.19)	0.23	0.86	0.69
股份银行	7.25*** (4.61)	-0.08*** (-3.53)	0.18	0.76	0.38
城商银行	3.98** (3.24)	-0.03*** (-4.79)	0.12	0.98	0.95
商业银行	5.37*** (11.91)	-0.06*** (-3.71)	0.18	0.95	0.92

注: 括号内数值为 t 统计量, *, ** 和分 *** 别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

(三) 时变 Copula 的模型参数估计

计算时变风险溢出效应 CoVaR, 需要选择合适的时变 Copula 函数。本文在对各指数收益率序列的边缘分布估计之后, 对标准化残差序列所对应的概率积分变换序列进行了时变 Copula 模型估计。笔者估计了 7 种不同的时变 Copula 模型^①, 根据 AIC 准则、BIC 准则以及对数似然值判断, 发现时变 T-DCC-Copula 模型刻画各边缘分布的联合分布最合理, 由表 3 结果可知, 所有估计参数都很显著, 并且 α 与 β 的估计参数满足模型约束 $\alpha + \beta < 1$ 。所以, 本文采用 T-DCC-Copula 模型来计算

^①这 7 种动态时变 Copula 模型分别是 N-DCC, T-DCC, C-Patton, RG-Patton, G-Patton, RC-Patton 和 SJC-Patton 模型, 限于篇幅, 这里只给出最优的 T-DCC-Copula 模型拟合结果。

影子银行系统对商业银行系统的风险溢出。

表 3 T-DCC-Copula 模型的参数估计结果

	ω	α	β	AIC 准则	BIC 准则	对数似然值
不同影子银行机构与商业银行系统序列的 T-DCC-Copula 拟合						
信托机构	8.16*** (4.73)	0.01** (2.53)	0.98*** (73.13)	-478.223	-461.90	242.11
民间借贷	17.40* (2.22)	0.01** (2.63)	0.98*** (101.57)	-269.22	-252.90	137.61
证券机构	10.25*** (3.74)	0.03*** (3.66)	0.95*** (80.04)	-628.84	-612.51	317.42
影子银行系统与不同类型商业银行序列的 T-DCC-Copula 拟合						
国有银行	8.68*** (4.26)	0.01** (2.58)	0.98*** (114.20)	-375.04	-358.72	190.52
股份制银行	5.86*** (6.08)	0.04*** (3.30)	0.91*** (33.87)	-1020.03	-1003.71	513.02
城商银行	53.86** (2.41)	0.02*** (3.81)	0.97*** (126.44)	-336.70	-280.37	121.35

注: 括号内数值为 t 统计量, *, ** 和分 *** 别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

(四) 影子银行风险溢出效应 (CoVaR)

在进行了边缘分布与 T-DCC-Copula 模型拟合后, 本文从以下两个方面测度影子银行对于商业银行的风险溢出效应 (CoVaR), 首先分析不同类型影子银行机构对于商业银行系统的时变风险溢出效应程度, 其次分析影子银行系统对于不同类型商业银行的时变风险溢出效应差异。

1. 不同类型影子银行机构的风险溢出效应

表 4 给出了在 95% 的置信水平下, 不同类型影子银行机构对于整个商业银行系统时变风险溢出效应的测度结果 (限于篇幅, 只给出各年度平均值)。由结果可知, 就平均水平而言, 各类型影子银行机构的在险价值 VaR 与风险溢出 %CoVaR 有一定差异。以 VaR 为依据的话, 民间借贷类机构的个体风险最大, VaR 为 -4.43, 其次为信托类的 -4.27, 证券类的个体风险 VaR 最小为 -4.19。但是, 考虑它们对于商业银行的风险溢出程度, 根据其 %CoVaR 大小进行排序结果却是信托类对银行系统的风险溢出最高为 0.10, 其次为证券类的 0.08, 民间借贷类的风险溢出度最小, %CoVaR 为 0.07。

表 4 不同类型影子银行机构的风险溢出效应

	VaR			CoVaR			Δ CoVaR			%CoVaR		
	信托	民间	证券	信托	民间	证券	信托	民间	证券	信托	民间	证券
2007	-3.55	-4.08	-5.08	-3.76	-4.19	-3.51	-0.33	-0.10	-0.05	0.08	0.02	0.01
2008	-7.21	-7.48	-5.02	-6.63	-5.36	-6.43	-0.85	-0.06	-0.78	0.11	-0.01	0.12
2009	-5.27	-4.77	-4.69	-4.23	-4.18	-4.92	-0.54	-0.49	-0.35	0.11	0.10	0.07
2010	-4.03	-3.29	-3.54	-2.92	-4.53	-3.45	-0.37	-0.50	-0.58	0.11	0.14	0.17
2011	-3.17	-3.21	-3.99	-2.95	-4.55	-2.73	-0.26	-0.16	-0.44	0.08	0.04	0.16
2012	-3.50	-3.75	-4.08	-3.46	-4.31	-3.53	-0.29	-0.23	0.03	0.08	0.06	-0.01
2013	-3.63	-5.15	-4.07	-4.59	-4.24	-3.09	-0.56	-0.17	-0.54	0.11	0.04	0.17
2014	-2.72	-2.80	-3.04	-2.51	-3.89	-2.77	-0.30	-0.55	0.05	0.10	0.18	-0.02
平均	-4.27	-4.43	-4.19	-3.97	-4.20	-3.89	-0.44	-0.27	-0.33	0.10	0.07	0.08

注: 表中各年度值为该年度所有日测量结果的算术平均值, 最后一行数值为观测期内所有日测量结果的算术平均值。

这与李建军(2014)等人的研究结论较为一致,说明信托类影子银行机构对我国商业银行的系统性风险溢出效应贡献最大,其次是证券业,最后是民间借贷类机构。各类型影子银行对于商业银行的风险溢出差距不大,并且风险溢出程度不高,说明整体上目前我国影子银行的系统风险尚处于可控状态。

图1显示了不同类型影子银行风险溢出效应日变化的差异。具体来说,信托类机构对于商业银行的风险溢出效应波动较为平稳,但风险溢出程度较高,维持在0.10左右。这主要是由于近些年以信托受益权为主的银信合作理财业务不断发展,但信托机构资本规模增速滞后于其资产规模增速,其业务开展对商业银行依赖较大,所以风险外溢程度高。2013年以来先后出现的中诚信托、中融信托、吉林信托刚性兑付危机凸显信托机构风险。同时,信托项目多投资于周期性建设项目,所以实体经济的周期性波动也是影响其风险溢出的变化的重要原因。

相比之下,证券类机构的溢出效应大部分时段波动平稳,只在2009年、2012年以及2014年波动较大,而且平稳时段的风险溢出最高。这是由于银行业和证券业在我国金融体系中所占比重最大,二者合作关系最早,合作途径多且联系最为密切,如转账、理财、同业拆借、债券回购、融资融券业务等,所以其风险溢出效应也高,并且其风险溢出随着股票市场和债券市场行情的变化而波动。

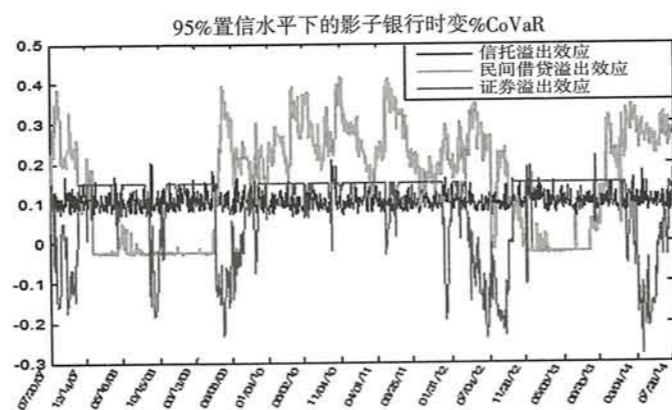


图1 各类型影子银行对商业银行系统的动态时变%CoVaR风险溢出

溢出效应波动最为明显的是民间借贷类机构,货币政策是影响民间借贷风险溢出的重要因素。当实行较为稳健或紧缩的货币政策时,商业银行自身信贷额度受限,便通过与民间借贷机构合作等形式延伸放贷,此时民间借贷市场交易规模扩大,民间借贷金融机构对于商业银行的溢出效应较高;反之,当货币政策偏于宽松时,民间借贷金融机构对于商业银行的溢出效应较低。例如,2007-2009年,货币政策经历了从“从紧”到“适度宽松”的转变,商业银行信贷额度受限降低,与民间借贷合作业务规模变小,民间借贷市场对于商业银行溢出效应逐渐降低;而到了2013年以后,货币政策变偏向于稳健,其系统性风险溢出也较高。

2. 不同类型商业银行承担的风险溢出效应

影子银行对于商业银行风险溢出效应不仅表现为各类型影子银行机构对商业银行整体的系统性风险溢出不同,还表现为金融溢出风险在不同类型商业银行之间的分散程度不同。因此,测度不同类型商业银行承担的影子银行系统风险溢出程度差异也是重要内容。

表5给出了在95%的置信区间下,影子银行系统对于不同类型商业银行的风险溢出效应测度结果(限于篇幅,只给出各年度平均值)。整体而言,在不考虑影子银行的溢出效应情形下,股份制银行所处的VaR风险水平最高,为-3.38;其次为城商银行,VaR为-2.03;国有银行的VaR值最小,为-1.83。考虑影子银行系统对于商业银行的风险溢出效应之后发现,影子银行系统对股份制银行的风险溢出最高, ΔCoVaR 与 $\%\text{CoVaR}$ 达到了-0.58与0.21;其次为城商银行,承担的 ΔCoVaR 与 $\%\text{CoVaR}$ 分别为-0.47与0.14;最低的是国有银行,影子银行对其风险溢出效应 ΔCoVaR 与 $\%\text{CoVaR}$ 分别为-0.07与0.04。这说明影子银行系统出现不利风险事件时对于国有银行稳定性的影响最小,对于股份制银行的影响最大。

通常情况下,商业银行与影子银行系统之间的业务往来从商业银行的角度说是一种资金同业业务。近年来,一方面,商业银行同业业务规模快速扩张,截至2014年12月,银行业同业资产在总

表5 不同类型商业银行机构承担风险溢出效应

	VaR			CoVaR			ΔCoVaR			$\%\text{CoVaR}$		
	国有	股份	城商	国有	股份	城商	国有	股份	城商	国有	股份	城商
2007	-3.35	-4.06	-3.38	-3.27	-3.35	-5.52	-0.07	-0.71	-0.07	0.02	0.21	0.14
2008	-3.48	-5.50	-3.59	-3.25	-4.54	-4.89	-0.23	-0.96	-1.30	0.07	0.21	0.36
2009	-2.04	-4.05	-2.00	-1.91	-3.35	-2.10	-0.13	-0.70	-0.10	0.07	0.21	0.05
2010	-1.55	-3.11	-2.04	-1.45	-2.57	-2.30	-0.10	-0.54	-0.26	0.07	0.21	0.13
2011	-1.18	-2.57	-1.39	-1.13	-2.14	-1.43	-0.05	-0.43	-0.04	0.04	0.20	0.03
2012	-1.05	-1.94	-1.41	-1.11	-1.61	-1.59	0.06	-0.33	-0.18	-0.05	0.20	0.13
2013	-1.32	-3.47	-1.63	-1.25	-2.87	-2.08	-0.07	-0.60	-0.45	0.06	0.21	0.28
2014	-1.18	-2.20	-1.20	-1.16	-1.82	-1.38	-0.02	-0.37	-0.18	0.02	0.20	0.15
平均	-1.83	-3.38	-2.03	-1.75	-2.80	-2.52	-0.07	-0.58	-0.47	0.04	0.21	0.14

注:表中各年度值为该年度所有日测量结果的算术平均值,最后一行数值为观测期内所有日测量结果的算术平均值。

资产的占比和同业负债在总负债的占比为11.93%和14.45%,分别比2009年年末上升了51.20%和14.68%,^①这种业务规模的扩张必然会加剧影子银行系统向商业银行的风险溢出;另一方面,不同类型商业银行的同业业务规模也不尽相同,以同业往来资金流入来看,截至2014年12月,股份制以及城商型银行的同业往来资金流入额为8.79万亿元,远高于大型国有银行同业往来资金流入额2.84万亿元,这表明股份制以及城商银行同业业务规模正逐步超越大型国有银行。同时,股份制和城商型银行的同业往来资金流入额与大型国有银行同业往来资金流入额的差额持续扩大。2014年二者的同业往来资金流入差额为5.94万亿元,而2009年二者差额为-0.87万亿元,增长了约6.81万亿元。这种业务规模的不对称增长也必然会造成目前我国影子银行系统对于股份制与城商银行的风险溢出远高于大型国有银行。

图2显示了2007-2014年以来我国影子银行系统对于三种类型商业银行的风险溢出效应的日变化差异。可以看出,影子银行系统对于股份制银行的风险溢出 $\%\text{CoVaR}$ 波动较为平稳,但是数值较高,基本维持在0.20上下,说明股份制银行容易受到影子银行机构的极端风险冲击,尽管冲击波动幅度不大,但对于股份制商业银行稳定性影响程度较高。影子银行对于国有商业银行的风险溢出 $\%\text{CoVaR}$ 数值维持在0.05左右,整体波动不大,只在2011-2013年出现较大的起伏,说明影子银行系统出现极端风险对于国有商业银行稳定性影响程度较低。整体而言,国有商业银行整体风险资本较高,抵御极端风险能力较强。相比之下,影子银行系统风险对于城商银行稳定性冲击波动幅度较大,其 $\%\text{CoVaR}$ 在-0.2与0.3之间频繁波动,说明城商银行最容易受影子银行极端风险的影响,且极端风险造成的冲击对于银行稳定性影响程度较高且变动

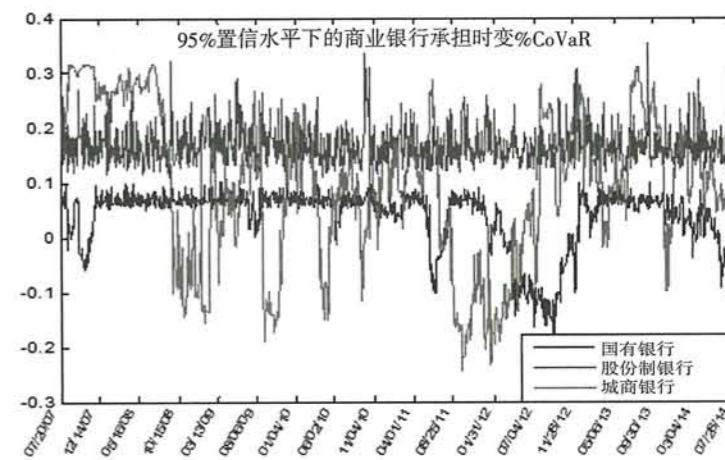


图2 影子银行系统对各类商业银行的动态时变%CoVaR风险溢出

^①根据中国人民银行2009年、2014年金融机构信贷收支统计数据整理计算而得。

剧烈。综合来看,监管部门要特别密切关注影子银行系统对于股份制商业银行与城市商业银行稳定性的风险溢出影响,强化其风险动态预防监管机制。

四、结论与建议

近年来,随着非标证券化影子业务的急剧扩张,我国影子银行与商业银行的系统关联性逐渐增强,系统关联性的增强也使得影子银行局部流动性危机可以迅速扩散到商业银行,影响商业银行稳定性,致使我国金融系统脆弱性上升。尽管目前学术界已经认识到这一点,但多数研究只是基于定性分析,缺乏系统的实证研究,本文可以作为该问题研究的有力补充。同时,在研究方法上,本文从我国影子银行现实情况出发,克服了传统的分位数 CoVaR 只能测度线性风险溢出以及正态 GARCH 不能有效解决参数估计的不足,引入 Skewed-t 分布并且通过动态时变 T-DCC-Copula 函数测度了影子银行系统对商业银行系统的非线性动态风险溢出 ΔCoVaR 和 $\% \text{CoVaR}$, 得出如下结论与建议:

首先,信托机构、证券机构以及民间金融借贷机构对商业银行系统均存在不同程度的风险溢出。目前,信托机构仍然是影子银行风险溢出的主要来源,其次为证券机构,最后为民间借贷金融机构。银信、银证合作多基于“资金池-资产池”业务模式,在该模式下,信托、券商将商业银行受限资金投资于周期性较强、行业风险较高的建设工程,而商业银行为其提供隐性担保,所以防止信托、证券机构风险向商业银行溢出,就要控制银行与信托、券商之间的资金收支管理,严禁银行信用注入信托、券商投资,也不得对其投资有任何最低收益、保本、无风险等承诺。针对民间借贷金融机构的风险管理,相关部门应完善金融监管条例,将其纳入或加强金融监管,规范其业务经营范围,减少风险。

其次,目前我国影子银行对于商业银行系统的风险溢出整体较少,引发全面系统性风险的可能性较小。从本文的研究结果来看,三类影子银行机构的平均风险溢出程度均在 10% 以内,尽管不同时段略有波动起伏,但是不会形成系统性风险,局部风险处于可控状态。尽管如此,随着标准证券化业务的崛起,影子银行部门与商业银行关联度逐渐加深,业务渠道链条延长,系统性风险扩散传染的条件渐具雏形,仍需监管部门严密防控。

最后,影子银行系统对各类型商业银行的风险溢出也不尽相同,并且差距逐渐增大。本文的研究结果显示,我国影子银行对股份制银行的风险溢出最高,其次为城商银行,大型国有银行承担的风险溢出最小。这表明,一旦影子银行系统发生局部危机,最容易受到冲击的是我国中小型商业银行,目前我国中小商业银行的同业业务规模增速已超过国有银行,但是相应的风险管理措施却滞后于影子业务规模增长,潜在风险隐患较大,所以监管部门要密切重视我国中小型商业银行的非标证券化影子业务发展。

基于以上研究结论,本文所隐含的政策建议是,严防影子银行对商业银行的系统性风险溢出,建立风险隔离机制;识别系统重要性影子银行机构,构建影子银行系统性风险应急反应机制;提高影子银行业务的信息透明度,完善市场交易数据的统计制度和相关信息披露制度;强化对商业银行参与影子银行业务的资本与杠杆率监管,资金同业业务进行并表处理,并计提风险资本;加强影子银行与商业银行宏观审慎框架与政策协调机制建设,避免局部风险溢出引发系统性危机。

(责任编辑 辛本胜)

参考文献:

- [1] 巴曙松. 加强对影子银行系统的监管[J]. 中国金融, 2009 (14): 24-25
- [2] 白雪梅, 石大龙. 中国金融体系的系统性风险测度[J]. 国际金融研究, 2014 (6): 75-85
- [3] 陈剑, 张晓龙. 影子银行对我国经济发展的影响——基于 2000-2011 年季度数据的实证分析[J]. 财经问题研究, 2012 (8): 66-72
- [4] 李波, 伍戈. 影子银行的信用创造功能及其对货币政策的挑战[J]. 金融研究, 2011 (12): 77-84
- [5] 李建军, 薛莹. 中国影子银行部门系统性风险的形成、影响与应对[J]. 数量经济技术经济研究, 2014 (8): 117-130
- [6] 毛泽盛, 万亚兰. 中国影子银行与银行体系稳定性阈值效应研究[J]. 国际金融研究, 2012 (11): 65-73
- [7] 沈解凤, 敏李媛. 中国影子银行的货币供给补充与替代效应——来自货币乘数的证据[J]. 金融论坛, 2014 (8): 20-28
- [8] 沈悦, 谢坤峰. 影子银行发展与中国的经济增长[J]. 金融论坛, 2013 (3): 9-15
- [9] 宋海. 关于我国影子银行发展的若干思考[J]. 南方经济, 2014 (1): 114-116
- [10] 王淳力, 李建军. 中国影子银行的规模、风险评估与监管对策[J]. 中央财经大学学报, 2013 (5): 20-25
- [11] 裘翔, 周强龙. 影子银行与货币政策传导[J]. 经济研究, 2014 (5): 91-105
- [12] 肖璞, 刘轶, 杨苏梅. 相互关联性、风险溢出与系统重要性银行识别[J]. 金融研究, 2012 (12): 96-107
- [13] 阎庆民, 李建华. 中国影子银行监管研究[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2014
- [14] 颜永嘉. 影子银行体系的微观机理和宏观效应——一个文献综述[J]. 国际金融研究, 2014 (7): 46-53
- [15] 张亦春, 彭江. 影子银行对商业银行稳健性和经济增长的影响——基于面板 VAR 模型的动态分析[J]. 投资研究, 2014 (5): 22-33
- [16] 周莉萍. 论影子银行体系国际监管的进展、不足、出路[J]. 国际金融研究, 2012 (1): 44-53
- [17] Acharya V. V., L. H. Pedersen, T. Phillippon, M. Richardson. Measuring Systemic Risk[R]. Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, 2010
- [18] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR[R]. Fed Reserve Bank of New York Staff Report, 2009: 1-27
- [19] Boullerslev, T. R., Y. Chou and Kroner. ARCH Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence[J]. Journal of Econometrics, 1992 (1): 5-59
- [20] Engle, R. F. Dynamic Conditional Correlation—A Simple Class of Multivariate GARCH Models[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2012 (20): 339-350
- [21] Huang X., H. Zhou, H. B. Zhu. A Framework for Assessing the Systemic Risk of Major Financial Institutions[J]. Journal of Banking and Finance, 2009 (11): 2036-2049
- [22] Lehar A. Measuring Systemic Risk: A Risk Management Approach[J]. Journal of Banking and Finance, 2010 (10): 2577-2603
- [23] Patton A J. Estimation of Multivariate Models for Time Series of Possibly Different Lengths[J]. Journal of Applied Econometrics, 2006 (2): 147-173
- [24] Patton, A J. Modeling Asymmetric Exchange Rate Dependence[J]. International Economic Review, 2006 (2): 527-556

Abstract: Based on partial t-GARCH-distribution of time-varying Copula-CoVaR model, this paper measures the whole and local dynamic risk spillover effect of the various types of shadow banks on commercial banks from China's shadow banking characters. The study shows: the risk spillover effect of various types of shadow banks are not the same. The biggest effect comes from the trust industry, followed by the securities industry, and the folk lending industry at last; Although the overall risk spillover effect is small and controllable, it still needs to be guarded against; the risk overflow from shadow banking system to different types of commercial bank differs greatly, with the biggest effect on joint-stock banks, followed by city commercial banks and state-owned banks in sequence. The conclusions have empirical support function for the dynamic regulation of the shadow banking system risk spillover and the robust operation of the commercial banking industry.

Keywords: Shadow Banking; Commercial Banking; Risk Spillover; Dynamic Copula-CoVaR