

DOI:10.13718/j.cnki.xsxb.2019.08.013

# 基于时变 Copula-CoVaR 商业银行 系统性金融风险溢出分析<sup>①</sup>

韩 超, 周 兵

重庆工商大学 长江上游经济研究中心/会计学院, 重庆 400067

**摘要:** 为了更加准确捕捉商业银行系统性金融风险溢出过程的动态非线性相依特征, 以科学分析商业银行风险负外部性与风险溢出强度, 通过时变 Copula 模型计算  $VaR$ ,  $CoVaR$  和  $\Delta CoVaR$ , 研究了浦发、华夏、民生、招商、兴业、中信 6 个商业行个股指数和中证 800 银行业指数间的商业银行系统性金融风险溢出问题. 结果表明: 时变模型对于  $\Delta CoVaR$  的刻画相较于静态模型更为准确、灵敏, 且计算得出的  $CoVaR$  均为负值, 分析比较  $\Delta CoVaR$ , 得出风险溢出强度从强到弱依次为: 中信银行、兴业银行、华夏银行、民生银行、浦发银行、招商银行. 研究为风险监管资源分配、监管对象确定提供了一定依据.

**关键词:** 时变 Copula;  $CoVaR$ ;  $\Delta CoVaR$ ; 系统性金融风险

**中图分类号:** F830

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1000-5471(2019)08-0072-06

商业银行是经营风险的企业, 处于金融市场核心地位, 借助于货币乘数效应和投资加速度效应, 其风险具备放大效应和传染效应, 对于系统性金融风险的发生、累积与明斯基时刻爆发具有主导影响. 本文研究商业银行系统性金融风险溢出问题, 对于防范化解重大风险, 守住不发生系统性金融风险底线, 具有理论指导和现实启发意义.

商业银行风险除具备金融时间序列一般特征之外, 也具备特殊的多维数据结构, 不可避免地需要刻画多维数据之间的相依关系, 这是确保商业银行风险计量准确有效的前提. 商业银行多维风险之间的这种关系更多地体现为非线性相依, 有文献 Lai(2009)<sup>[1]</sup>、Lee(2009)<sup>[2]</sup> 表明 Copula 拟合这种非线性相依效果较好, 进而有吴振翔等(2006)<sup>[3]</sup>、柏满迎和孙禄杰(2007)<sup>[4]</sup>、Segoviano & Goodhart(2009)<sup>[5]</sup>、Reboredo(2015)<sup>[6]</sup>、苟红军等(2015)<sup>[7]</sup>、马锋等(2015)<sup>[8]</sup> 采用 Copula 分析研究金融风险, 实现较理想效果. 既有文献大部分采用 Copula 刻画多维金融风险相依关系, 进而计量孤立风险  $VaR$ , 孤立风险  $VaR$  能够反应单个金融机构的绝对风险水平, 却无法计量多维风险之间的传染性、传染方向与传染强度. 鉴于此,  $CoVaR$  指标应运而生, 并且迅速地 Copula 函数一起应用于金融风险的传染计量之中, 相关文献有高国华和潘英丽(2011)、陈守东(2013)、欧阳资生和莫廷程(2017)、Karimalis & Nomikos(2018)、王锦阳(2018)等<sup>[9-13]</sup>.

本文基于以往研究成果, 采用时变 Copula 与  $CoVaR$  结合研究商业银行的系统性金融风险溢出问题, 进行  $\Delta CoVaR$  分析, 展示单个商业银行如何把不同强度的风险传染给银行业指数, 过程中开展动态与静态 Copula- $CoVaR$  风险效果的比较研究, 结论证明动态 Copula- $CoVaR$  模型能够更加准确捕捉商业银行系统性金融风险溢出现象, 这就为精准计量、把控、预防商业银行系统性金融风险提供了一种新的模型与思路.

① 收稿日期: 2019-01-30

基金项目: 重庆长江上游经济研究中心重大项目(CJSYTD201711); 重庆市社科联基金项目(2018QNJJ18); 重庆工商大学人才培养项目(1855032).

作者简介: 韩 超(1985-), 男, 博士, 主要从事金融风险与数理金融研究.

通信作者: 周 兵, 教授, 博士研究生导师.

## 1 模型理论基础

### 1.1 Copula 函数概念与拟合

根据 Sklar(1959)<sup>[14]</sup>, Copula 本质上是变量间的连接函数, 给定信息集  $F^{[t-1]}$  时, 结合本文实际, 令  $r_s, r_{it}$  表示金融时间序列, 其联合累积分布函数可以表示为式(1)中的 Copula 函数形式:

$$F^{[t]}(r_s, r_{it}) = C_{s,i}^{[t]}(F_s^{[t]}(r_s), F_i^{[t]}(r_{it})) \quad (1)$$

式(1)的参数拟合需要借助于两阶段建模法实现. 第一阶段是对边缘函数  $F_s, F_i$  的拟合, 拟合过程本文采用 AR(2)-GJR-SkewT 函数进行; 第二阶段是对 Copula 函数  $C_{s,i}^{[t]}$  的拟合, 这里的  $C_{s,i}^{[t]}$  的上角  $t$  考虑了时变因素, 因此是时变 Copula 拟合. 时变 Copula 拟合需要设定时变参数, 本文选用  $t$  Copula 函数类型, 并且设定  $t$  Copula 的相关系数  $\rho_{is}$  是动态的, 而自由度保持不变. 动态过程如式(2):

$$\begin{aligned} \rho_{is,t} &= (1 - \alpha_{is} - \beta_{is}) \cdot R_{is} + \alpha_{is} \cdot \hat{r}_{is,t-1} + \beta_{is} \cdot \rho_{is,t-1} \\ 0 &< \alpha_{is} + \beta_{is} < 1, \alpha_{is} > 0, \beta_{is} \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

其中,  $\rho_{is,t}, R_{is}, \hat{r}_{is,t-1}$  分别表示拟合数据的时变相关参数、样本相关参数、残差相关参数,  $\alpha_{is}$  和  $\beta_{is}$  分别表示其后变量对应的参数系数.

### 1.2 VaR、CoVaR 与 $\Delta$ CoVaR

VaR 即在险价值, 是孤立的单个风险, 不具备次可加性; CoVaR 即 VaR 的条件形式, CoVaR 的 Co 或为 conditional(条件)、contagion(传染)、或 comovement(协同)之意. 公式表达为式(3):

$$p(r_s \leq \text{CoVaR}_q^{s|i} | r_i = \text{VaR}_q^i) = q \quad (3)$$

其中  $s, i$  分别表示两种指数, 式(3)表示显著性水平为  $q$  时, 市场序列  $r_i$  的风险处于  $\text{VaR}_q^i$  时, 市场序列  $r_s$  受到  $r_i$  的风险传染为  $\text{CoVaR}_q^{s|i}$ .

本文求解 VaR 和 CoVaR 的积分形式为式(4)、式(5):

$$\int_{-\infty}^{\text{VaR}_q^s} c_{s,i}^{[t]}(F_s^{[t]}(r_s), F_i^{[t]}(r_{it})) f(r_s) f(r_{it}) dr_s = q \quad (4)$$

$$\int_{-\infty}^{\text{CoVaR}_q^{s|i}} c_{s,q}^{[t]}(F_s^{[t]}(r_s), F_i^{[t]}(r_{it})) f(r_s) dr_s = q \quad (5)$$

其中  $\text{CoVaR}_q^{s|i}$  表示风险  $i$  对风险  $s$  的条件风险 CoVaR,  $\text{VaR}_q^s$  表示风险  $s$  的在险价值,  $q$  表示分位点小概率, 即显著性水平. 式(4)、式(5)是变上限的定积分方程, 展开式较为复杂, 没有解析解, 需要借助线性逼近法数值迭代运算, 借助于 Matlab 可以实现.

$\Delta$ CoVaR 是条件金融机构在危机状态时和正常状态时 CoVaR 与 VaR 的差值, 是金融机构对系统性金融风险贡献, 这里的危机状态  $q$  取值 0.05, 正常状态  $q$  取值 0.5, 则

$$\Delta\text{CoVaR} = \text{CoVaR}_{0.05}^{s|i} - \text{VaR}_{0.5}^s \quad (6)$$

## 2 数据处理与两阶段建模

本文选取 2010 年 1 月 4 日到 2018 年 4 月 4 日的 A 股市场收盘价  $(P_{it}, P_{st}) = P_t$  数据,  $i$  表示浦发、华夏、民生、招商、兴业、中信 6 个银行个股,  $s$  表示中证 800 银行业指数, 其风险用来代表商业银行系统性金融风险, 指数数据取自万德数据库. 数据分析时, 取对数收益率  $\ln(P_t/P_{t-1})$  为研究对象, 为了提升分析效率, 将连续若干日收益率为 0 的后几日对应数据删除, 共得 1896 组数据.

### 2.1 平稳性检验

金融时间序列的平稳性能够保障建模中求解系数公式分母不为 0, 是模型预测和拟合的前提, 表 1 中可见 7 个时间序列的 ADF 统计量都远远超过了临界显著性水平, 拒绝了单位根存在的原假设, 认为 7 个对数收益率序列都是平稳的.

表 1 数据平稳性检验表

指标 1	指标 2	值
ADF 统计量	800 银行	-44.117
	浦发银行	-43.777
	华夏银行	-44.991
	民生银行	-43.619
	招商银行	-44.533
	兴业银行	-42.754
	中信银行	-41.551
t-统计量显著性水平 $\alpha$	$\alpha=1\%$	-2.27
	$\alpha=5\%$	-2.05
	$\alpha=10\%$	-1.94
p 值	800 银行	0.0001
	浦发银行	0.0001
	华夏银行	0.0001
	民生银行	0.0001
	招商银行	0.0001
	兴业银行	0.0000
	中信银行	0.0000

## 2.2 第一阶段边缘分布拟合

采用 AR(2)-GJR-SkewT 函数进行原始数据拟合, 拟合结果如表 2 所示. AR(2)-GJR-SkewT 模型过滤之后的标准化残差以相应  $\lambda$  和  $\nu$  参数的 SkewT 模型进行概率积分变换(PIT), 以获取第二阶段 Copula 函数拟合所需的均匀分布序列. 相应的 PIT 检验结果如表 3 所示.

表 2 数据 AR(2)-GJR-SkewT 模型拟合参数表

系数	800 银行	浦发银行	华夏银行	民生银行	招商银行	兴业银行	中信银行
$c$	0.000 2	-0.000 1	0.000 2	0.000 1	0.000 4	0.000 5	0.000 1
$ar1$	-0.024 8	-0.012 4	-0.017 5	-0.025 7	-0.032 1	0.001 6	-0.032 7
$ar2$	-0.017 4	0.002 9	0.001 3	-0.034 3	-0.026 4	-0.025 0	0.000 9
$w$	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
$p$	0.077 1	0.104 9	0.082 5	0.174 7	0.063 2	0.252 6	0.156 5
$q$	0.934 9	0.952 6	0.964 7	0.882 9	0.945 6	0.952 6	0.853 8
$\gamma$	-0.027 1	-0.101 5	-0.082 5	-0.092 2	-0.024 9	-0.249 9	-0.050 4
$\lambda$	3.690 4	2.933 2	3.281 8	3.165 1	3.845 1	2.340 4	3.508 4
$\nu$	0.091 3	0.042 4	0.045 9	0.055 3	0.078 3	0.083 6	0.085 0

注:  $c, ar1, ar2$  分别表示 AR(2)模型的截距项、一阶和二阶自回归系数;  $w, p, q$  分别表示 GJR 模型中的一般 GARCH 项系数,  $\gamma$  表示 GJR 模型的杠杆系数,  $\lambda$  和  $\nu$  则分别表示 SkewT 模型的形状参数和自由度.

表 3 单样本柯尔莫戈洛夫-斯米诺夫 K-S 检验

指 标	800 银行	浦发银行	华夏银行	民生银行	招商银行	兴业银行	中信银行
样本数量	1896	1896	1896	1896	1896	1896	1896
均匀参数	0.000 9	0.000 0	0.000 0	0.000 1	0.000 5	0.000 0	0.000 3
	0.998 4	0.998 4	0.998 6	0.997 7	0.999 2	0.995 9	0.998 9
最极端差值	0.014 8	0.019 4	0.016 0	0.018 3	0.012 9	0.015 4	0.013 4
	0.013 3	0.012 0	0.009 5	0.017 3	0.012 9	0.015 4	0.013 4
	-0.014 8	-0.019 4	-0.016 0	-0.018 3	-0.010 3	-0.011 8	-0.011 2
K-S 的 Z 值	0.645 2	0.645 2	0.695 8	0.797 9	0.563 5	0.672 0	0.585 6
渐近显著性(双尾)	0.799 4	0.799 4	0.718 2	0.547 5	0.908 6	0.757 2	0.882 8

表 3 的最后一行可见, 均匀分布的单样本检验均接受了原假设, 认为 7 个银行风险数据都是均匀分布的.

### 2.3 第二阶段时变 Copula 函数拟合

本文采用时变  $t$  Copula 函数拟合 PIT 序列, 拟合以 800 银行指数为基准, 其余 6 个商业银行数据与之分别建模, 得到包含式(2)参数在内的  $t$  Copula 系数表 4, 进而以两阶段获得的参数进行 VaR、CoVaR 与  $\Delta$ CoVaR 分析, 研究商业银行系统性金融风险溢出问题。

表 4 时变  $t$  Copula 拟合参数表

参数 系数	浦发 银行	标准误	华夏 银行	标准误	民生 银行	标准误	招商 银行	标准误	兴业 银行	标准误	中信 银行	标准误
$v_{is}$	6.074 7	0.725 2	7.095 4	0.981 1	5.573 1	0.627 7	6.376 7	\	8.600 2	1.129 8	4.626 6	0.481 8
$\alpha_{is}$	0.078 7	0.020 3	0.030 4	0.020 6	0.064 2	0.013 4	0.031 8	\	0.054 4	0.014 8	0.020 9	0.005 0
$\beta_{is}$	0.908 8	0.024 8	0.941 9	0.049 2	0.899 1	0.023 7	0.968 2	\	0.909 0	0.032 7	0.963 0	0.007 6

其中,  $i$  表示 6 个商业银行,  $s$  表示 800 银行指数, 表 4 中的银行列对应参数表示各银行与 800 银行指数的时变  $t$  Copula 拟合参数, “\”对应的表现原因在于算法的局限未能求出参数相应的标准误, 尽管如此, 我们可以看到其余的参数显著性均很高, 说明模型拟合效果较好。

### 3 实证分析

运用第 2 节中的数据, 进行式(4)(5)变上限的定积分方程的求解, 采用线性逼近法迭代运算, 得到包含 VaR 或 CoVaR 变上限的数值解, 对其进行比较分析, 可以得到表 5:

表 5  $q=0.05$  动态 Copula-CoVaR 描述统计表

CoVaR	个数	最小值	最大值	平均值	标准差	标准值
浦发银行	1896	-29.902 6	-0.035 9	-0.962 3	1.201 2	-24.092 8
华夏银行	1896	-35.145 4	-0.037 5	-0.986 0	1.188 2	-28.748 9
民生银行	1896	-17.649 7	-0.039 4	-0.977 4	0.740 8	-22.505 8
招商银行	1896	-8.715 0	-0.035 7	-0.904 2	0.689 9	-11.321 6
兴业银行	1896	-84.350 8	-0.035 6	-0.844 4	2.079 9	-40.149 2
中信银行	1896	-11.203 1	-0.062 0	-1.128 9	0.654 9	-15.382 8

表 5 体现出动态 Copula 求解的显著性水平在 5% 时 6 个商业银行对于 800 银行指数的 CoVaR 均为负值, 验证了商业银行风险溢出的负外部性和本文运算的合理性. 进一步发现, 中信银行 CoVaR 的负外部性均值最大, 负外部性均值排序依次为: 中信银行、华夏银行、民生银行、浦发银行、招商银行、兴业银行; 兴业银行风险波动最为剧烈, 负外部性极值排序依次为: 兴业银行、华夏银行、浦发银行、民生银行、中信银行、招商银行. 说明兴业银行虽然风险溢出均值最小, 却有可能产生最大的单次负外部风险冲击, 兴业银行最应该是重点风险监管对象. 6 个商业银行 CoVaR 的负外部性差异很可能源于其股权结构占比、股权集中度、股权性质(民营或国有控股程度)等决定, 股权差异会导致股份制商业银行股东间博弈均衡策略不同, 进而影响到银行经营的激进性、盈利性, 而存款产品、理财产品的多样性, 区域渗透、金融混业程度等问题, 最终也会反应到商业银行的系统性金融风险溢出方面, 相应的静态 Copula-CoVaR 统计可以得到大体一致的结论, 相应的静态统计表格限于篇幅不再陈述。

而  $\Delta$ CoVaR 的分析则较为复杂, 根据 1.2 节中表述, 我们得到动态 Copula- $\Delta$ CoVaR 数值表 6, 由于  $\Delta$ CoVaR 是  $q=0.05$  相对于  $q=0.5$  时 CoVaR 与 VaR 的差,  $\Delta$ CoVaR 是轻微差别数据, 本文研究的 1896 个时点数据并非每个数据都会必然产生较大风险差异, 大部分的  $\Delta$ CoVaR 将是 0 或可以忽略为 0, 小部分数据是相对较大的. 将表 6 与静态 Copula- $\Delta$ CoVaR 数值比较, 可以发现动态 Copula- $\Delta$ CoVaR 虽然大部分为 0, 但是小部分数据仍然是较大数据, 说明动态 Copula 可以更为敏锐地捕捉到风险溢出与风险贡献, 而静态 Copula 则几乎不可能捕捉到这种风险贡献, 静态的  $\Delta$ CoVaR 几乎全部为 0, 因为静态的  $\Delta$ CoVaR 表中数据几乎全部为 0, 这里也不再列于文内. 将表 6 归纳为描述统计表 7, 则更为直观地体现了 6 个商业银行的系统性金融风险贡献。

表 6 动态 Copula- $\Delta CoVaR$  数值表

浦发银行	华夏银行	民生银行	招商银行	兴业银行	中信银行
0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00
0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00
.....	.....	.....	.....	.....	.....
0.000 000 00	-0.000 757 47	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00
.....	.....	.....	.....	.....	.....
0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00
-0.001 936 05	-0.002 208 53	0.000 000 00	-0.003 834 27	0.000 000 00	0.000 000 00
-0.001 994 03	-0.002 647 35	-0.000 593 84	-0.003 425 00	0.000 000 00	0.000 000 00
0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00	0.000 000 00
.....	.....	.....	.....	.....	.....

表 7 动态 Copula- $\Delta CoVaR$  描述统计表

$\Delta CoVaR$	个数	最小值	最大值	平均值	标准差	标准值
浦发银行	1896	-0.012 1	0.000 0	-0.000 3	0.001 2	-9.389 52
华夏银行	1896	-0.005 8	0.000 0	-0.000 1	0.000 6	-9.529 18
民生银行	1896	-0.006 4	0.000 0	-0.000 2	0.000 7	-9.499 08
招商银行	1896	-0.015 1	0.000 0	-0.000 6	0.002 0	-7.261 35
兴业银行	1896	-0.006 9	0.000 0	-0.000 2	0.000 7	-9.716 27
中信银行	1896	-0.001 8	0.000 0	0.000 0	0.000 1	-18.392 7

表 7 中, 6 个商业银行的风险贡献强度  $\Delta CoVaR$  均为负值, 进一步说明了商业银行系统性风险贡献的负外部性, 极端情形个体商业银行均会把风险传染给银行业 800 指数. 鉴于溢出强度  $\Delta CoVaR$  的均值与标准差不同, 本文对  $\Delta CoVaR$  标准值进行比较, 令:  $\Delta CoVaR$  标准值 = (最小值 - 均值) / 标准差. 可见, 标准值绝对值排序为: 中信银行、兴业银行、华夏银行、民生银行、浦发银行、招商银行, 说明中信银行的风险溢出强度最大.

表 5、表 7 可以看出,  $CoVaR$  负外部性溢出大的商业银行, 其风险溢出强度  $\Delta CoVaR$  并不必然也很大,  $CoVaR$  与  $\Delta CoVaR$  之间并不具有一致性关系. 实际上,  $CoVaR$  是一种条件概率关系, 其意义在于数字的符号, 符号为负, 表示商业银行对于系统性风险具备风险溢出效应, 表示风险溢出方向, 而  $\Delta CoVaR$  是危机机构  $q=0.05$  相对于平常状态  $q=0.50$  时的差值, 如式(6), 表示风险溢出方向上的溢出强度.

## 4 结 论

本文采用动态 Copula 模型研究商业银行系统性金融风险贡献问题, 与静态 Copula 的风险结果进行比较, 发现动态模型能够捕捉到  $\Delta CoVaR$  小部分轻微不为 0 风险溢出强度, 而静态模型得到的  $\Delta CoVaR$  几乎全部为 0, 因此得出动态 Copula 模型对于风险强度  $\Delta CoVaR$  的刻画更加敏感、更加准确的结论; 而对于  $CoVaR$  的计量上二者并无实质性差别. 研究结论显示, 6 个商业银行对于系统性金融风险代表的 800 银行业指数均具有负外部性, 而负外部性的风险溢出强度大小依次为中信银行、兴业银行、华夏银行、民生银行、浦发银行、招商银行, 这就为风险监管资源分配、监管对象确定提供了依据.

本文仅对单个银行对于系统性金融风险贡献进行了研究, 单个银行之间还存在着某种单向或双向风险溢出问题, 这种风险溢出最终会直接或间接作用于系统性金融风险, 产生复杂得多的风险负外部性问题, 感兴趣的读者可以进一步研究.

## 参考文献:

- [1] LAI Y, CHEN C W S, GERLACH R. Optimal Dynamic Hedging Via Copula-Threshold-GARCH Models [J]. Mathematics and Computers in Simulation, 2009, 79(8): 2609-2624.
- [2] LEE H T. A Copula-Based Regime-Switching GARCH Model for Optimal Futures Hedging [J]. Journal of Futures Markets, 2009, 29(10): 946-972.

- [3] 吴振翔,陈敏. 基于 Copula-GARCH 的投资组合风险分析 [J]. 系统工程理论与实践, 2006, 26(3): 45-52.
- [4] 柏满迎,孙禄杰. 三种 Copula-VaR 计算方法与传统 VaR 方法的比较 [J]. 数量经济技术经济研究, 2007, 24(2): 154-160.
- [5] GOODHART C A E, SEGOVIANO BASURTO M A. Banking Stability Measures [J]. IMF Working Papers, 2009, 9(4): 1.
- [6] REBOREDO J C, UGOLINI A. Downside/upside Price Spillovers between Precious Metals: A Vine Copula Approach [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2015, 34: 84-102.
- [7] 苟红军,陈迅,花拥军. 基于 GARCH-EVT-COPULA 模型的外汇投资组合风险度量研究 [J]. 管理工程学报, 2015, 29(1): 83-193.
- [8] 马锋,魏宇,黄登仕. 基于 vine copula 方法的股市组合动态 VaR 测度及预测模型研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2015, 35(1): 26-36.
- [9] 高国华,潘英丽. 银行系统性风险度量—基于动态 CoVaR 方法的分析 [J]. 上海交通大学学报, 2011, 45(12): 1753-1759.
- [10] 陈守东,章秀. 基于时变 CoVaR 模型的我国商业银行风险溢出效应研究 [J]. 数量经济研究, 2013(2): 34-48.
- [11] 欧阳资生,莫廷程. 基于广义 CoVaR 模型的系统重要性银行的风险溢出效应研究 [J]. 统计研究, 2017, 34(9): 36-43.
- [12] KARIMALIS E N, NOMIKOS N K. Measuring Systemic Risk in the European Banking Sector: A Copula CoVaR Approach [J]. The European Journal of Finance, 2018, 24(11): 944-975.
- [13] 王锦阳,刘锡良,杜在超. 相依结构、动态系统性风险测度与后验分析 [J]. 统计研究, 2018, 35(3): 3-13.
- [14] SKLAR A. Fonctions de Répartition à n Dimensions et Leurs marges [J]. Publication de l'Institut de Statistique de L'Université de Paris, 1959, 8: 229-231.

## Analysis of Systematic Financial Risk Spillovers of Commercial Banks Based on Time-Varying Copula-CoVaR

HAN Chao, ZHOU Bing

National Research Center for Upper Yangtze Economy / Accounting College,  
Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China

**Abstract:** In order to seize the characteristic of dynamic-nonlinearly dependence of the process of systematic financial risks' spillovers of commercial banks more accurately, and to make a scientific analysis of the negative externality and risk spillover intensity of commercial banks' risks,  $VaR$ ,  $CoVaR$  and  $\Delta CoVaR$  have been computed in this paper by means of time-varying Copula models and the problem been studied of systematic financial risks' spillovers between six commercial banks individual index, CITIC Bank, CIB, HXB, CMBC, SPDB and CMB included, and China Securities 800 Banking Index. The results show that for the description of  $\Delta CoVaR$ , dynamic models are more accurate and sensitive, all the values of  $CoVaRs$  are negative, the risk spillover intensity ranks as CITIC Bank > CIB > HXB > CMBC > SPDB > CMB. As can be seen, the research in this paper can provide basis for risks supervision resources allocation and supervision objects determination.

**Key words:** time-varying Copula;  $CoVaR$ ;  $\Delta CoVaR$ ; systematic financial risks