

中美银行市场之间风险溢出效应分析

——基于GARCH-Copula-CoVaR模型

陈 欣

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年4月15日; 录用日期: 2024年5月7日; 发布日期: 2024年8月5日

摘 要

十八大以来, 随着我国金融服务业的全面开放, 中国银行市场与国际金融市场的联系日益紧密, 对国际间银行市场风险溢出效应的定量分析, 将有助于我国银行业应对国际金融风险的冲击。文章基于2018~2022年间中美银行指数日收益数据, 采用GARCH-Copula-CoVaR模型, 对美国与中国银行市场之间的风险溢出效应进行了实证分析。结果显示: 1) 美国银行市场对我国银行市场存在较强的正向风险溢出效应, 2) 大型银行的风险外溢强于中小型银行, 3) 传统商业银行的风险溢出效应强于非传统商业银行。这些结论为管理当局进行宏观审慎监管、为中国银行业应对国际金融风险冲击提供了启示。

关键词

风险溢出, GARCH模型, Copula函数, 条件风险价值

A Study on the Risk Spillover Effects between Chinese and American Banking Markets

—Based on GARCH-Copula-CoVaR Model

Xin Chen

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Apr. 15th, 2024; accepted: May 7th, 2024; published: Aug. 5th, 2024

Abstract

Since the 18th National Congress, with the full opening up of China's financial service industry,

文章引用: 陈欣. 中美银行市场之间风险溢出效应分析[J]. 电子商务评论, 2024, 13(3): 5365-5374.

DOI: 10.12677/ecl.2024.133659

China's banking market has become more and more closely connected with the international financial market, and the quantitative analysis of the risk spillover effect of the international banking market will help China's banking industry to cope with the impact of international financial risks. The article empirically analyzes the risk spillover effect between the U.S. and Chinese banking markets based on the daily return data of the U.S.-China banking index for the period 2018~2022, using the GARCH-Copula-CoVaR model. The results show that 1) the U.S. banking market has a strong positive risk spillover effect on China's banking market, 2) the risk spillover of large banks is stronger than that of small and medium-sized banks, and 3) the risk spillover effect of traditional commercial banks is stronger than that of non-traditional commercial banks. These findings provide insights for management authorities to conduct macroprudential supervision and for China's banking sector to cope with international financial risk shocks.

Keywords

Risk Spillover, GARCH Model, Copula Function, CoVaR

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

经济全球化的快速发展使得风险在国家之间的传导和外溢成为一种普遍现象。在全球一体化以及金融国际化的过程中, 风险溢出效应也已经超越了单一国家的金融市场, 成为国际金融体系中不可忽视的因素, 一个国家金融市场的波动不再仅仅受制于自身内部因素, 同时也会受到其他国家金融市场的影响。

2023年3月, 以硅谷银行破产为代表的美国新一轮银行破产危机给欧洲、亚洲等诸多国家银行业带来了巨大冲击, 面对日渐频发的银行破产事件及银行业危机, 加强对国际银行市场间风险外溢效应的研究具有重要的实践意义。从国内外研究现状来看, 风险外溢的研究主要关注点还是在国内各金融子市场, 而对国际间金融风险溢出效应的研究则相对较少。对国际银行市场间风险溢出效应方面的研究不足, 很可能导致金融管理局低估银行业风险, 对宏观金融风险把握不准确, 从而使得宏观审慎监管政策不够完善; 导致银行业对国际间金融风险溢出重视程度不够, 缺乏相关风险管理观念, 缺少相关风险管方法和风险管理措施; 导致投资者或储蓄者对银行业存在的风险认识不充分, 对银行业的监督不够。鉴于此, 本文利用中美银行业指数, 对中美银行市场间金融风险溢出效应进行定量研究, 以确定风险溢出是否存在以及其溢出强度, 并分析相关风险溢出路径, 从而弥补相关领域研究的不足, 为中国银行业的风险管理提供依据和方法, 也为监管局的宏观审慎监管提供参考。

2. 文献综述

随着中国金融市场的深入改革和全面开放, 金融市场正经历着剧烈变迁, 我国金融市场与国际金融市场之间的联系日益紧密, 国际金融市场间风险溢出效应的研究成为近年来金融风险研究的重点领域之一。在有关国际间风险溢出效应的实证研究中, 所使用的度量方法主要包括格兰杰因果关系检验, MES, VAR 向量自回归模型, CCA 模型、CoVaR 等, CoVaR 方法是其中应用较广泛的一种。CoVaR 方法由 Adrian 和 Brunnermeier (2008) [1]第一次提出, 其最大的优点在于克服了以前用方差来间接测度风险的不足, 国内外学者常将其与分位数回归, GARCH 模型, Copula 函数相结合构建不同的模型来研究风险溢出效应。

目前国内外有不少学者使用 CoVaR 方法研究国际间风险溢出效应。Reboredo 和 Ugolini (2015) [2] 采用 CoVaR-Copula 模型分析了欧洲国家主权债务的系统性风险以及相互影响关系, Drakos 和 Kouretas (2015) [3] 运用 CoVaR 模型研究了外国银行对美国系统性风险的影响程度。沈虹和邢茱(2017) [4] 使用分位数回归-CoVaR 方法研究了中美股票市场之间的风险溢出效应, 发现中美股市之间的风险溢出效应显著且呈现不断上升的趋势。李强等(2020) [5] 构建 DCC-TGARCH-CoVaR 模型对国际原油期市场与我国汇率、期货及股市间的风险溢出关系进行了实证, 发现溢出效应显著。史嘉俊和叶李伟(2021) [6] 采用广义 CoVaR 模型对国际主要股票市场之间的极端风险溢出效应进行检验, 发现欧美成熟股票市场是风险的主要输出者, 而亚洲股市是主要的风险输入者。江一帆(2021) [7] 基于 GARCH-Copula-CoVaR 模型考察了“一带一路”沿线国家股票市场之间的风险溢出效应, 结果显示各国股市之间存在正向的风险传染性。罗长青等(2021) [8] 通过构建 Copula-CoVaR 模型, 研究了中国股票市场与“一带一路”沿线国家股票股票市场之间的风险相依性, 结果发现中国对各单一国家股票市场的风险溢出显著。钟雯和李保民(2021) [9] 借助 GARCH-Copula-CoVaR 模型对中国与东盟金融市场之间风险溢出效应进行实证研究, 发现相互之间存在显著的非对称的溢出效应。荆中博等(2022) [10] 使用双重 Δ CoVaR 模型测度了跨境资本周期性波动对我国商业银行的风险溢出效应。Li Zhaohong 等(2022) [11] 基于 GARCH-CoVaR 模型分析了国际原油市场对中国汇率市场的风险溢出效应, 结果显示国际原油市场与在岸汇率市场之间存在向下的风险溢出。王倩等(2022) [12] 利用 DCC-GARCH-CoVaR 模型对中外原油期货市场之间的相依关系进行了实证, 结果表面两者存在非对称的双向风险溢出。王喜平和王雪萍(2022) [13] 基于时变 Copula-CoVaR 模型研究中欧碳市场之间的风险溢出效应, 实证结果显示两者之间的风险溢出显著。张松艳和杜明娅(2022) [14] 构建了 DCC-GARCH-CoVaR 模型来研究国际原油期货对中国农产品期货市场的风险溢出效应, 发现国际原油期货市场的波动将引起我国各农产品期货市场不同程度的波动。Zhao Jing 等(2023) [15] 使用 GARCH-EVT-Copula-CoVaR 方法研究了国际石油市场对中国股票市场的风险溢出情况, 实证结果显示原油市场对中国股票市场各行业均存在正向的风险溢出效应。

从以上国内外研究现状可以看出, 关于国际间金融风险溢出效应的研究近年来成为了金融风险研究领域的重点之一, 越来越多的学者致力于在这方面做出贡献。同时也可以看到学者们的关注点主要在两个方面, 一是模型的优化, 通过不断寻找更好的模型以取得更准确的实证结果, 二是研究对象的细化, 从研究各国整个金融市场之间的相关性, 到研究各国金融子市场甚至是各国具体产业之间的风险溢出问题。尽管采用 GARCH-Copula-CoVaR 模型研究国际间风险溢出效应已逐渐成为一种趋势, 但也不难看出使用该方法研究国际间银行业风险溢出的文献确比较少, 因此本文将中美银行业指数 2018 年到 2022 年的日收益数据为样本, 构建 GARCH-Copula-CoVaR 模型研究美国银行业对中国银行业的风险溢出情况。

3. 模型介绍

3.1. CoVaR 的定义

条件风险价值(Conditional Value at Risk, 简称 CoVaR)由 Adrian 和 Brunnermeier 首次提出, 它将风险溢出效应纳入到了 VaR 框架之内, 解决了传统 VaR 不能捕捉风险在金融机构间或金融市场之间的溢出效应这个问题。按照 Adrian 和 Brunnermeier 的定义, $CoVaR_t^{12}$ 表示 r_1 关于 r_2 的条件风险价值, 即当资产 r_2 (一般用收益率表示, 下同)处于风险水平时, 资产 r_1 所面临的风险水平, 具体公式:

$$\Pr(r_{1,t} \leq CoVaR_t^{12} | r_{2,t-p} = VaR_{t-p}^2) = \alpha \quad (3.1)$$

其中, $1-\alpha$ 为置信水平, VaR_{t-p}^2 表示滞后 p 期对应的风险价值。 r_2 代表的是 t 时刻 r_1 的总风险, 它包括

了无条件风险价值以及溢出风险价值，因此，风险溢出价值为：

$$\Delta \text{CoVaR}_t^{12} = \text{CoVaR}_t^{12} - \text{VaR}_t^1 \quad (3.2)$$

因为不同金融市场之间的无条件风险价值相差可能很大， $\Delta \text{CoVaR}_t^{12}$ 通常不能充分反映两个金融市场之间风险溢出的强度，所以我们将其标准化：

$$\% \text{CoVaR}_t^{12} = \frac{\Delta \text{CoVaR}_t^{12}}{\text{VaR}_t^1} * 100\% \quad (3.3)$$

3.2. GARCH 模型

人们在研究经济和金融时间序列的过程中，发现不仅序列的均值存在时变的特性，方差也具有时变特性。Engel (1982) [16]提出了自回归条件异方差(ARCH)时间序列模型，规定当期的条件方差是 q 期滞后扰动的线性函数，ARCH 模型的经济含义明确，而且可以很好的刻画市场的波动，因此，ARCH 模型一经提出就受到了学术界的重视，并迅速的被应用于金融研究的各国领域。但是，ARCH 模型存在滞后期数过大的问题，为解决该问题，Bollerslev [17]在 ARCH 基础上提出了 GARCH 模型，GARCH 是对 ARCH 模型的一种发展，它有效地降低了 ARCH 模型中的滞后阶数，使估计变得更加准确。GARCH 模型表达式如下：

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \zeta_t \quad (3.5)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (3.6)$$

其中， $p > 0$ ， $q > 0$ ， $\alpha > 0$ ， $\gamma_i \geq 0$ ， $\beta_j \geq 0$ ， $\zeta_t \sim i.i.d. N(0,1)$ ， σ_t^2 为已知信息集 I_{t-1} 下 ε_t 的条件方差，公式(3.4)代表的是条件均值方程，而公式(3.5)代表了条件方差。在 GARCH 模型中，一般假设 ζ_t 是服从正太分布的，但是金融时间序列往往并非正太分布，而是呈现尖峰厚尾的特征，因此在实证中，学者往往用 t 分布或 GED 分布代替正太分布，我们这里将采用 t 分布。

3.3. Copula 函数

Copula 函数最早是由 Sklar (1959) [18]提出，它将变量的边缘分布函数连接在一起，是一种用于多元相关性分析函数，Copula 函数的最大特点是可以将一个联合分布函数拆成一元的边缘分布和由 Copula 函数表示的相依结构两部分，从而为求多个单个变量联合分布函数提供更便捷的途径。Copula 函数包含多个函数族，但在金融分析中，椭圆族和阿基米德族运用最为广泛。因此，本文将根据与实际数据的拟合情况，主要考虑从 ClaytonCopula、FrankCopula、GaussianCopula 以及 GumbelCopula 中寻找最优的拟合函数。

3.4. CoVaR 计算

首先，利用 GARCH-t 模型分别对 r_{1t} 和 r_{2t} 进行拟合，获取残差序列 ζ_{1t} 和 ζ_{2t} ，它们均服从均值为 0，方差为 1，自由度为 v_1 和 v_2 的标准 t 分布。同时求出 ζ_{1t} 和 ζ_{2t} 的 VaR (无条件风险价值)：

$$\text{VaR}_t = -\sigma_t q_{Tv}(\alpha) = -\frac{\sigma_t q_{Tv}(\alpha)}{\sqrt{\frac{v}{v-2}}} \quad (3.7)$$

其中，其中， $1-\alpha$ 代表置信水平， $q_{Tv}(\cdot)$ 表示自由度为 v 的标准化 t 分布的分位数函数， $q_{Tv}(\cdot)$ 表示自由

度为 v 的 t 分布的分位数函数, σ_t 为 GARCH-t 模型的条件标准差。

其次, 根据条件分布的定义, r_{1t} 关于 ζ_{2t} 的条件分布为:

$$F_{1|2}(\zeta_{1t} | \zeta_{2t}) = \int_{-\infty}^{\zeta_{1t}} f_{1|2}(\zeta_{1t} | \zeta_{2t}) d\zeta_{1t} \quad (3.8)$$

由 Copula 函数有:

$$F(x_1, \dots, x_n, \dots, x_N) = C(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n), \dots, F_N(x_N)) \quad (3.9)$$

根据 Sklar 定理, 可以得到联合分布函数所对应的密度函数:

$$f(x_1, \dots, x_n, \dots, x_N) = c(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n), \dots, F_N(x_N)) \prod_{n=1}^N f_n(x_n) \quad (3.10)$$

其中, $c(F_1(x_1), \dots, F_n(x_n), \dots, F_N(x_N))$ 为 Copula 函数的密度函数, $f_n(x_n)$ 是边缘分布 $F_N(x_N)$ 的密度函数。因此, 可将公式(3.8)简化为:

$$F_{1|2}(\zeta_{1t} | \zeta_{2t}) = \int_{-\infty}^{\zeta_{1t}} c(T_1(\zeta_{1t}), T_2(\zeta_{2t})) f_1(\zeta_{1t}) d\zeta_{1t} \quad (3.11)$$

将 ζ_{2t} 的 α 分位数 $q_2 = q_{2,Tv}(\alpha) = q_{2,iv}(\alpha) / \sqrt{v/(v-2)}$ 替代上式中的 ζ_{2t} , 并令表达式恒等于 α , 有:

$$\int_{-\infty}^{\zeta_{1t}} c(T_1(\zeta_{1t}), T_2(q_2)) f_1(\zeta_{1t}) d\zeta_{1t} = \alpha \quad (3.12)$$

方程中只有一个未知数 v_1 , 求解该方程, 得到 v_1 的值。假设求得 $\zeta_{1t} = q_1$, 则 q_1 即为 ζ_{2t} 取值 α 分位数(q_2)的条件下, v_1 的 α 分位数, 从而得到:

$$\text{CoVaR}_t^{12} = -q_1 \sigma_{1t} \quad (3.13)$$

进而易求 $\Delta \text{CoVaR}_t^{12}$ 和 $\% \text{CoVaR}_t^{12}$ 。

4. 实证研究

4.1. 数据选取

本文选取 2018 年 1 月 2 日至 2022 年 12 月 30 的中证银行指数、道琼斯银行指数、纳斯达克银行指数和 KBW 银行指数的日收盘价作为原始数据, 其中, 中证银行指数数据来自于 Tushare 数据库, 而道琼斯银行指数、纳斯达克银行指数和 KBW 银行指数的数据来源于英为财经网站(investing.com), 对于其中的缺失数据, 采取直线插值法予以填补。

4.2. 描述性统计

首先, 我们通过对中证银行指数、道琼斯银行指数、纳斯达克银行指数和 KBW 银行指数的日收盘数据分别取对数一阶差分, 从而得到四个指数的日收益率序列, 为减少误差, 我们对将所有结果都乘以 100, 即:

$$R_t = 100 * \ln(p_t / p_{t-1})$$

其中, R_t 表示 t 日的百分比收益率, p_t 表示银行指数在日的收盘价格。然后, 分别对四个指数的日百分比收益率序列进行描述性统计, 结果见表 1。

尽管四个银行指数收益率序列的偏度系数接近于 0, 但峰度系数均显著大于 3, 这说明各指数收益率序列均比正态分布更为集中, 呈尖峰状态。Jarque-Bera 检验结果概率值为 0, 即在 1%显著水平下各股票指数收益率序列都显著异于正态分布, 据此可以初步判断两个阶段各股票指数收益率序列均不服从正态

分布。
为更好地了解四个银行指数收益率序列的特征，我们逐一绘制出他们的时间序列图，具体见图 1：

Table 1. Descriptive statistics of basic information
表 1. 基本信息描述性统计

序列	ZZYHVS	DJ	KBW	NASDAQ
Count	1303	1303	1303	1303
Mean	-0.011339	-0.002850	-0.004622	0.000991
Std	1.184633	2.035473	2.074698	1.981586
Min	-4.627665	-16.536890	-17.678360	-14.031583
Max	8.648415	14.428085	13.816027	12.473007
Skewness	0.502003	-0.265055	-0.371218	-0.199424
Kurtosis	3.804713	11.630138	10.870935	7.579360
JB Statistic	840.644978	7358.753886	6445.964656	3127.513369
JB p-value	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

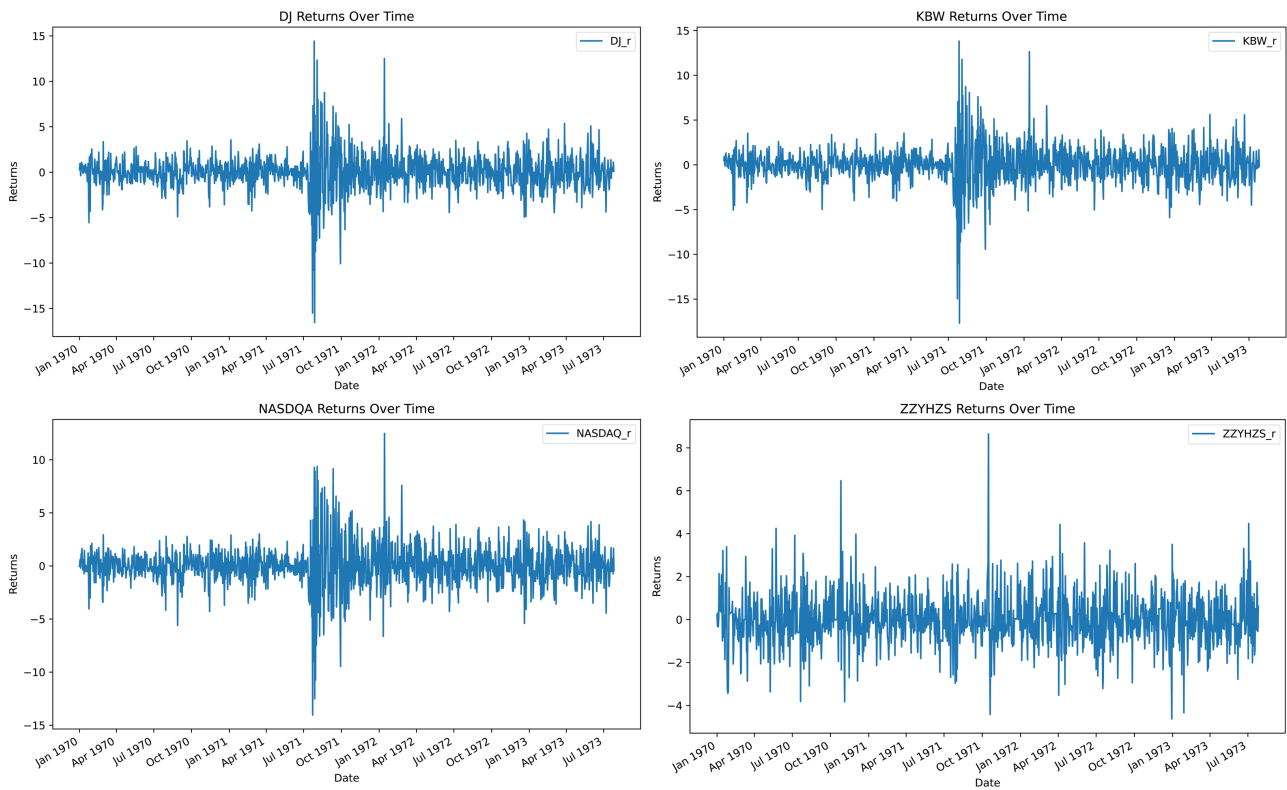


Figure 1. Time series changes in index returns of various banks
图 1. 各银行指数收益率序列时间变化图

从上面四个图中我们可以看到，四个指数收益率序列的变动是比较平稳的，但是呈现出比较明显的波动丛集性，也就是大的波动后面往往伴随着大的波动，小的波动后面往往伴随着小的波动。此外，我们还可以发现美国三大银行指数道琼斯银行指数、KBW 银行指数、NASDAQ 银行指数收益率序列的时

序图形状比较相似，这说明三大指数都很好地反映了美国银行业的波动，而中证银行指数收益率序列的时序图与美国三大银行指数收益率的时序图存在明显的差异，表明中国银行业收益率波动并不完全是受美国银行业风险溢出的影响，至于美国银行业对中国银行市场是否存在风险溢出以及溢出的程度多大，还需要进一步的检测。

4.3. 平稳性检验

通常情况下，在做时间序列分析之前需要进行平稳性检验，因为如果时间序列不平稳，继续进行分析就没有了意义。目前，时间序列平稳性检验的方法有多种，包括曲线图法、自相关系数检验法及单位根检验等。本文采用其中应用最广的单位根检验，而单位根检验也有多种方法，我们将采用其中的 ADF 检验(Augmented Dickey-Fuller test)来对四个银行指数的平稳性进行检验。检验见表 2：

Table 2. ADF test results
表 2. ADF 检验结果

Index	ADF Statistic	P-value	Critical Value (1%)
DJ	-10.840531	1.620294e-19	-3.435414
KBW	-10.844055	1.588937e-19	-3.435414
NASDAQ	-11.032208	5.631248e-20	-3.435414
ZZYHXS	-24.312265	0.000000e+00	-3.435386

从上面的检验结果可以看出，DJ、KBW、NASDAQ、ZZYHXS 的 ADF 检验统计量(绝对值)均明显大于各自在 1%显著水平下的临界值的绝对值，因此，在 1%显著水平下各指数收益率序列均是平稳的。

4.4. ARCH 效应检验

ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)效应就是时间序列数据中存在的条件异方差性。目前用于检验 ARCH 效应的方法有很多，其中使用最为广泛的是由 Engle 提出的拉格朗日乘数检验法，即 ARCH LM 检验。因此，本文采用 ARCH LM 方法检验四个银行指数的 ARCH 效应，其结果见表 3：

Table 3. ARCH effect test results
表 3. ARCH 效应检验结果

Index	LM 检验统计量	P-value
DJ	271.7175	0.0000
KBW	248.3357	0.0001
NASDAQ	183.5510	0.0000
ZZYHXS	11.6132	0.0007

从检验结果中可以看到，四个银行指数收益率序列所对应的 LM 检验统计量的概率均小于 0.01，说明在 1%的显著性水平下，四个指数存在明显的 ARCH 效应。

4.5. Copula 函数选择

Copula 是一类描述随机变量之间的依赖关系的函数，其中包含多种不同的 Copula 函数。本文将中证银行指数分别与道琼斯银行指数、KBW 银行指数、纳斯达克银行指数组合形成三个二维数据，然后分别

去拟合常见的四种 Copula 函数，从中选取拟合最优的一个函数去描述该组数据之间的关系。首先，我们利用 GARCH(1,1)-t 模型对四个收益率需序列进行拟合，从拟合结果中提取出对应的独立同分布的标准残差序列，其次，再用标准残差序列去拟合 GaussianCopula、ClaytonCopula、FrankCopula 以及 GumbelCopula，从而选出拟合最优的 Copula 函数。以中证银行指数和纳斯达克银行指数为例，在拟合 GARCH(1,1)-t 模型之后，获得两个指数的标准残差序列 ζ_{zt} 和 ζ_{nt} ，将 ζ_{zt} 和 ζ_{nt} 分别代入标准 t 分布函数(自由度从 GARCH 模型中获取)，得到边缘分布序列 T_z 和 T_n ，然后将两个边缘分布序列作为观测值，运用不同的 Copula 函数进行估计，得到对应的 AIC、BIC 和 HQ 值，并根据 AIC、BIC 和 HQ 值最小原则选取拟合最优的 Copula 函数。中证银行指数和纳斯达克银行指数的拟合见表 4：

Table 4. Copula fitting results
表 4. Copula 拟合结果

Copula	AIC	BIC	HQ
GaussianCopula	-11.6796	-6.5071	-9.7391
ClaytonCopula	-18.9882	-13.8157	-17.0477
FrankCopula	-13.9961	-8.8237	-12.0556
GumbelCopula	-9.9130	-4.7406	-7.9725

从表中可以看出，对中证银行指数和纳斯达克银行指数，ClaytonCopula 函数是拟合最优的 Copula 函数。同理可以得到对中证银行指数和道琼斯银行指数、中证银行指数和 KBW 银行指数，拟合最优的 Copula 函数分别是 ClaytonCopula 函数和 FrankCopula 函数。

4.6. VaR 和 CoVaR 计算

在拟合 GARCH(1,1)-t 模型之后，可以获取四个银行指数对应的标准残差序列的自由度，然在特定 α 下(5%)，分别求出四个银行指数对应的残差独立同分布序列的 α 分为数值，再根据公式(3.7)求出中证银行指数的无条件风险价值 VaR_t ，将道琼斯银行指数、KBW 银行指数、纳斯达克银行指数的 α 分为数值分别代入方程(3.12)求出中证银行指数的条件 α 分为数值，再由公式(3.13)求得其对应的条件风险价值 $CoVaR_t$ 。结果见表 5：

Table 5. Risk spillover strength of the three major bank indices in the United States to the CSI bank index
表 5. 美国三大银行指数对中证银行指数风险溢出强度

溢出方向	VaR	CoVaR	$\Delta CoVaR$	%CoVaR
DJ→ZZYHZS	$1.53\sigma_t$	$1.74\sigma_t$	$0.21\sigma_t$	13.73%
KBW→ZZYHZS	$1.53\sigma_t$	$1.62\sigma_t$	$0.09\sigma_t$	5.89%
NASDAQ→ZZYHZS	$1.53\sigma_t$	$1.69\sigma_t$	$0.16\sigma_t$	10.46%

表 5 给出了在 5%的置信水平下，三大银行指数代表的美国银行业对中国银行业风险溢出效应的测度结果。首先，从表中可以看出中证银行指数关于道琼斯银行业指数、KBW 银行指数、纳斯达克银行指数的条件在线价值分别为 $1.74\sigma_t$ 、 $1.62\sigma_t$ 和 $1.69\sigma_t$ ，由于 CoVaR 代表的是总风险水平，说明相较而言在道琼斯银行指数发生损失的情况下中国银行业发生损失的风险最大，在 KBW 银行指数发生损失的情况下中

国银行业发生损失的风险最小；其次，从 ΔCoVaR 的数据可以看出，三个银行业指数对应的增量值都与 CoVaR 的符号相同，说明各指数对中证银行指数都产生了正向的风险溢出；最后，从 $\%\text{CoVaR}$ 数据看，即使是风险溢出程度最小的 KBW 指数也使得中证银行指数损失增长超过了 5%，说明中国银行业与美国银行业关联度较高，受到美国银行业风险的影响较大。由于道琼斯银行指数代表了美国大型商业银行，KBW 指数代表的是传统商业银行，而纳斯达克银行指数代表了非传统商业银行，因此据以上数据和分析可以得出，不同规模和不同类型的银行风险溢出程度不同，美国大型商业银行对我国银行业风险溢出效应最强，其次是非传统商业银行。实证结果说明，随着中国金融业深入改革和全面开放，中国银行市场与国际金融市场之间的联系日益加深，中国银行业在享受金融全球化带来的好处的同时，也面临着国际金融市场带来的风险，为保证我国金融市场的稳定，监管当局以及银行业必须对国际风险溢出加以重视。

5. 研究结论与政策建议

5.1. 研究结论

本文以美国三大银行指数和中证银行指数为研究对象，选取四个指数 2018 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 30 日期间的日收益数据，基于 GARCH-Copula-CoVaR 模型实证研究美国银行业对中国银行业的风向溢出效应，得出以下结论：

美国银行业市场对中国银行业市场存在显著的正向风险溢出效应。具体而言，当美国银行市场面临风险时，这种风险往往会传导至中国银行业市场，加剧其风险程度。进一步分析表明，美国大型商业银行对中国银行业的风险溢出效应更为显著，其影响力超过了中小型商业银行；同时，美国非传统商业银行对我国银行业市场的风险溢出效应相对较强，超越了传统商业银行的影响。这一发现揭示了国际银行业风险传递的复杂性，对于加强我国银行业风险防范与监管具有重要意义。

然而，本研究仍然存在一些不足。首先，本文虽然通过机器学习模型计算得出了美国银行业对中国银行业存在风险溢出的结论以及溢出的程度，但由于机器学习模型本身类似一个黑箱模型，并不能说明中美银行业之间风险传递的路径和机制；其次，本文仅仅研究了美国整个银行业对中国银行业的风险溢出，但是美国银行业发生风险可能并不是整个行业同时出现风险，往往是其中某一个或某几个银行先发生问题，因此就单个银行而言，多大规模的银行发生风险才会引发我国银行业受到冲击，也是有待进一步研究的另一个方面。

5.2. 政策建议

首先，要继续推进银行改革，提高风险管理能力。与西方发达国家的银行业相比，我国现代银行业起步较晚，且改革开放之前长期处于非市场化经营；改革开放之后，面对国际银行业的竞争，国内银行逐步开始改革，但目前仍然存在一些问题，特别是风险管理能力较差。国内商业银行还需持续推进体制改革，完善公司治理，学习西方发达国家银行管理经验，以应对国际金融风险的冲击。

其次，要加强银行业监管力度，防止外部风险冲击。银行业对中国经济的重要性不言而喻，银行市场发生动荡，将对整个国民经济社会造成巨大破坏，在以前开放程度不高的情况下，银行市场不太容易发生风险，对风险的预测和管理也更为容易，但在金融业全面开放的今天，银行业面临全球风险事件的风险外溢，其应对风险的难度增加，在银行业增强自身风险管理能力的同时，对银行的监管也越显重要，国家应当完善银行业监管相关的法律法规，并做到与时俱进，以更好地防止银行业受到内外部风险冲击而发生金融风险。

最后，经济全球化、金融自由化仍是当经世界经济发展的大趋势，我们不能因噎废食，而是要从各个层面尽快地完善自身，增强自身竞争力和风险防范能力。从长期看，积极融入国际金融市场利大于弊，

更有助于促进我国经济发展。

参考文献

- [1] Adrian, T. and Brunnermeir, M.K. (20019) CoVaR. Fed Reserve Bank of New York Staff Report.
- [2] Reboredo, J.C. and Ugolini, A. (2015) Systemic Risk in European Sovereign Debt Markets: A Covar-Copula Approach. *Journal of International Money and Finance*, **51**, 214-244. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.12.002>
- [3] Drakos, A.A. and Kouretas, G.P. (2015) Bank Ownership, Financial Segments and the Measurement of Systemic Risk: An Application of CoVaR. *International Review of Economics & Finance*, **40**, 127-140. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.02.010>
- [4] 沈虹, 邢荧. 基于 CoVaR 方法的中美股市风险溢出效应研究[J]. 会计之友, 2017(16): 14-16.
- [5] 李强, 何妃婷, 董耀武. 国际原油期货极端风险溢出及其防范研究——基于 DCC-TGARCH-CoVaR 模型的分析[J]. 价格理论与实践, 2020(12): 79-82, 162.
- [6] 史嘉俊, 叶李伟. 国际股市极端风险溢出效应研究——基于上行 CoVaR 和下行 CoVaR 的分析[J]. 金融与经济, 2021(12): 4-14.
- [7] 江一帆. 基于 Copula 函数的“一带一路”沿线地区金融风险相依性研究[J]. 金融经济, 2021(11): 33-41.
- [8] 罗长青, 刘澜, 傅欣欣. 金融市场风险的溢出效应与溢回效应——基于中国与“一带一路”沿线国家的研究[J]. 西安财经大学学报, 2021, 34(5): 17-28.
- [9] 钟雯, 李保民. “一带一路”倡议下中国与东盟金融市场风险溢出效应研究[J]. 高师理科学刊, 2021, 41(6): 16-21.
- [10] 荆中博, 李雪萌, 方意. 跨境资本周期性波动对中国银行部门的风险溢出机制分析[J]. 世界经济, 2022, 45(1): 182-205.
- [11] Li, Z., Hou, J. and Zhang, J. (2022) Spillover Effect of Crude Oil Futures Market: An Empirical Research from Emerging Market. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, **53**, Article ID: 102695. <https://doi.org/10.1016/j.seta.2022.102695>
- [12] 王倩, 郭志钢, 车莹莹, 等. 中外原油期货市场价格、风险联动关系研究[J]. 投资与合作, 2022(1): 33-35.
- [13] 王喜平, 王雪萍. 基于时变 Copula-CoVaR 的欧盟与国内碳市场风险溢出效应研究[J]. 分布式能源, 2022, 7(2): 8-17.
- [14] 张松艳, 杜明娅. 国际原油期货对中国农产品期货市场的风险溢出效应研究——基于 DCC-GARCH-CoVaR 模型[J]. 统计与管理, 2022, 37(10): 80-86.
- [15] Zhao, J., Cui, L., Liu, W. and Zhang, Q. (2023) Extreme Risk Spillover Effects of International Oil Prices on the Chinese Stock Market: A GARCH-EVT-Copula-CoVaR Approach. *Resources Policy*, **86**, Article ID: 104142. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.104142>
- [16] Engle, R.F. (1982) Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, **50**, 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- [17] Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- [18] Sklar, M. (1959) Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. *Annales de l'ISUP*, **8**, 229-231.