

# 人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场相关性及风险溢出研究

肖 阳, 冯 玲, 冯硕硕

(福州大学 经济与管理学院, 福州 350002)

**摘要** 通过构建二元正态 Copula 模型和 SJC-Copula 模型来研究不同时期人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场之间的相关性特征和尾部相关性的变化, 接着运用 CoVaR 方法着重分析新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的风险溢出强度. 实证结果表明: 两个市场在金融危机前期和金融危机时期存在明显正的相关性, 只是在金融危机后期特别是 2011 年之后, 随着人民币不断升值的预期, 两市场间表现出负相关性; 下尾相关程度在金融危机时也明显增强, 新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场在三个时间段都存在着明显的溢出效应, 并且在金融危机时期溢出效应最强.

**关键词** 人民币 NDF 市场; 新台币 NDF 市场; 相关性; 风险溢出

## The correlation and risk spillover between RMB NDF market and TWD NDF market

XIAO Yang, FENG Ling, FENG Shuoshuo

(School of Economics & Management, Fuzhou University, Fuzhou 350002, China)

**Abstract** This article constructs bivariate normal copula model and SJC-Copula model to research correlations and the change of the tail correlation in different periods between the RMB NDF market and TWD NDF market, and then the key analysis is risk spillover of TWD NDF market to the RMB NDF market by the method of CoVaR. The empirical results show that two markets are obviously positive correlation in the early stage of the financial crisis and during the financial crisis, but the empirical results also show that along with the expected appreciation of the RMB, there is a negative correlation between the two markets after financial crisis especially since 2011. The correlation degree of lower tail dependence is significantly enhanced, and exists obvious spillover effect in the three time periods especially the strongest spillover effect during the financial crisis.

**Keywords** RMB NDF market; TWD NDF market; correlation; risk spillover

### 1 引言

无本金交割远期 (non-deliverable forward, NDF) 是一种金融衍生品, 主要用于满足经济主体规避汇率风险和对资产进行保值与增值的需求. 交易双方根据签订合约时确定的远期汇率和合约到期时的即期汇率间的差额来进行交割, 用国际上能够自由兑换的货币来进行净额支付. NDF 市场的存在主要是针对那些实行外汇管制国家 (地区) 的货币.

在亚洲地区, 人民币和新台币等货币的 NDF 交易比较活跃. 中国作为世界第二大经济体, 市场上对人民币的关注越来越强烈. 人民币 NDF 市场对即期市场的价格发现功能, 使其受到国际市场上的投资者特别

收稿日期 2015-10-28

作者简介: 肖阳, 男, 湖南浏阳人, 副教授, 硕士生导师, 研究方向: 管理工程和技术经济; 冯玲, 女, 福建宁德人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向: 资产定价和风险管理; 冯硕硕, 河南漯河人, 男, 硕士, 研究方向: 金融风险管理.

基金项目: 国家自然科学基金 (71573043)

Foundation item: National Natural Science Foundation of China (71573043)

中文引用格式: 肖阳, 冯玲, 冯硕硕. 人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场相关性及风险溢出研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2016, 36(9): 2248–2258.

英文引用格式: Xiao Y, Feng L, Feng S S. The correlation and risk spillover between RMB NDF market and TWD NDF market [J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2016, 36(9): 2248–2258.

此文是第十二届金融系统工程与风险管理年会优秀论文.

是从事进出口的外贸企业越来越多的关注。中国台湾金融市场作为一个成熟的市场, 实行自由浮动的外汇管理制度, 从事进出口的外贸企业以及投资两岸金融市场的投资者时刻关注着市场上汇率的变化, 尤其是 NDF 市场上的汇率变动。

近年来受到全球经济一体化、金融管制放松和跨市场投资不断发展等因素的影响, 两岸经贸往来的联系越来越紧密, 中国大陆向台湾地区的进口额由 2009 年的 837 亿美元, 上升至 2014 年的 1246.9 亿美元, 平均年增长率为 9.2%; 出口额由 2009 年的 256.3 亿美元, 上升至 2014 年的 497.3 亿美元, 平均年增长率为 15.5%。台湾地区核准赴大陆投资的金额由 2009 年的 60.58 亿美元, 上升至 2014 年的 98.3 亿美元, 平均年增长率为 17%<sup>1</sup>。境外外汇衍生品和跨市场投资者越来越多, 市场信息很容易在两市场间进行传递, 引起市场间的联动反应, 特别是当发生极端事件时, 相关性明显增强。这些影响因素在促进金融市场完善发展的同时也加剧了市场的动荡, 为研究 NDF 市场的相关性和风险溢出提供了契机。

在人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场相关性研究方面, 王凯立和吴军奉<sup>[1]</sup> 研究中国台湾即期市场与 NDF 市场之间相互动态关系, 结果表明 SPOT、DF、NDF 三个市场间存在着传导效应。王慧和符亚明<sup>[2]</sup> 运用 GARCH 模型研究得出: 信息流由境外市场传导至境内市场, 境外人民币 NDF 市场是境内即期市场的先导。仇自成和张立光<sup>[3]</sup> 通过实证研究提出: 人民币 NDF 汇率影响着人民币即期汇率, 信息传递由人民币 NDF 市场传向境内人民币即期市场。严敏和巴曙松<sup>[4]</sup> 的实证研究结果表明: 即期市场与 NDF 市场间的相关性最强, 境内外远期市场间的相关性最弱。黄勇、文兰娇和陶建平<sup>[5]</sup> 研究得出: 2008 年金融危机后, 境内人民币远期汇率与 NDF 汇率的总体波动性较以前有所降低。Lien 等<sup>[6]</sup> 研究了人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场的联动关系, 并刻画了二者之间的动态相关关系和尾部相关关系, 研究表明, 金融危机的发生会对二者之间的相关关系产生影响。

在对相关性风险的研究方面, Patton<sup>[7]</sup> 构建时变的 SJC-Copula 模型, 研究欧元发行前后马克 - 美元汇率以及日元 - 美元汇率之间的相关性变化。Rodriguez<sup>[8]</sup> 使用 Copula 模型研究亚洲金融危机、墨西哥比索危机时金融市场间的风险传染, 发现危机时期东亚五国股票市场间发生了传染, 而拉丁美洲四国股票市场间并没有发生风险传染。冯玲和欧华宇<sup>[9]</sup> 通过沪港市场的实证研究, 利用 SJC-Copula 刻画金融市场间不对称的尾部相关性, 用 CVaR 方法求出存在相关性风险的资产组合有效前沿及策略。吴吉林和张二华<sup>[10]</sup> 通过构建机制转换混合 Copula 模型, 考察了沪、深股市与港、台股市间的尾部相依特征。

在风险溢出的研究方面, Chrétien 和 Coggins<sup>[11]</sup> 运用过滤历史模仿技术 (FHS) 度量了市场上三个股权指数的无条件风险价值 (VaR), 实证研究结果表明: 这三个股权指数之间存在风险溢出效应。Tang 和 Sriboonchitta<sup>[12]</sup> 运用藤 Copula 模型对欧洲电力市场之间的风险溢出效应进行研究, 发现法国对欧洲其他四个市场都有显著为正的风险溢出效应。周天芸等<sup>[13]</sup> 运用非对称 CoVaR 模型和分位数回归的方法, 测度证券、银行、保险等机构的风险溢出水平, 结果表明, 中国金融机构的风险溢出具有非对称的特征, 负向冲击对金融系统的风险溢出要比遭受正向冲击时大, 银行机构的风险贡献程度比其他机构小, 证券部门的风险贡献值较大。刘伟和郝瑞丽<sup>[14]</sup> 则采用类似的方法, 对我国自 2013 年以来的量化基金市场系统性风险进行了实证分析。刘轶等<sup>[15]</sup> 从研究银行间风险溢出突变入手, 分析银行间的风险传染机制, 利用时变 Copula 理论刻画了我国上市银行间的相关性。研究结果表明, 危机后国有银行对大部分股份制商业银行的风险溢出强度显著增大, 而国有银行之间的风险溢出强度有所下降。米咏梅和王宪勇<sup>[16]</sup> 基于 MVGARCH 模型, 研究了股票市场、债券市场和期货市场间的风险溢出效应。结果表明, 三个金融市场之间存在风险溢出效应, 市场之间存在风险传递。

以往文献研究主要集中在人民币 NDF 市场或新台币 NDF 市场单个市场与其他市场之间的相互传导关系, 本文则首次研究人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场之间的相关性风险及风险溢出。全文的安排如下: 在相关性风险的研究中, 利用 Copula-GARCH 模型对两个市场收益率的边缘分布进行拟合, 再以 2007 年发生的金融危机为分界点, 将研究的数据划分为危机前、危机中和危机后三个时期, 分别运用二元正态 Copula 模型和二元 SJC-Copula 模型对两个市场收益率的相关性进行实证研究; 在风险溢出的研究中, 采用分位数回归的估计值, 运用 CoVaR 方法, 结合分位数技术的计算方法, 着重度量新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的风险溢出。本文的研究一方面能为从事进出口贸易的企业规避风险提供一定的参考, 另一方面也可以进一步完善人民币 NDF 市场的相关研究理论, 具有一定的现实和理论意义。

1. 数据来源: 中国台湾“主计署”网站 - 两岸经贸统计表。

## 2 金融时间序列边缘分布模型的构建

在金融实际应用过程中, 金融时间序列存在偏斜、尖峰厚尾等特性, 因此选择正态分布假设的 GARCH 模型来拟合收益序列的边缘分布, 不太符合实际。所以, 研究时经常采用 t 分布或者 GED 分布取代正态分布作为边缘分布的假设, 得出一系列 GARCH 模型的扩展形式, 其中应用最广泛的是 GARCH-t 模型<sup>[17]</sup>。

GARCH-t 模型, 具体表示如下<sup>[18]</sup>:

$$\left\{ \begin{array}{l} R_t = C_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = h_t^{1/2} \xi_t \\ h_t = K_t + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{j,t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{i,t-i} \\ (\xi_{1t}, \xi_{2t}) \sim C(T_{\nu 1}(\xi_{1t}), T_{\nu 2}(\xi_{2t})) \end{array} \right. \quad (1)$$

其中  $T_{\nu 1}(\cdot), T_{\nu 2}(\cdot)$  分别表示均值是 0, 方差是 1, 自由度参数是  $\nu 1, \nu 2$  的标准化 t 分布函数。

根据 Sklar 定理, 任一  $N$  维联合分布可以分解为  $N$  个边际分布函数与一个 Copula 函数。而且如果各边际分布是连续的, 则 Copula 函数是唯一的。Copula 函数使多维联合分布的统计处理变得更为简捷。本文选用二元正态 Copula 模型和二元 SJC-Copula 模型对人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场间的动态相关性进行研究。

二元正态 Copula 模型, 虽然可以很好地拟合一般情况下金融市场之间的相关性, 但由于二元正态 Copula 模型的分布具有对称性并且存在尾部渐近独立性的特征, 因此当变量间的分布出现非对称性以及出现极端情形时, 运用此模型就存在着很大的局限性。

一般情况下认为, 在不同的风险水平下, 金融市场间的相关关系也会有所不同, 相对于低风险水平来说, 高风险水平下金融市场间的相关关系会变得更强, 具体表现为风险的市场间传导和扩散。在此规律下, 本文同时引入对下尾风险十分敏感的二元 SJC-Copula 模型, 分别通过静态和动态两种结构来描述市场出现极端情形时收益率序列间的尾部相关性的变化。

### 2.1 二元正态 Copula 模型的构建

Copula 的基本原理是: 将各随机变量的一维边际分布函数连接起来表示多维随机变量的联合分布函数。运用 Copula 模型研究金融市场间的相关性时, 两个金融时间序列的边缘分布函数能够任意设定。二元正态 Copula 函数能够很好地描述金融变量在一般情况下的相关性, 其分布函数表示为<sup>[18]</sup>:

$$C(\mu, \nu, \rho) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(\mu)} \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(\nu)} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left\{ \frac{-(r^2 + s^2 - 2\rho rs)}{2(1-\rho^2)} \right\} dr ds \quad (2)$$

其中,  $\Phi^{-1}(\cdot)$  是标准一元正态分布  $\Phi(\cdot)$  的逆函数,  $\rho \in (-1, 1)$  为相关参数,  $\mu = T_{\nu 1}(\xi_{1t})$ ,  $\nu = T_{\nu 2}(\xi_{2t})$ 。 $\rho$  有两种形式, 一种是常相关参数, 一种是时变参数, 在研究序列一般相关特性时, 根据二元正态 Copula 函数的性质, 常相关参数  $\rho$  实际表示的是  $\Phi^{-1}(\mu)$  和  $\Phi^{-1}(\nu)$  的线性相关性。但是, 随着外部环境的不断变化, 随机变量之间的相关系数也在发生变化, 为研究变量之间的相关系数时变的特性, Patton<sup>[7]</sup> 引入了 ARMA(1, 10) 的过程, 时变相关参数演进方程表示为:

$$\rho = \Lambda \left( \omega_\rho + \beta_\rho \rho_{t-1} + \alpha_\rho \frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \Phi^{-1}(\mu_{t-i}) \Phi^{-1}(\nu_{t-i}) \right) \quad (3)$$

其中, 将函数  $\Lambda(\cdot)$  定义为:  $\Lambda(x) = (1 - e^{-x}) / (1 + e^{-x})$ , 引入  $\Lambda(x)$  的目的在于保证  $\rho$  的取值范围落在  $(-1, 1)$  之间,  $\{\mu_t\}_{t=1}^T, \{\nu_t\}_{t=1}^T$  是对原序列进行概率积分变换后得到的序列; 滞后阶数  $q$  可以依据相关参数的持续性特点选取, 一般  $q \leq 10$ 。

### 2.2 二元 SJC-Copula 模型的构建

Joe-Clayton Copula 函数的分布函数为<sup>[18]</sup>:

$$C_{JC}(\mu, \nu, \kappa, \gamma) = 1 - \left( \left\{ [1 - (1 - \mu)^\kappa]^{-\gamma} + [1 - (1 - \nu)^\kappa]^{-\gamma} - 1 \right\}^{-1/\gamma} \right)^{1/\kappa} \quad (4)$$

该 Copula 函数的阐述与尾部相关系数一一对应, 即:

$$\lambda^L = 2^{-1/\gamma}, \lambda^U = 2 - 2^{-1/\gamma} \quad (5)$$

其中,  $\mu, \nu$  表示两个金融市场的时间序列,  $\kappa$  和  $\gamma$  为 Joe-Clayton Copula 函数的相关参数, 下尾相关性完全由  $\gamma$  决定, 上尾相关性完全由  $\kappa$  决定。并且  $\kappa \geq 1, \gamma > 0$ 。

当两个金融市场时间序列间的上下尾相关性相同时, 时变相关的二元 Joe-Clayton Copula 模型的设定使得二者仍然表现出不对称性。因此, 在时变相关的二元 Joe-Clayton Copula 模型的基础上进行修正, 得到时变相关的二元 SJC-Copula 模型, 其分布函数表达式为<sup>[7]</sup>:

$$C_{SJC}(\mu, \nu; \lambda_t^U, \lambda_t^L) = 0.5 (C_{JC}(\mu, \nu; \lambda_t^U, \lambda_t^L)) + C_{SJC}(1 - \mu, 1 - \nu; \lambda_t^U, \lambda_t^L) \quad (6)$$

其中,  $\lambda^U$  和  $\lambda^L$  分别为两个时间序列的上尾相关系数和下尾相关系数。当  $\lambda^U = \lambda^L$  时, 尾部是对称的。由于 SJC Copula 能同时描述上下尾相关性, 而且能处理非对称上下尾相关性, 因此被广泛应用于金融市场间或金融资产间的风险传染研究。

同样, 本文结合 ARMA(1, 10)<sup>[7]</sup> 过程来刻画时变 SJC-Copula 模型上下尾相关性的时变特征:

$$\lambda_t^U = \Lambda \left[ \omega_U + \beta_U \lambda_{t-1}^U + \alpha_U \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |\mu_{t-j} - \mu_{\nu-j}| \right] \quad (7)$$

$$\lambda_t^L = \Lambda \left[ \omega_L + \beta_L \lambda_{t-1}^L + \alpha_L \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |\mu_{t-j} - \mu_{\nu-j}| \right] \quad (8)$$

其中,  $\{\mu_t\}_{t=1}^T, \{\nu_t\}_{t=1}^T$  是对原序列进行概率积分变换后得到的序列, 函数  $\Lambda(\cdot)$  为 logistic 转换函数, 其定义为:  $\Lambda(x) = (1 + e^{-x})^{-1}$ , 以保证上尾和下尾相关系数在任意时刻都落在区间 (0, 1) 内。

本文采用两阶段极大似然估计法来对 Copula 模型进行参数估计: 即首先要对边缘分布函数的参数进行估计, 然后根据估计出来的估计值, 把它们作为已知数带到 Copula 函数中, 最后得到 Copula 函数中的参数的结果。这样的两阶段极大似然估计法的计算过程大大简化了 Copula 函数的参数估计问题<sup>[7, 19]</sup>。

### 3 人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场相关性的实证分析

#### 3.1 数据选取与处理

在 NDF 市场上, 交易量最活跃的分别为 1 月期、3 月期、6 月期和 1 年期 NDF, 本文选取人民币兑美元 1 年期 NDF 日汇率和新台币兑美元 1 年期 NDF 日汇率数据来代表人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场, 通过选取的 1 年期 NDF 数据, 来度量相对长期的相关关系。数据来源于彭博 (Bloomberg) 数据库, 样本考察期为 2005 年 7 月 21 日至 2013 年 5 月 31 日, 除去非共同交易日及节假日, 共 2003 个交易日数据。金融危机在 2007 年 8 月 9 日时就已经浮现出各种迹象 (其时, 美联储向银行系统注入 240 亿美元资金), 之后世界金融体系开始出现各方面危机, 而截至 2009 年底, 各国基本从金融危机中恢复 (其时, 美国的第一轮量化宽松政策初显成效)。鉴于此, 本文以 2007 年 8 月 9 日和 2009 年 12 月 31 日作为界限, 将样本划分为三个阶段, 即金融危机前期是从 2005 年 7 月 21 日到 2007 年 8 月 7 日, 共 508 个交易日数据; 金融危机时期是从 2007 年 8 月 9 日和 2009 年 12 月 31 日, 共 605 个交易日数据; 金融危机后期是从 2010 年 1 月 1 日到 2013 年 5 月 31 日, 共 890 个交易日数据。定义汇率每日收盘价为  $\{P_t\}$ , 其日收益率  $\{R_t\}$  则可以表示为:  $R_t = \log(P_t/P_{t-1})$ 。

#### 3.2 边缘分布的拟合

各个时间段收益率序列 GARCH 模型的参数估计结果如表 1 所示。

表 1 各个时间段收益率序列 GARCH 模型的参数估计结果

参数	$R_1$	$R_2$	$R_3$	$T_1$	$T_2$	$T_3$
$C$	-0.00014 (0.00001)	0.000242 (0.0001)	-0.00016 (0.0001)	1.2e-05 (0.0002)	-4.6e-05 (5.1e-05)	-7.9e-05 (9.9e-05)
$K$	1.8e-07 (1.4e-07)	1.1e-06 (4.9e-07)	5.8e-07 (2.4e-07)	4.3e-07 (2.6e-07)	2.0e-07 (7.6e-08)	2.8e-07 (1.4e-07)
$\alpha$	0.071309 (0.0413)	0.24871 (0.0790)	0.19887 (0.0539)	0.12033 (0.0354)	0.15815 (0.0433)	0.095383 (0.0238)
$\beta$	0.82686 (0.1081)	0.68159 (0.0764)	0.78721 (0.0423)	0.87966 (0.0296)	0.82483 (0.0376)	0.88925 (0.02616)
$\nu$	6.3595 (0.0018)	4.2193 (0.9859)	4.2482 (0.7551)	3.9963 (0.6750)	3.8528 (0.6444)	5.8875 (1.2013)
对数似然值	2663.66	2254.77	2604.89	2384.79	4368.91	3819.96

表 1 是金融危机前、中、后三个阶段人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场收益率序列边缘分布模型的参数估计值, 估计值下方括号内容是标准误, 其中  $C$  为公式(1)中均值方程的常数项;  $K$ 、 $\alpha$  和  $\beta$  分别为条件方差方程中的常数项、ARCH 项和 GARCH 项, 其参数估计值都大于 0, 满足条件异方差不能为负值的要求. 参数  $\alpha + \beta < 1$  说明了外部冲击对两个市场影响的持续性, 其数值越接近于 1, 则表明影响的持续性越长久. 由表 1 中的人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场收益率序列 ARCH 和 GARCH 项的系数之和可以看出, 两个市场的波动持续性在金融危机前期和后期发生了变化, 而且持续性比较久, 危机时期波动持续性明显增强, 危机后期有所减弱.

同时, 根据估计得到的条件边缘分布, 对原序列进行概率积分变换, 并对变换后的各个序列进行自相关性检验, 检验结果为各序列都不具有自相关性, 说明经变换后的序列是独立的; 再运用 Kolmogorov-Smirnov 检验方法, 结果表明, 经变换后的序列服从  $(0, 1)$  均匀分布. 从以上检验结果可以得出, 根据 GARCH-t 模型拟合出来的人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场各个收益率时间序列的条件边缘分布, 对原序列进行概率积分变换, 得出的收益率序列不存在自相关性, 而且服从  $(0, 1)$  均匀分布. 综上所述, 用 GARCH-t 模型来拟合人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场各个收益率序列的条件边缘分布是正确的.

### 3.3 Copula 模型参数估计与分析

#### 1) 二元正态 Copula 模型估计结果及分析

用常相关的二元正态 Copula 模型度量人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场之间的静态相关关系,  $\rho$  为常相关参数, 表 2 列出了参数的估计结果及似然值.

表 2 常相关的二元正态 Copula 函数的参数估计结果

样本	金融危机前	金融危机时	金融危机后
$\rho$	0.3163	0.4992	0.1653
似然值	26.7657	86.7609	12.3242

从表 2 常相关系数  $\rho$  值可以看出, 人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场收益率序列具有明显的正相关关系, 相关系数从危机前的 0.3163 增大到危机时的 0.4992. 危机后, 相关性系数有所回落.

然而, 金融市场是不断变化的, 市场收益率也是在不断变化, 因此市场之间的相关性也处在不断的变化中. 为了更好地说明市场间的相关性随时间的变化而变化, 接下来运用时变正态 Copula 对市场间的动态相关性进行分析, 参数估计结果如表 3 所示.

表 3 时变相关的二元正态 Copula 函数的参数估计结果

样本	金融危机前	金融危机时	金融危机后
$\omega_\rho$	0.0883	2.3664	-0.0020
$\alpha_\rho$	1.7895	-2.1061	1.9969
$\beta_\rho$	0.0875	-0.3555	0.0433
对数似然值	29.6082	87.1413	23.5601

表 3 为公式(6)时变 Copula 的参数估计结果. 模型中的参数  $\omega_\rho, \alpha_\rho, \beta_\rho$  分别表示市场间相关关系强弱、相关关系受到外生变量影响的参数以及相关性持续性强弱的参数. 图 1~3 更直观地反映了人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场间动态相关关系的变化. 为了保证图形的美观, 纵坐标根据数据变化进行了相应调整.

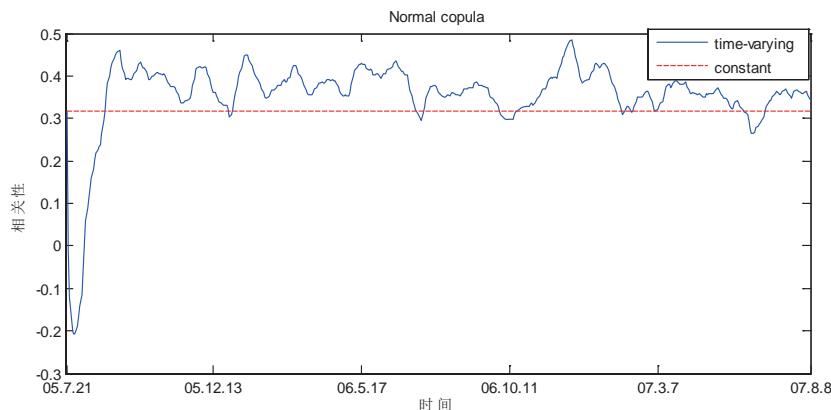


图 1 金融危机前人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场相关关系时变图

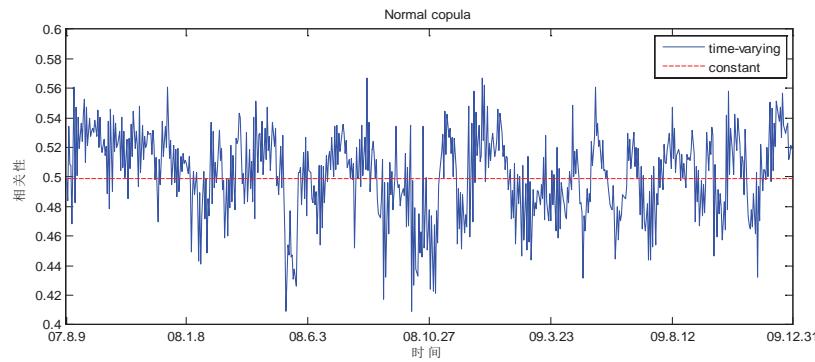


图 2 金融危机时人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场相关关系时变图

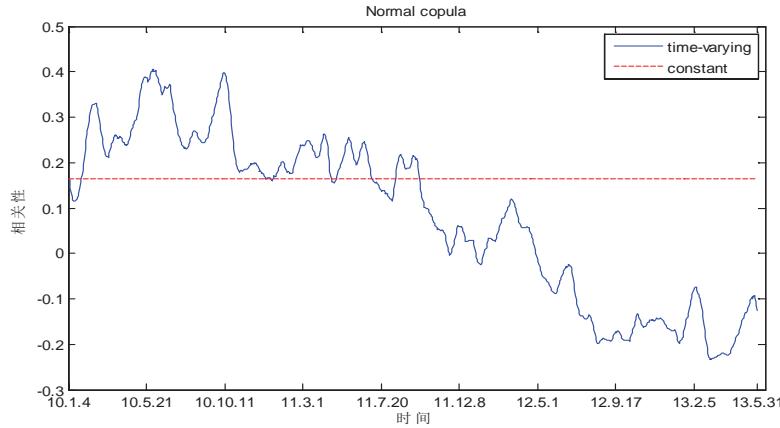


图 3 金融危机后人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场相关关系时变图

从图 1 和 2 可以看出: 时变相关系数在常相关系数周围上下波动。在图 1 前一小段时间内, 相关系数明显下降, 原因可能是 2005 年人民币汇改实施后, 市场对人民币未来走势不太确定。而中国台湾在此期间没有出现太大的政策调整, 市场对新台币未来预期相对稳定, 因此出现相关性短暂下降。比较图 1 和 2, 可以明显看出, 金融危机时期, 两市场动态相关性一直在较高的水平上下波动, 且波动幅度较大, 说明在危机期间, 由于未来的经济形势不太乐观, 金融市场不太稳定, 投资者对人民币和新台币未来走势的预期也随着市场形势的变化而变化。观察图 3 可以发现, 2011 年初以来, 动态相关系数明显走弱, 并呈现出明显的负相关关系, 原因可能是 NDF 市场对人民币升值预期比较强烈, 而对新台币未来预期则相对稳定, 因此出现负相关情况。

## 2) 二元 SJC-Copula 模型估计结果及分析

为了更完整的研究人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场的尾部相关性, 本节利用前面构建的 SJC-Copula 模型来进行分析。

表 4 常相关的 SJC-Copula 函数的参数估计结果

参数	金融危机前	金融危机时	金融危机后
$\lambda^U$	0.1003	0.3392	0.0133
$\lambda^L$	0.1803	0.2589	0.0656
对数似然值	26.0486	83.02606	14.2726

表 4 中  $\lambda^U$  表示上尾相关系数,  $\lambda^L$  表示下尾相关系数。从表中  $\lambda^L$  值看出: 人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场收益率序列下尾相关系数相对较高。金融危机期间, 下尾相关系数增加到 0.26 左右, 这说明在危机时期, 人民币 NDF 市场暴跌引起新台币 NDF 市场暴跌的概率达到 26% 左右。

观察表 4 参数估计结果, 可以发现在金融危机前期和后期下尾相关系数均大于上尾相关系数, 说明此时人民币 NDF 市场出现暴跌而引发新台币 NDF 市场暴跌的概率要大于人民币 NDF 市场出现暴涨而引发新台币 NDF 市场暴涨的概率, 也间接说明投资者对于未来市场预期持有相对悲观态度。然而, 金融危机时期, 下尾相关系数略小于上尾相关系数, 这说明此时市场已经处于萧条状态, 投资者预期市场会更加萧条的概率要远小于预期出现好转的概率。

接下来用时变 SJC-Copula 模型对人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场进行动态尾部分析, 结果如表 5 所示.

表 5 时变相关的 SJC-Copula 函数的参数估计结果

样本	金融危机前	金融危机时	金融危机后
$\omega_U$	-0.7144	1.5867	0.2857
$\alpha_U$	0.7011	-1.6273	2.5609
$\beta_U$	-4.8401	-8.0333	-13.7490
$\omega_L$	-3.8038	-1.5896	-1.1958
$\alpha_L$	-1.4752	1.0779	4.8771
$\beta_L$	8.8351	1.0555	-8.0503
对数似然值	28.1983	84.8757	23.2309

表 5 为公式(7)和(8)中的时变 Copula 的参数估计结果. 参数  $\omega_U$ 、 $\alpha_U$ 、 $\beta_U$  分别表示市场间上尾相关关系强弱、受到外生变量影响的参数以及持续性强弱的参数; 参数  $\omega_L$ 、 $\alpha_L$ 、 $\beta_L$  分别表示市场间下尾相关关系强弱、受到外生变量影响的参数以及持续性强弱参数. 图 4~6 更直观地反映了人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场间的动态尾部相关关系变化.

图 4 反映金融危机前两个市场尾部动态相关关系的变化. 2005 年人民币汇率制度改革, 放弃与美元挂钩, 引入参考一篮子货币, 人民币浮动区间相对扩大, 市场风险也相对增强; 而中国台湾实施完全自由浮动的汇率政策, 此时如果市场预期人民币 NDF 市场出现暴跌, 由于金融市场信息的传导, 那么新台币 NDF 市场出现暴跌的可能性增大. 之后人民币汇率逐渐稳定, 市场预期逐步趋于理性, 二者动态尾部相关系数维持在 0.18 上下浮动.

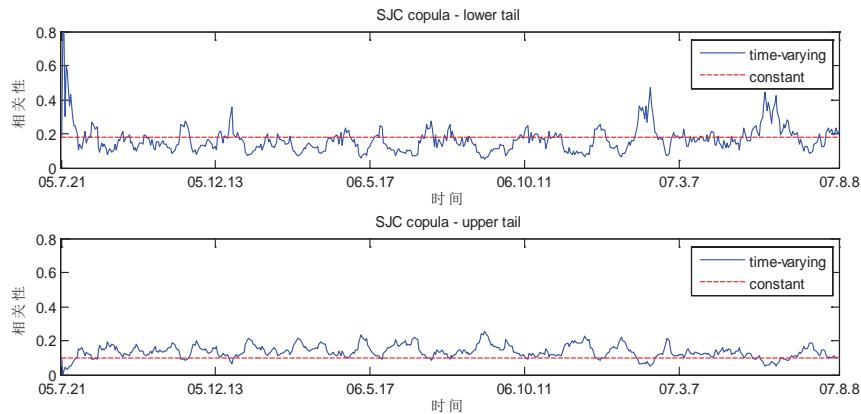


图 4 金融危机前人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场尾部相关关系时变图

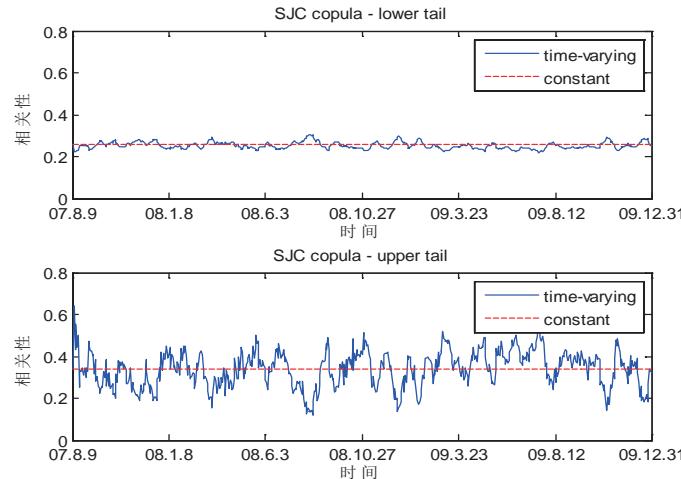


图 5 金融危机时人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场尾部相关关系时变图

图 5 反映金融危机时期两个市场尾部动态相关关系的变化. 两个市场的下尾常相关系数由金融危机前的 0.18 变化到危机时 0.25, 且一直维持在 0.25 的较高水平上波动. 而危机期间两个市场的时变上尾相关系

数波动却比较强烈, 这可能是由于危机时期, 各市场都处在低迷状态, 投资者积极寻找避险机会, 期盼市场出现转机; 而且随着市场信息的不断变化, 各种预测信息在市场间进行相互传递, 投资者对市场的未来预期也会随着经济形势的变化而变化, 因此上尾动态相关系数才会出现较强烈的波动.

图 6 反映金融危机之后两个市场尾部动态相关关系的变化, 金融危机之后上尾常相关系数和下尾常相关系数明显减弱. 在图 6 中 2010 年初, 尾部相关系数明显增强, 这是因为 2009 年 12 月希腊的主权债务问题日益凸显, 2010 年初发酵, 逐渐开始向“欧洲五国”(葡萄牙、意大利、爱尔兰、希腊、西班牙)蔓延, 投资者对人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场未来走势无法做出有效判断, 导致两个市场间动态相关性随着时间的变化而发生较大波动.

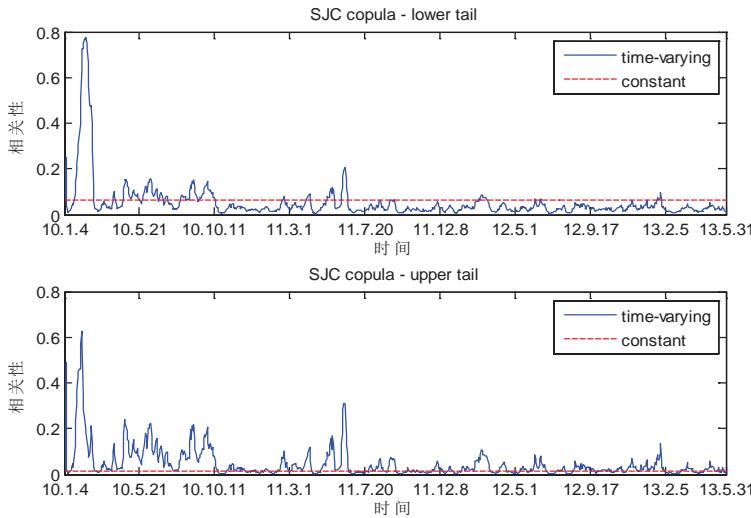


图 6 金融危机后人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场尾部相关关系时变图

通常在不同的风险水平下, 金融市场间的相关关系也会有所不同. 相对于低风险水平, 高风险水平下金融市场间的相关关系会变得更强. 实证结果表明, 在金融危机期间人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场间的相关性出现较大的变动, 市场间的相关系数显著增强, 相关性结构发生了变化.

#### 4 人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场间的风险溢出研究

前一节分析了金融危机前中后期人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场间的相关性, 本节研究由市场间相关性变化所引起的相应时期市场风险溢出强度的变化.

##### 4.1 风险溢出的度量方法

分位数回归是对古典最小二乘回归方法的拓展, 可以提供数据不同层次、不同区间的信息, 从而能更精确地测量金融市场在极值处的联动效应. 为了度量金融市场或者金融机构之间的风险溢出强度, 建立如下分位数回归模型:

$$R_q^y = \mu_q^{y|x} + \lambda_q^{y|x} R^x + \varepsilon \quad (9)$$

其中  $R^y$ 、 $R^x$  分别代表金融市场或金融机构  $y$  和  $x$  的收益率序列, 通过对  $R^y$  和  $R^x$  进行分位数回归得到参数估计值  $\hat{\mu}_q^{y|x}$  和  $\hat{\lambda}_q^{y|x}$ , 因此得到  $R^y$  对应的  $q$  分位数估计值:

$$\hat{R}_q^y = \hat{\mu}_q^{y|x} + \hat{\lambda}_q^{y|x} R^x \quad (10)$$

无条件风险价值 (Value at Risk, VaR) 定义为在一定置信水平下, 某一金融资产或者资产组合在未来一定时期内遭受的最大可能损失, 记为  $VaR_q^x$ . 使用 VaR 可以度量单个金融机构的尾部风险. 在此基础上, Adria 和 Brunnermeier<sup>[20]</sup> 提出的条件风险价值 (Conditional Value at Risk, CoVaR), 则是基于机构之间的关联性, 研究个体机构资产价值下降, 导致危机传播而带来的与金融系统尾部价值变化的联动效应, 其具体定义为当金融市场或金融机构  $x$  收益率为  $VaR_q^x$  时, 金融市场或金融机构  $y$  的风险价值, 记为  $CoVaR_q^{y|x}$ .

根据前面所述的 VaR 的定义可得:  $\hat{R}_q^y = VaR_q^y | R^x$ , 又  $R^x = VaR^x$ , 再根据 CoVaR 的定义, 当金融市场或者金融机构  $x$  收益率处于其  $VaR_q^x$  时, 金融市场或者金融机构  $y$  的条件风险价值是:

$$CoVaR_q^{y|x} = VaR_q^y | VaR_q^x = \hat{\mu}_q^{y|x} + \hat{\lambda}_q^{y|x} VaR_q^x \quad (11)$$

为简单起见, VaR 的计算方法采用将样本从小到大依次排序, 选取其相对应  $q$  分位数的近似值进行代替.

#### 4.2 市场间的风险溢出度量与分析

风险溢出可能是双向的, 然而, 随着人民币 NDF 市场的不断发展, 对国内即期市场影响越来越大, 而大陆无法对新台币汇率进行一定的干预和控制, 因此接下来主要从人民币汇率角度来研究新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的风险溢出强度.

本节中,  $R, T$  分别代表人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场, 并分别选取  $q = 5\%$  和  $10\%$  进行比较研究. 接下来结合公式 (10) 对参数进行估计, 表 6~8 给出了金融危机前、危机时和危机后各个分位数回归的参数估计结果.

表 6 金融危机前分位数回归参数估计结果

系数	估计结果 (标准误)	P 值	系数	估计结果 (标准误)	P 值
$\hat{\mu}_{0.05}^{R T}$	-0.002144 (0.000115)	0.0000	$\hat{\lambda}_{0.05}^{R T}$	0.119416 (0.033256)	0.0004
$\hat{\mu}_{0.1}^{R T}$	-0.002144 (9.05E-05)	0.0000	$\hat{\lambda}_{0.1}^{R T}$	0.119416 (0.026115)	0.0000

表 7 金融危机时分位数回归参数估计结果

系数	估计结果 (标准误)	P 值	系数	估计结果 (标准误)	P 值
$\hat{\mu}_{0.05}^{R T}$	-0.005795 (0.000547)	0.0000	$\hat{\lambda}_{0.05}^{R T}$	0.369333 (0.086324)	0.0000
$\hat{\mu}_{0.1}^{R T}$	-0.003772 (0.000296)	0.0000	$\hat{\lambda}_{0.1}^{R T}$	0.286239 (0.064900)	0.0000

表 8 金融危机后分位数回归参数估计结果

系数	估计结果 (标准误)	P 值	系数	估计结果 (标准误)	P 值
$\hat{\mu}_{0.05}^{R T}$	-0.003238 (0.000242)	0.0000	$\hat{\lambda}_{0.05}^{R T}$	0.191076 (0.046653)	0.0000
$\hat{\mu}_{0.1}^{R T}$	-0.002343 (0.000148)	0.0000	$\hat{\lambda}_{0.1}^{R T}$	0.138795 (0.039553)	0.0005

从表 6~8 可以看出, 金融危机前、中、后三个阶段的分位数回归参数估计结果在  $5\%$  与  $10\%$  的显著水平下都通过了显著性检验. 接下来根据估计出来的参数并结合公式 (11)、以及 Adrian 和 Brunnermeier<sup>[20]</sup> 来求解  $CoVaR$ 、 $\Delta CoVaR$  和  $\%CoVaR$ , 计算结果如表 9 和表 10 所示.

表 9 5% 的置信水平下新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场风险溢出结果

时间	$VaR_{0.05}^T$	$VaR_{0.05}^R$	$CoVaR_{0.05}^{R T}$	$\Delta CoVaR_{0.05}^{R T}$	$\%CoVaR_{0.05}^{R T}$
金融危机前	-0.005505	-0.002422	-0.002801	-0.000379	15.65%
金融危机时	-0.008913	-0.005994	-0.009087	-0.003093	51.60%
金融危机后	-0.005612	-0.003253	-0.004310	-0.001057	32.49%

表 10 10% 的置信水平下新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场风险溢出结果

时间	$VaR_{0.1}^T$	$VaR_{0.1}^R$	$CoVaR_{0.1}^{R T}$	$\Delta CoVaR_{0.1}^{R T}$	$\%CoVaR_{0.1}^{R T}$
金融危机前	-0.003723	-0.001724	-0.002104	-0.000380	22.04%
金融危机时	-0.006271	-0.004303	-0.005567	-0.001264	29.37%
金融危机后	-0.004043	-0.002391	-0.002904	-0.000513	21.46%

其中,  $VaR_q^T$  表示分位数为  $q$  的新台币 NDF 市场的风险价值,  $VaR_q^R$  表示分位数为  $q$  的人民币 NDF 市场的风险价值,  $CoVaR_q^{R|T}$  表示给定新台币 NDF 市场 VaR 条件下人民币 NDF 市场的风险水平,  $\Delta CoVaR_q^{R|T} = CoVaR_q^{R|T} - VaR_q^R$  表示新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的风险溢出值,  $\%CoVaR_q^{R|T} = \Delta CoVaR_q^{R|T} / VaR_q^R$  表示新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的风险溢出强度.

通过对比人民币 NDF 市场与新台币 NDF 市场的 VaR 的数值, 可以得出: 无论是在  $5\%$  还是  $10\%$  的置

信水平下, 新台币 NDF 市场在未来一定时期内所遭受的风险价值 VaR(绝对值)都要远远大于人民币 NDF 市场, 这说明在相同风险水平下, 新台币 NDF 市场遭受的风险冲击要大于人民币 NDF 市场。事实也证明了一点, 中国台湾金融市场相对大陆市场比较成熟和开放, 容易受到外部风险的冲击; 大陆金融市场受到一定程度的管制, 而且人民币 NDF 市场对境内即期市场具有价格发现功能, 间接减少了外部风险的冲击。

通过分析新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的 CoVaR 值, 无论是金融危机前、危机时还是危机后, VaR 的绝对值都要小于 CoVaR 的绝对值, 这说明在新台币 NDF 市场出现危机事件时, 会对人民币 NDF 市场产生显著的风险传染。

因此分阶段分析表 9 和表 10 的  $\Delta CoVaR$  和  $\%CoVaR$ , 在 5% 的水平下, 金融危机前, 新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的风险溢出强度约为 16%。而在金融危机期间, 风险溢出强度变为 50% 左右, 显著增加, 说明在极端事件发生时新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场存在较大的风险溢出, 这与前面所述的金融危机时市场间相关性增强的结果相符。金融危机后, 风险溢出强度恢复为 30% 左右, 稍高于危机前的水平, 这可能是危机后, 由于受到心理预期等其他因素的影响, 要恢复到之前的溢出水平需要一些时间; 再者, 两岸经贸交流的日益紧密以及实体经济的相互影响, 也为新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的风险溢出提供了条件。另外通过分析在不同分位数下风险溢出强度  $\%CoVaR_q$  的变化, 可以发现其由 5% 水平下三个阶段的剧烈溢出变为 10% 水平下三个阶段的平缓溢出, 这说明在 5%、10% 的水平下新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场造成风险溢出的可能性很大。

## 5 结论与展望

本文基于 Copula 理论和 CoVaR 方法对不同时期的人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场相关性和风险溢出效应进行了一系列研究, 采用二元正态 Copula 模型的静态和动态结构分析了一般情形下市场间的相关性变化, 采用二元 SJC-Copula 模型的静态和动态结构分析了市场间的尾部相关关系的变化。最后运用 CoVaR 方法重点研究了新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的风险溢出效应, 得出以下结论:

第一, 通过 Copula 模型分析得出人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场存在一定的相关性。静态 Copula 模型研究结果表明, 在金融危机前、中、后三个时期, 市场之间呈现明显正的相关关系, 但是相关程度有所差异, 在金融危机时期相关系数达到最大。时变 Copula 模型研究结果表明金融危机时期, 市场间动态相关系数一直在较高水平上波动, 且波动幅度比较大。在金融危机后期, 动态相关系数明显走弱, 并呈现出明显的负相关关系。

第二, 采用 SJC-Copula 模型的静态和动态结构分析市场间的尾部相关关系的变化, 实证结果得出人民币 NDF 市场和新台币 NDF 市场存在尾部相关性。下尾相关系数围绕着静态下尾相关系数上下波动, 在金融危机时期, 下尾相关系数达到最高, 这说明当一个市场出现暴跌情况时, 另一个市场出现暴跌的可能性也会增加。

第三, 运用 CoVaR 方法重点研究了新台币 NDF 市场对人民币 NDF 市场的风险溢出效应, 结果表明无论是在 5% 还是 10% 的分位数水平下, 市场之间存在明显的风险溢出效应。在金融危机期间, 风险溢出效应达到最大。

当然, 由于本人水平有限以及考虑不周, 在研究过程中难免存在一些不足, 需要进一步的研究和改善。文章采用正态 Copula 和 SJC-Copula 模型, 未来可以考虑采用更为前沿的 Copula 模型来度量市场的相关性。在对时间序列进行分段研究时, 所用的分段方法也较为粗糙, 未来可以运用更为科学的方法对时间段进行精确划分, 这都是今后进一步努力的方向。

## 参考文献

- [1] 王凯立, 吴军奉. 台湾即期、远期与无本金交割远期外汇市场关联性研究—NDF 市场关闭政策分析 [J]. 经济论文, 2006, 34(1): 93–126.  
Wang K L, Wu J F. Research on the relationship between Taiwan spot, forward and non-deliverable forward foreign exchange market — Analysis on NDF market closed policy[J]. Economic Papers, 2006, 34(1): 93–126.
- [2] 王慧, 符亚明. 人民币即期汇率与人民币 NDF 汇率之间关系的实证分析 [J]. 经济问题, 2009(4): 76–78.  
Wang H, Fu Y M. Empirical analysis of the relationship between RMB spot and non-deliverable forward (NDF) exchange rate[J]. On Economic Problems, 2009(4): 76–78.

- [3] 仇自成, 张立光. 人民币离岸 NDF 汇率与境内人民币汇率关系的实证 [J]. 金融发展研究, 2010(2): 46–50.  
Chou Z C, Zhang L G. Empirical research on the relationship between NDF offshore RMB exchange rate and domestic RMB exchange rate[J]. On the Development of Finance, 2010(2): 46–50.
- [4] 严敏, 巴曙松. 境内外人民币远期市场间联动与定价权归属: 实证检验与政策启示 [J]. 经济科学, 2010(1): 72–84.  
Yan M, Ba S S. Correlation between inside and outside RMB forward market and the pricing power: Empirical and policy implications[J]. Economic Science, 2010(1): 72–84.
- [5] 黄勇, 文兰娇, 陶建平. 境内人民币远期与 NDF 汇率关系的研究 [J]. 广东金融学院学报, 2011(5): 58–65.  
Huang Y, Wen L J, Tao J P. Research on the relation between domestic RMB forward exchange rate and NDF[J]. Journal of Guangdong University of Finance, 2011(5): 58–65.
- [6] Lien D, Yang L, Zhou C. Co-movement between RMB and New Taiwan Dollars: Evidences from NDF markets[J]. North American Journal of Economics & Finance, 2014, 28(322): 265–272.
- [7] Patton A J. Modeling time-varying exchange rate dependence using the conditional copula[R]. Working Paper, Department of Economics, University of California, 2001.
- [8] Rodriguez J C. Measuring financial contagion: A Copula approach[J]. Journal of Empirical Finance, 2007(4): 401–423.
- [9] 冯玲, 欧华宇. 存在相关性风险的资产组合策略 [J]. 系统工程理论与实践, 2012, 32(3): 630–639.  
Feng L, Ou H Y. Portfolio strategies with correlation risk[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2012, 32(3): 630–639.
- [10] 吴吉林, 张二华. 基于机制转换混合 Copula 模型的我国股市间极值相依性 [J]. 系统工程理论与实践, 2012, 32(8): 1662–1672.  
Wu J L, Zhang E H. Extreme dependence in Chinese stock markets based on regime-switching mixed Copula[J]. Systems Engineering — Theory & Practice, 2012, 32(8): 1662–1672.
- [11] Chrétien S, Coggins F. Performance and conservatism of monthly FHS Var: An international investigation[J]. International Review of Financial Analysis, 2010, 19(5): 323–333.
- [12] Tang J, Sriboonchitta S, Yuan X. A mixture of canonical vine copula-GARCH approach for modeling dependence of European electricity markets[J]. Thai Journal of Mathematics, 2014: 165–180.
- [13] 周天芸, 杨子晖, 余洁宜. 机构关联、风险溢出与中国金融系统性风险 [J]. 统计研究, 2014(11): 43–49.  
Zhou T Y, Yang Z H, Yu J Y. Interconnectedness, risk spillovers and China's financial systemic risk[J]. Statistical Research, 2014(11): 43–49.
- [14] 刘伟, 郝瑞丽. 基于条件风险价值法的量化基金市场系统性风险研究 [J]. 金融理论与实践, 2015(9): 26–31.  
Liu W, Hao R L. Study to quantify systemic risk fund market conditions based on VaR[J]. Financial Theory & Practice, 2015(9): 26–31.
- [15] 刘轶, 杨苏梅, 池至靖. 上市银行间风险溢出研究: 基于时变 Copula 函数测度的动态相关性 [J]. 现代管理科学, 2014(7): 40–42.  
Liu Y, Yang S M, Chi Z J. Risk spillover between listed banks: Based on a time-varying Coupla-based dynamic correlation measure[J]. Modern Management Science, 2014(7): 40–42.
- [16] 米咏梅, 王宪勇. 我国金融市场的风险溢出效应分析 [J]. 财经问题研究, 2014(11): 63–67.  
Mi Y M, Wang X Y. Risk spillover effect of China's financial market[J]. Research on Financial and Economic Issues, 2014(11): 63–67.
- [17] Jeong J G. Cross-border transmission of stock price volatility: Evidence from the overlapping trading hours[J]. Global Finance Journal, 1999, 10(1): 53–70.
- [18] 韦艳华, 张世英. Copula 理论及其在金融分析上的应用 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2008.  
Wei Y H, Zhang S Y. Coupla theory and its applications in financial analysis[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2008.
- [19] Nelsen R B. An introduction to Copulas[M]. New York: Springer, 1999.
- [20] Adrian T, Brunnermeier M K. CoVaR[M]. Social Science Electronic Publishing, 2011.
- [21] Cathy N. Dependence structure between the equity market and the foreign exchange market — A copula approach[J]. Journal of International Money and Finance, 2010: 1–17.
- [22] Salma J, Boubaker A. Greek crisis, stock market volatility and exchange rates in the European Monetary Union: A VAR-GARCH-Copula model[J]. SSRN Electronic Journal, doi: 10.2139/ssrn.2140086, 2012.
- [23] Asgharian H, Nossman M. Risk contagion among international stock markets[J]. Journal of International Money and Finance, 2011, 30(1): 22–38.
- [24] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2009.  
Gao T M. Econometric methods and modeling[M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2009.