

# 次贷危机改变了世界资本市场的风险格局吗?

## 基于 Copula函数的协同效应检验

**摘要:** 选取了世界上 12 个主要股票市场指数, 采用 Copula 函数对次贷危机发生前、危机过程中、危机过后三个阶段国际资本市场风险的协同效应进行了测度, 实证结论显示三个阶段世界资本市场间的风险协同性特征出现了明显变化, 呈现出逐渐变弱的趋势, 只有欧洲国家和巴西的资本市场与美国的资本市场仍保持较强的协同性特征。这意味着次贷危机改变了世界资本市场固有的风险格局, 全球资本市场的一体化进程出现了放缓迹象。

**关键词:** 次贷危机; 资本市场格局; 协同效应; Copula 函数

DOI 10.3773/j.issn.1006-4885.2011.05.001

中图分类号: F830 文献标识码: A 文章编号: 1002-9753(2011)05-0001-13

丁志国  
李欣欣  
徐德财  
赵晶

### 1 引言

伴随着世界经济一体化进程的推进, 国际资本市场的融合以及金融创新的逐步深化, 国际资本市场乃至整个世界经济的协同效应越发明显, 国际资本市场间的信息传递和资本的跨境流动, 使资本市场风险的跨境溢出效应和传染效应已经成为不争的

**基金项目:** 国家自然科学基金项目 (71073067), 国家社科基金重点项目 (10AJL006), 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (2009JJD790015)

**作者简介:** 丁志国 (1968- ), 吉林延吉人, 吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学院金融学教授、博士生导师, 研究方向: 金融市场。

李欣欣 (1986- ), 河南郑州人, 上海交通大学金融学博士研究生, 研究方向: 金融市场。

徐德财 (1986- ), 吉林柳河人, 吉林大学金融学博士研究生, 研究方向: 金融市场。

赵晶 (1984- ), 吉林长春人, 吉林大学金融学博士研究生, 研究方向: 金融市场。

事实。2007年发生在美国的次贷危机,以空前的速度和破坏力席卷全球,并最终演化成全球金融海啸。此次危机较1994年墨西哥货币危机以及1997年的亚洲经济危机,更加让人们意识到世界资本市场间的联系之紧密,即危机过程中世界各国资本市场表现出了极强的协同性,风险的传播速度和影响深度令人瞩目。不管怎样,伴随着金融危机的阴霾慢慢散去,人们开始重新审视国际资本市场一体化的格局,并且开始追问次贷危机是否改变了世界资本市场的风险格局?原有的国际资本市场内在协同关系是否在危机得到了重塑?

Hirschman(1991)<sup>[11]</sup>最早提出了经济领域的协同效应,指产业或者部门之间关联性所诱发的同步发展和协同关系。而在金融领域针对这种协同现象的研究早已开始,Agnon(1972)<sup>[12]</sup>就针对国际资本市场(德国、日本、英国即美国)之间的市场收益率相互影响进行了考察。早期对国际资本市场协同效应的研究主要集中于货币市场,其中包括对以美元为标的的相关基础交易产品和衍生产品之间协同特征的研究,如欧洲美元、汇率掉期、汇率期货等。这些研究(Giddy et al 1979<sup>[3]</sup>; Christiansen 2003<sup>[4]</sup>; 田晓军 2005<sup>[5]</sup>; 陈蓉 2009<sup>[6]</sup>等)在很大程度上支持了国际资本市场内部连结性的结论,同时该领域内的研究方法被引入到资本市场中。Aggarwal and Pietra(1989)<sup>[7]</sup>考察了美国同一些新兴国家资本市场的协同性,结论显示美国同日本国家每日股票价格存在共变趋势;对世界主要证券市场相关性的研究结果显示,全球资本市场之间存在波动溢出效应,美国作为波动信息源影响其他资本市场(Eun and Shim, 1989<sup>[8]</sup>)。Kasa(1992)<sup>[9]</sup>验证了美国同其他五大股市之间的协整关系,例证了发达市场之间高度连结性的结论。事实上,发达国家之间的波动协同性受到市场总体状况的影响,市场波动幅度越大,市场之间的相关性越强(Andrew and Sula 1996<sup>[10]</sup>)。Janakiraman and Asjeet(1998)<sup>[11]</sup>构建了包含发展中国家和发达国家的考察样本,协同性结果显示发达国家对发展中国家具有明显的溢出效应,而这些发展中国家股市的波动状况并不能反向影响发达国家。随着经济一体化以及金融全球化趋势的加强,原有资本市场协同性的结论被部分研究所推翻,同时不同程度危机的出现使得国际范围内资本市场协同性在不同时期表现出不同的特征。在Neely and Weller(2000)<sup>[12]</sup>的研究中,美国对日本、德国等发达市场的影响已并不明显,波动溢出效应十分微弱。1997年亚洲金融危机使得泰国、韩国、新加坡等亚洲国家之间在危机后期形成了较为紧密的单向或双向Granger因果关系,而日本在亚洲资本市场中则相对的独立(Jang and Sul 2002<sup>[13]</sup>)。Cyril and Dominique(2005)<sup>[14]</sup>运用Copula函数也基本获得了相似的结论。对于危机中实现的紧密协同性,Acharya and Pedersen(2005)<sup>[15]</sup>给出了这样的解释:在信息流动的前提下,单一市场的负面冲击会促使其他市场相关联资产的溢价升高,而危机时期

形成的冲击会导致市场流动性的降低,对受冲击市场形成负面影响。针对于 2007 年发生的次贷危机,龚朴和黄荣兵(2009)<sup>[16]</sup>运用 T-Copula 模型考察了次贷危机对中国内地股市的影响,结论表明次贷危机不仅直接地冲击了中国大陆股市,而且通过中国香港市场间接对内地市场实现了传导,另外次贷危机影响呈现逐步增强的趋势。Copula 函数的测度结果显示加拿大、日本、意大利、法国以及英国在次贷危机中同美国市场强相关,新兴市场在这一过程也表现出一定的传导特征(Palaro and Hotta 2008<sup>[17]</sup>)。

已有的关于资本市场协同效应的研究,一方面考察了在稳定的经济条件下世界资本市场之间的相互关系,另一方面也针对特殊时期(如 1929 年大萧条、1994 年墨西哥危机、1997 年亚洲经济危机以及 2007 年的次贷危机),不同市场之间的协同性特征进行了测度。所获得的结果虽然认同了国际资本市场间不断紧密的协同性特征,但由于所选样本时段及研究方法存在差异,学者之间并没有就世界资本市场间的协同性特征给出统一的结论。尤其需要指出的是,针对此次美国次贷危机,国际资本市场的风险格局是否发生变动,以及变化所表现出的趋势性特征,并没有进行研究。本文基于 Copula 函数对次贷危机发生前、危机过程中、危机过后三个阶段世界资本市场间协同效应的实证检验,尝试回答次贷危机是否真的改变了世界资本市场风险格局的问题。

## 2 模型描述与样本选取

资本市场间协同性特征可以从两个基本角度进行考察,一是市场间的风险溢出效应;二是市场间风险传染特征。显然,资本市场间的风险溢出效应,反映的是市场间投资者同质预期的结果,预期既可能来源于好消息的乐观估计,也可能来自于坏消息的悲观预测。信息和预期的共同作用使得不同市场中的投资者具有大致相同的判断,因此市场间表现出了协同性特征。而市场间风险的传染效应则是源于人们的非同质预期,并且表现出随机特征。因此,协同性特征能够刻画国际资本市场间相互影响的结构关系。

虽然,Granger 检验在判定变量之间因果关系上具有相对的优越性和直观性,且已有实证研究也多采用 Grange 方法检验不同市场间的相互影响关系。但是,Granger 检验所给出的线性判断无法完整刻画市场之间非线性相关关系。因此本文将运用 Copula 函数刻画危机前后世界主要资本市场间的协同性特征,以确定世界资本市场风险相互影响特征的变化趋势。下面给出 Copula 函数的基本模型描述。

1959 年 Sklar 提出 Copula 理论,将一个联合分布分解为 K 个边缘分布和一个 Copula 函数,Copula 函数便如同相关系数一般描述了变量间的相关性,因此 Copula 函数也被人称为连接函数。Genest 和 Mackay(1986)给出了 Archimedean Copula 函数分布的定义。Archimedean copulas 函数包括 Gumbel Copula、Clayton Copula 和 Frank Copula,这些函数分布由 Gumbel(1960)、Clayton(1978)以及 Frank(1979)提出。鉴于 Copula

函数在刻画变量之间非线性相关方面的优越性,以及 Archimedean Copulas 对不同特征边缘分布相关关系拟合的良好特征, Gumbel Copula、Clayton Copula 和 Frank Copula 被广泛应用于金融、统计、计量等领域的实证研究。

二元 Copula 函数定义 (Sklar 定理): 令  $H_{u, v}$  是具有  $n$  维边缘分布  $F_x$  和  $F_y$  的联合分布函数, 那么存在一个 Copula 函数  $C_{X, Y}$ , 满足:

$$H_{u, v} = C(F_x, F_y) \quad (1)$$

若  $F_x, F_y$  连续, 则  $C_{X, Y}$  唯一确定; 反之, 若  $F_x, F_y$  为一元分布函数,  $C_{X, Y}$  为相应的 Copula 函数,  $H_{u, v}$  为具有边缘分布  $F_x, F_y$  的联合分布函数。该定理可推至多元 Copula 函数。

Archimedean Copulas 函数是通过算子 (一个完全单调函数) 构造而成, 具体表达形式为:

$$C(u_1, u_2, \dots, u_n) = \varphi^{-1}(\varphi(u_1) + \varphi(u_2) + \dots + \varphi(u_n)) \quad (2)$$

$\varphi$  被称为 Archimedean Copulas 函数的生成元。  $\varphi$  是一个凸的减函数。 Archimedean Copulas 函数由其生成元唯一地确定, 因此, 不同的生成元可以生成不同的 Archimedean Copulas 函数。通常情况下, 常见的 Archimedean Copulas 函数有 Gumbel Copula 函数, Clayton Copula 函数以及 Frank Copula 函数。

#### (1) Gumbel Copula 函数

当生成元  $\varphi$  为  $-\ln t^{-1}$ , ( $0 \leq t \leq 1$ ) 时, 得到 Gumbel Copula 函数, 其表达式为:

$$C(u_1, u_2, \dots, u_n) = \exp\left(-\sum_{i=1}^n \ln u_i^{-1}\right), \quad (0 \leq t \leq 1) \quad (3)$$

Gumbel Copula 函数能较好的拟合上尾数据, 例如在金融学应用中, 可以很好地描述牛市来临时资本市场间相关性增强的情况。

#### (2) Clayton Copula 函数

当生成元  $\varphi$  为  $t^{-\theta} - 1$ , ( $\theta > 0$ ) 时, 得到 Clayton Copula 函数, 其表达式为:

$$C(u_1, u_2, \dots, u_n) = \frac{\sum_{i=1}^n u_i^{-\theta} - N + 1}{n - N + 1}, \quad \theta > 0 \quad (4)$$

Clayton Copula 函数在刻画下尾部风险上比较敏感, 在金融分析应用中, 可以很好地被用于分析熊市的市場相关程度。

#### (3) Frank Copula 函数

当生成元  $\varphi$  为  $-\ln \frac{e^{-t} - 1}{e^{-1} - 1}$ , ( $0 \leq t \leq 1$ ) 时, 得到 Frank Copula 函数, 其表达式:

$$C(u_1, u_2, \dots, u_n) = -\frac{1}{\theta} \ln \left[ 1 + \frac{\sum_{i=1}^n (e^{-u_i} - 1)}{e^{-1} - 1} \right], \quad \theta > 0, \quad \theta \neq 3 \quad (5)$$

Frank Copula函数上尾和下尾相关性变化都不敏感并呈现对称性,在捕捉尾部相关变化时不够显著。

本文将选取不同国家资本市场指数收益序列作为基础数据源,依据金融时序所具有的波动聚类、长记忆等特征,应用 GARCH 模型对原始序列进行模拟,以获得收益序列的条件方差序列,并构成检验次贷危机对世界资本市场格局影响的主要实证研究标的。本文选用 Gumbel Copula函数和 Clayton Copula函数刻画次贷危机发生前、危机过程中、危机发生后世界资本市场间风险的协同性特征。具体样本国家及指数选取见表 1。

表 1 样本市场及对应指数选择

市场	股票指数	市场	股票指数	市场	股票指数
美国	标准普尔指数	德国	DAX指数	中国	上证综合指数
加拿大	多伦多综合指数	日本	日经指数	俄罗斯	RTS指数
英国	FS100指数	中国香港	恒生指数	印度	孟买股市 Sensex指数
法国	CAC指数	新加坡	新加坡全股指数	巴西	Bovespa指数

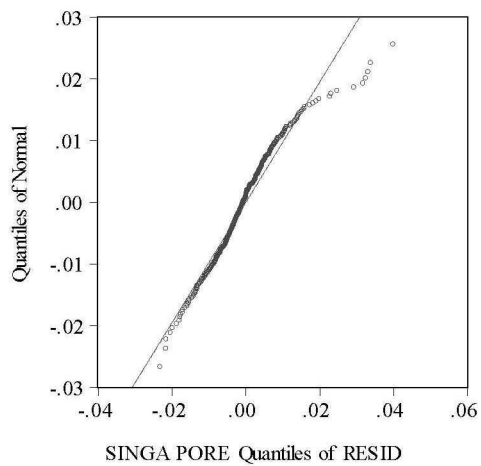
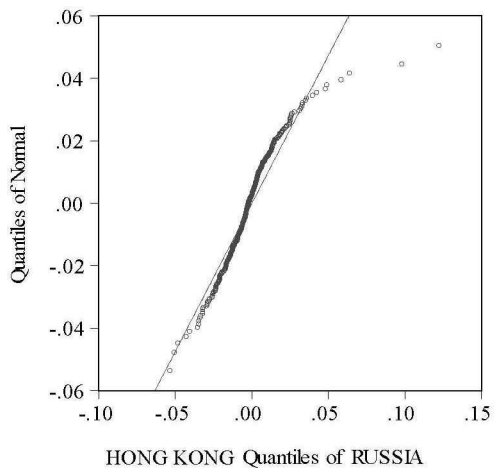
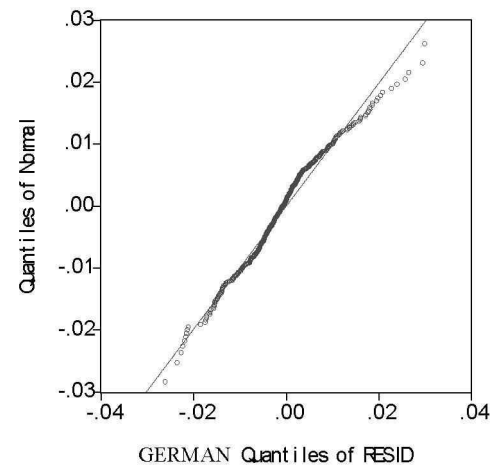
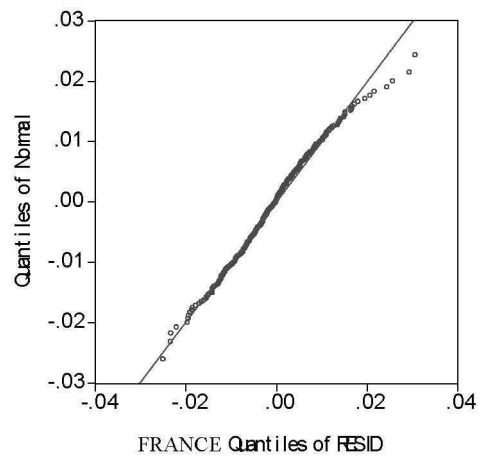
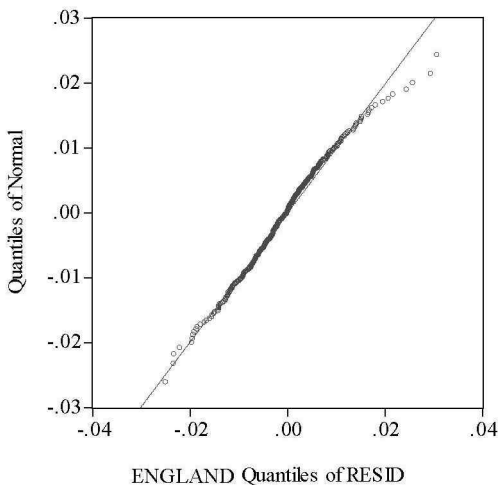
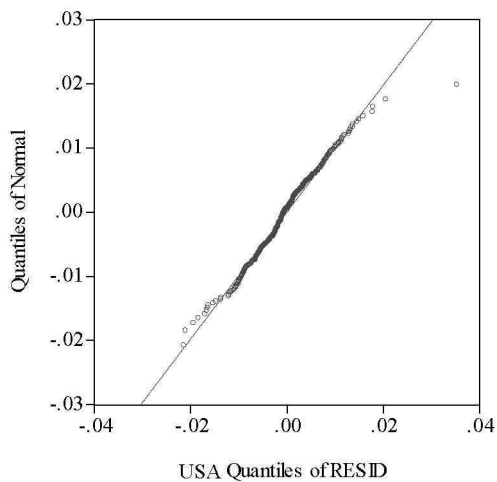
数据样本周期选择 2005 年 1 月 1 日至 2010 年 12 月 31 日;将 2005 年 1 月 1 日至 2007 年 7 月 9 日为次贷危机发生前时间段,此时世界资本市场普遍处于牛市状态;将 2007 年 7 月 10 日至 2008 年 12 月 31 日划定为次贷危机发生过程中,这一阶段美国次贷危机席卷全球并最终演化成为全球金融海啸;2009 年 1 月 1 日至 2010 年 12 月 31 日则作为危机发生后时段,在各国政府的应对政策作用下次贷危机基本得到控制。

### 3 实证结果分析

#### 3.1 GARCH 模拟与条件方差序列获取

首先,本文选取 GARCH 模型对原始序列进行模拟,以获得收益序列的条件方差序列,用于检验次贷危机对世界资本市场格局的具体影响,具体模拟结果见表 2。从表 2 中可以看出,应用 GARCH(1,1)过程基本拟合对应股票指数收益率序列(对应的条件方差方程的系数大都在通常置信水平下显著),同时测度条件方差的边缘分布是否满足 Copula函数设定的 K-S 统计量显示,所得的条件残差序列均在 1% 置信水平下服从  $(0, 1)$  区间的边缘分布;图 1 进一步给出了残差序列边缘分布与对应  $(0, 1)$  二元正态分布边缘分布的 QQ 图,结果显示不同国家的边缘分布序列与对应分布形式均较好拟合,因此能够应用于后续的 Copula函数分析。

在实证分析过程中,选取了 GARCH(1,1)过程对样本国家主要股票指数收益序列进行模拟,具体操作方法参见 Hamao(1990); Christiansen(2003); 龚朴、黄荣兵(2008)等。



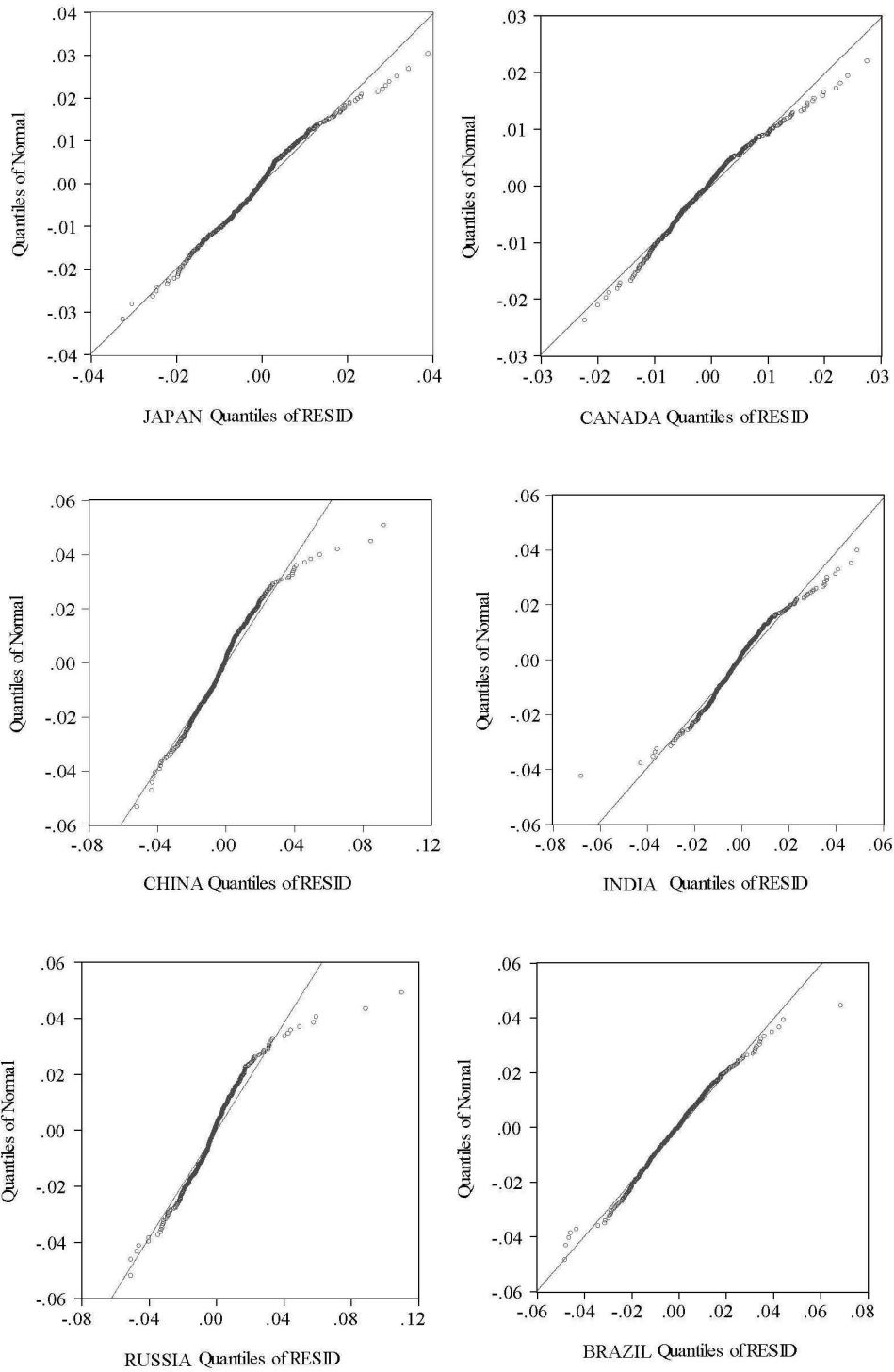


图 1 收益率条件方差序列条件边缘分布拟合 QQ图

注: 子图分为三行, 从上至下, 从左至右分别对应美国、加拿大、英国、法国、德国、中国香港、  
日本、新加坡、中国、印度、俄罗斯、巴西。

表2 样本收益率序列的条件边缘分布的 GARCH(1,1) 估计结果

国家	前					中					后					
	w	$\alpha$	$\beta$	K-S 概率	w	$\alpha$	$\beta$	K-S 概率	w	$\alpha$	$\beta$	K-S 概率	w	$\alpha$	$\beta$	K-S 概率
美国	0.000	0.064*	0.846***	0.492***	0.000**	0.171***	0.798***	0.476***	0.000	-0.037	1.030***	0.484***	0.000	-0.037	1.030***	0.484***
	(0.105)	(0.052)	(0.000)	(0.000)	(0.033)	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.623)	(0.125)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.125)	(0.000)	(0.000)
加拿大	0.000**	0.004	0.978**	0.491***	0.000	0.115**	0.884***	0.472***	0.000	-0.042	1.033***	0.487***	0.000	-0.042	1.033***	0.487***
	(0.020)	(0.649)	(0.000)	(0.000)	(0.398)	(0.014)	(0.000)	(0.000)	(0.998)	(0.281)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.281)	(0.000)	(0.000)
英国	0.000**	0.101***	0.816***	0.492***	0.000	0.165***	0.822***	0.470***	0.000	0.054*	0.920***	0.483***	0.000	0.054*	0.920***	0.483***
	(0.023)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.239)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.398)	(0.077)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.077)	(0.000)	(0.000)
法国	0.000	0.042**	0.907***	0.490***	0.000	0.126***	0.872***	0.470***	0.000	0.041	0.941***	0.481***	0.000	0.041	0.941***	0.481***
	(0.226)	(0.038)	(0.000)	(0.000)	(0.469)	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.551)	(0.137)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.137)	(0.000)	(0.000)
德国	0.000	0.049**	0.892***	0.490***	0.000	0.124***	0.872***	0.475***	0.000	0.057*	0.924***	0.479***	0.000	0.057*	0.924***	0.479***
	(0.137)	(0.043)	(0.000)	(0.000)	(0.335)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.495)	(0.056)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.056)	(0.000)	(0.000)
中国香港	0.000	-0.011	1.015***	0.489***	0.000*	0.122***	0.850***	0.463***	0.000	-0.008	1.014***	0.480***	0.000	-0.008	1.014***	0.480***
	(0.643)	(0.116)	(0.000)	(0.000)	(0.051)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.244)	(0.790)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.790)	(0.000)	(0.000)
日本	0.000**	0.082***	0.876***	0.487***	0.000**	0.132***	0.842***	0.468***	0.000	0.085	0.815***	0.480***	0.000	0.085	0.815***	0.480***
	(0.023)	(0.005)	(0.000)	(0.000)	(0.030)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.187)	(0.128)	(0.000)	(0.099)	(0.000)	(0.128)	(0.000)	(0.099)
新加坡	0.000***	0.068***	0.905***	0.491***	0.000**	0.123***	0.843***	0.473***	0.000	-0.024	1.018***	0.483***	0.000	-0.024	1.018***	0.483***
	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.025)	(0.003)	(0.000)	(0.000)	(0.339)	(0.299)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.299)	(0.000)	(0.000)
中国	0.000	0.058***	0.938***	0.480***	0.000***	-0.035*	1.031***	0.469***	0.000	0.111*	0.841***	0.476***	0.000	0.111*	0.841***	0.476***
	(0.200)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.006)	(0.029)	(0.000)	(0.000)	(0.220)	(0.079)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.079)	(0.000)	(0.000)
印度	0.000**	0.112***	0.836***	0.481***	0.000*	0.107**	0.833***	0.471***	0.000***	0.549***	-0.100	0.480***	0.000***	0.549***	-0.100	0.480***
	(0.011)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.092)	(0.017)	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.536)	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.536)	(0.000)
俄罗斯	0.000***	0.130*	0.800	0.480***	0.000	0.158**	0.852***	0.455***	0.000	-0.032	1.033***	0.475***	0.000	-0.032	1.033***	0.475***
	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.337)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.643)	(0.448)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.448)	(0.000)	(0.000)
巴西	0.000	0.052	0.849***	0.481***	0.000	0.108***	0.874***	0.463***	0.000	0.062**	0.884***	0.479**	0.000	0.062**	0.884***	0.479**
	(0.148)	(0.113)	(0.000)	(0.000)	(0.172)	(0.005)	(0.000)	(0.000)	(0.165)	(0.042)	(0.000)	(0.099)	(0.165)	(0.042)	(0.000)	(0.099)

注: GARCH(1,1) 过程的计量模型为,  $y_t = \gamma x_t + u_t$  ;其中  $y_t$  股票指数收益序列,  $u_t$  为残差序列,  $\sigma_t^2$  为条件方差。  $w, \alpha, \beta$  分别为对应的回归系数。 K-S 统计量用于测度  $\sigma_t^2 = w + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$

GARCH 条件残差是否服从(0,1)区间内的条件边缘分布。括号内为显著性概率值, \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5% 和 1% 的水平下显著。



### 3.2 基于 Copula函数的协同效应检验

表 3给出了基于 Copula函数的美国资本市场与其他市场间协同效应的实证检验结果。表 3中第二列数值显示了次贷危机发生前, 样本国家与美国资本市场的 Copula相关系数基本上大于 1, 表明次贷危机发生前全球范围内的经济一体化趋势确实加强了彼此资本市场间的联系, 并且美国资本市场的风险对其他国家市场具有较强的溢出效应和传染效应。第三列和第四列给出的次贷危机发生过程中和危机发生后两个时段的 Copula相关系数, 与次贷危机前相比表现出了显著的差异特征。次贷危机过程中, 除了英国、法国和德国仍与美国市场维持较强的协同性, 其他国家的资本市场均表现出了与美国市场风险“绝缘”的特征, 即次贷危机过程中大多数国家的资本市场与美国市场的协同效应基本消失, 美国市场的风险对这些国家市场的溢出效应和传染效应基本消失。而次贷危机发生后, 英国、法国和德国由于其先天与美国资本市场的融合性较高, 使得 Copula相关系数依然维持在较为平稳的状态下, 并且整个次贷危机前后都与美国市场具有高度协同性, 这能够帮助我们理解为什么次贷危机会给欧洲国家带来的更为严重的冲击, 甚至导致了欧洲主权债务危机。那些在危机发生过程中期与美国资本市场“绝缘”的资本市场, 在次贷危机过后与美国市场的协同效应有所恢复, 但是并没有达到危机前的状态, 甚至一些国家同美国之间的协同性进一步出现弱化(如日本)。在 Copula相关系数测度的过程中, 巴西同美国市场极其紧密的协同效应, 可能源于巴西在实体经济方面高度依赖于美国, 且资本市场的运作模式也与美国市场相近, 致使其在次贷危机过程中受到较强的“共振”。

表 3 美国市场与样本国家市场的 Copula函数相关系数

	美国		
	前	中	后
加拿大	1.6962	0.0271	0.0469
英国	1.4555	1.4439	1.8686
法国	1.4678	1.4729	1.8885
德国	1.4805	1.6562	2.0580
香港	1.1013	0.3078	0.4916
日本	1.0740	0.2924	0.2522
新加坡	1.1237	0.0323	0.6242
中国	1.0559	0.0025	0.1902
印度	1.1220	0.4450	0.6998
俄罗斯	1.1377	0.5340	0.6922
巴西	1.7742	2.3651	2.6464

资料来源: 根据 2000-2007年《中国统计年鉴》以及各地统计年鉴计算。

图 2给出了次贷危机前后样本市场与美国市场的相关程度。从图中可以看出,大部分国家在对应的投点图中虽然近似存在一种线性趋势,但是都表现出较为离散的趋势,更为直观地证明了 Copula函数所得出的结论。同时也证明了 Copula函数能够比 Granger检验更好地刻画国际资本市场间协同效应的非线性成分。

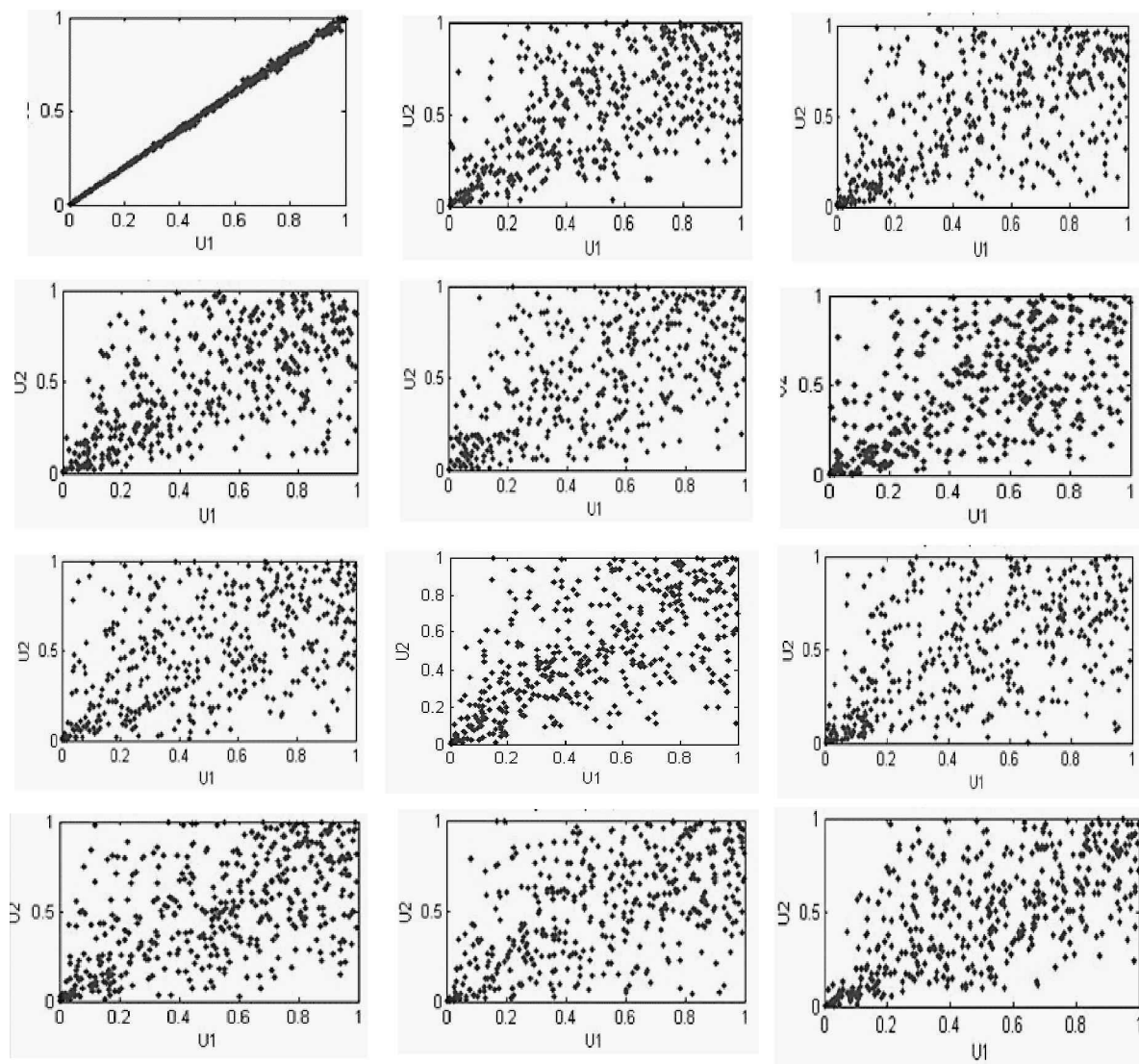


图 2 中后期美国资本市场同其他国家市场相关性 (Clayton Copula函数)

注:子图分为四行,从上至下、从左至右分别对应美国、加拿大、英国、法国、德国、中国香港、日本、新加坡、中国、印度、俄罗斯、巴西。

#### 4 基本结论

伴随着次贷危机的阴霾渐渐散去,人们开始重新审视这场危机给世界资本市场造成的影响,其国际资本市场间固有的风险协同关系是否在此次危机中得到了重塑,

成为人们关注的焦点。

本文基于 Copula函数对次贷危机发生前、危机过程中、危机过后三个阶段, 国际资本市场风险的协同效应进行了检验。实证结果表明: 从整体上看世界资本市场的固有风险格局发生了较为明显的改变, 呈现出依次变弱的趋势性特征, 表明次贷危机减缓了世界金融市场一体化的进程。欧洲国家的资本市场延续了与美国市场较强的协同性特征, 也证明了美国资本市场的风险溢出效应确实是欧洲主权债务危机的导火索。而巴西市场同美国市场极其紧密的协同效应, 可能源于巴西在实体经济方面高度依赖于美国, 且资本市场的运作模式也与美国市场相近, 致使其在次贷危机过程中受到较强的共振。总之, 次贷危机确实改变了世界资本市场固有的风险格局。

参考文献:

References

- [1]赫希曼. 经济发展战略 [M]. 北京: 经济科学出版社, 1991.  
Hirschman The Strategy of Economic Development[M] Beijing Publishing House of Economy and Science, 1991
- [2]Agmon T The Relations between Equity Markets A Study of Share Price Co-movements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan [ J ] Journal of Finance, 1972, 27: 839 - 855
- [3]Giddy I H , G Dufey and S Min Interest Rates in the U S and Eurodollar Markets [ J ] Review of World Economics, 1979, 115: 51 - 67
- [4]Christiansen, C , Volatility- spillover Effects in European Bond Markets [ R ] Working Paper Series No 162, November 2003
- [5]田晓军 海外中国股指期货的发展及其影响 [ N ] 证券市场导报, 2005, 6: 4- 9  
Tian X J Implication of China Related Stock Price Index Future [ N ] Securities Market Herald, 2005, 6: 4- 9
- [6]陈蓉, 郑振龙, 龚继海 中国应开放人民币 NDF市场吗? 基于人民币和韩元的对比研究 [ J ] 国际金融研究, 2009, 6: 79- 89  
Chen R, Zheng Z L, Gong JH Should China Open Up the RMB NDF Market? Evidences from RMB and Korean Won [ J ] Studies of International Finance, 2009, 6: 79- 89
- [7]Aggarwal R , and R Pietra The Relationship between the U S and Four Asian Stock Markets [ J ] ASEAN Economic Bulletin, 1998, 6: 110- 117
- [8]Eun C and S Shin International Transmission of Stock Market Movements [ J ] Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1989, 24: 241- 256
- [9]Kasa K Common Stochastic Trends in International Stock Markets [ J ] Journal of Monetary Economics, 1992, 29: 95- 124

- [10] Andrew and Rene M. Stulz. Why do Markets Move Together? An Investigation of U.S. - Japan Stock Return Comovements Using ADRs [J]. The Review of Financial Studies, 1996, 3: 5- 33
- [11] Janaldmanan, S., and S. L. Asjeet. An Empirical Examination of Linkages between Pacific- Basin Stock Markets [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 1998, 8: 155 - 173
- [12] Neely, C., Weller, P. Predictability in International Asset Returns: a Reexamination [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2000, 35: 601- 620
- [13] Jang, H., and W. Sul. The Asian Financial Crisis and the Co- movement of Asian Stock Markets [J]. Journal of Asian Economics, 2002, 13: 94- 104
- [14] Cyril Caillaud, Dominique Guegan. Empirical Estimation of Tail Dependent Using Copulas: Application to Asian Markets [J]. Quantitative Finance, 2005, 5: 489- 501
- [15] Vimala Charya and Lasse Heje Pedersen. Asset Pricing with Liquidity Risk [J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77: 375- 410
- [16] 龚朴, 黄荣兵. 次贷危机对中国股市影响的实证分析——基于中美股市的联动性分析 [J]. 管理评论, 2009, 2: 21- 32
- Gong P, Huang R B. Empirical Analysis of Sub- prime Mortgage Crisis's Impacts on Chinese Stock Market - Based on the Interaction between Chinese and American Stock Markets [J]. Management Review, 2009, 2: 21- 32
- [17] Hotta, L. K., Lucas, E. C., and Palaro, H. P. Estimation of VaR Using Copula and Extreme Value Theory [J]. Multinational Finance Journal, 2008, 12: 205- 218

(本文责编: 刘妍希)

## Has Sub- mortgage Crisis Changed the Risk Structure of World Capital Market?

Measurement of Synergy Effects Based on Copula Functions

DING Zhi- guo LI X in- xin, XU De- cai, ZHAO Jing

**Abstract** Based on Copula functions, this paper investigates the co- movement effects among twelve world's main stock markets, respectively, at the prophase, interim and late of the crisis. The empirical findings show that the synergies of capital risks among markets which suffered great transformation behaved a gradual weakening trend in the three phases. Only Europe and Brazil markets keep strong synergy effects with U.S., indicating that the inherent structure of world capital markets has been resetted by the sub- mortgage crisis, which led to a lazy tendency in the integration process of world markets.

**Key words** sub- mortgage crisis, structure of capital markets, synergy effects, copula functions