
次贷危机、市场风险与股市间相依性

吴吉林 张二华*

内容提要 本文运用机制转换动态 copula方法,研究了次贷危机中以沪市为代表的内地股市与美、日、港股间的相依性结构变化,并以这种变化作为判断两市场间是否发生感染的标志。研究发现次贷危机中沪市与日、港股间的相依性上升,呈现一定的感染;而沪市与美股间的相依性反而下降,未出现感染。另外,尾部相依性显示危机事件发生时,美、日股市特别是港股对内地股市的大风险溢出效应还是存在的。因此,监管部门要时刻注意股市风险,并采取有效措施,降低次贷危机的感染效应向中国股市的传递。

关键词 次贷危机 机制转换 copula函数 相依性 感染性

一 引言

股市间的相依性 (dependence)在资本风险管理中发挥着重要作用。当股票市场完全分割时,风险不可能在各个市场间传递,从而避免了来自外界的冲击,这就是中国幸免于1997~1998年亚洲金融危机的主要原因(洪永淼等,2004)。而当股票市场间存在较强的相依性时,风险会在各个市场溢出,在经济动荡或危机期间,股市间的相依性将表现得更加紧密(Baig and Goldfajn, 1999)。Forbes和 Rigobon(2002)将危机期间,一国或几国的金融市场受到同一冲击而引起的这些国家金融市场间相依性的加强

* 吴吉林:厦门大学王亚南经济研究院 361005 电子信箱:rainforest1061@gmail.com;张二华:上海财经大学经济学院 200439 电子信箱:zhangerhuai@163.com。

与 Patton(2006)定义相似,本文使用相依性 (dependence)来区别相关性 (correlation),前者包括变量间任何的线性和非线性关系,而后者仅指变量间的线性关系。

定义为“感染”。如果危机可以感染,那么股市间的风险溢出将加大,某一股市崩盘引起其他股市崩盘的概率将上升。这在一定程度上解释了金融事件的爆发如“1987年美国股市崩盘”、“1994年比索危机”和“1997年亚洲金融危机”等为什么会引起区域性或全球性连锁反应。目前在次贷危机背景下研究中国股市与国际股市间的相依性,对中国金融市场的风险控制、金融监管以及防止灾难性金融事件的发生和蔓延具有重要意义。

国际股市间存在较强的相依性的事实已被普遍接受 (King and Wadhvani, 1990; Longin and Solnik, 1995)。目前对股市间相依性研究的主要方法包括以下几类:第一类为相关系数检验法。King和 Wadhvani(1990)通过比较 1987年美国股市崩盘前后相依性水平的变化发现,该次危机后欧美股市间的联动关系加强。第二类是以 GARCH为框架的多元模型。Longin和 Solnik(1995)考察了 1950~1990年国际主要股市间的相关性水平变化,发现在经济动荡时期,股市间的相依性水平有增强趋势; Bera和 Kim(1996)的研究结果拒绝了美国股市与其他主要国家股市间的相依性为常数的假设。第三类是以 VAR方法为基础的协整和格兰杰因果检验。Blackman等(1994)发现上世纪 70年代国际主要股市间的协整关系不明显,而 80年代由于通讯科技和金融管制的放松,国际主要股市间存在明显的长期运动关系。第四类是机制转换模型。Chesney和 Jondeau(2001)、Ang和 Bekaert(2002)以欧美主要发达国家股市为研究对象,构建了两机制的马尔可夫转换模型,发现股市间的相依性存在非对称性,并且熊市下的相依水平明显高于牛市。

洪永森等(2004)使用风险格兰杰方法考察了 1994年 1月至 2003年 4月国内 A股、B股以及 H股和世界主要股市间的极端风险溢出效应,发现 B股、H股与世界其他股市间存在着显著的风险溢出效应;而 A股虽然与韩国、新加坡股市间存在着风险溢出效应,但与日本、美国和德国等股市间不存在任何风险溢出。韩非和肖辉(2005)用 GARCH模型研究了上证 A股和标准普尔 500从 2001年 1月到 2004年 12月的日度数据,发现美国股市对中国股市影响较弱,两者间几乎不存在相关性。与此形成鲜明对比的是,刘振亚(2006)用 1992~2004年的日、周和月数据,对中美股市进行了协整检验发现纽约股市对沪、深 A股存在普遍影响。笔者认为以上研究结果出现分歧的可能原因在于计量方法的选取,协整分析、格兰杰检验和以 GARCH为基础的多元相关性模型主要是检验参数的平稳性,如果样本数据中存在非线性和条件异方差,或者样本数据呈现非正态、尖峰、厚尾等性质,这些方法的检验结果则可能出现偏差。另外,上述有关中国股市与其他股市间关系的研究均采用了 2005年前的数据,

世界经济 * 2010年第 3期 · 96 ·

2005年后中国金融市场出现较大变化,特别是2005年4月底的股权分置改革、2005年7月下旬的汇率改革和近几年的银行业改革推进了中国金融市场的国际化进程,国内股市和国际股市的联系也越发紧密。例如,2007年中国股市“2·27事件”引发了世界股市大范围的暴跌,2008年1月22日和2009年3月3日美国股市的暴跌又引发了中国股市的大跌。这些迹象表明中国股市已不再是个独立的市场。

鉴于以上分析,本文将考察2005年后特别是次贷危机中内地股市与美、日、港股间的相依性结构变化和感染。以内地股市与美、日、港股为代表的国际股市间的相依性为研究对象,主要是基于以下几方面的考虑:首先,香港作为中国特别行政区与内地经济联系密切,并在很大程度上受中央经济政策影响,许多公司在内地和香港交叉上市,这些现实情况使得内地股市与港股之间必然存在密切联系。而港股的市场化和国际化程度远高于内地股市,内地股市与世界股市间风险的相互溢出效应在一定程度上可能是通过港股的传递而实现的。其次,日本作为世界第二大经济体,拥有第二大股票市场,由于与中国区域位置的接近以及密切的经贸往来和政治文化的相似性而被紧密地联系在一起,从而使得日本股市与中国股市也紧密相连。更为重要的是,日本股市是亚洲重要的金融市场,研究中国股市与日本股市间的相依性有助于把握次贷危机下中国股市与亚洲股市间的金融风险与感染。最后,美国的世界经济中心地位使得其股市也在国际金融市场中扮演着重要角色,对其他股市存在普遍影响,特别是此次危机是从美国开始并逐渐演变成全球性金融风暴的,因此,研究中国股市与美股间的相依性,特别是危机前后相依性结构变化的重要意义不言而喻。需要特别说明的是,以伦敦为代表的欧洲市场虽然是构成国际市场的重要组成部分,但鉴于其同美国市场有着较高的相依性水平(Bartram et al, 2007),而且,无论从实体经济关联性还是从国内投资者对欧洲股市关注程度的角度来看,欧洲市场对国内市场的影响要显著小于美国市场。在将美国市场作为欧美乃至国际市场代表的情况下,为了不至于使研究对象过于分散,我们没有专门就欧洲市场与中国市场间的相依性展开分析。另外,由于新加坡、韩国等其他亚洲市场的规模相对较小,其自身受欧美以及日本市场的影响较大,中国投资者对其关注程度也较小,所以在将日本和香港市场作为亚洲市场代表的情况下,我们没有对新加坡、韩国等亚洲其他市场进行研究。

在研究方法上,本文主要使用机制转换动态copula方法来检验次贷危机前后中国股市与美、日、港股间的相依性结构变化。与前述四类主要研究方法相比,机制转换动态copula方法不仅能克服由于样本数据中存在的非正态、尖峰、厚尾以及非线性和条件异方差所导致分析结果可能出现的偏差,而且该方法可以同时刻画变量间任何的线

性和非线性关系,还能自动搜索危机期间的结构变化时点,从而克服了人为设置股市相依结构变化分界点而造成估计结果的偏差,故而使得分析结果具有较强的稳健性。

二 机制转换动态 copula 的理论基础与方法

copula是指把多元随机变量的联合分布与其一维边际分布联系起来的函数。由 Sklar定理可知:任何的多元联合分布都可分解成边际分布和包含相依结构的 copula 函数,并可以根据待研究数据的具体性质来灵活选择边际分布和 copula函数形式,从而生成更复杂的非高斯联合分布。这有助于研究金融数据的非正态、尖峰、厚尾性。机制转换动态 copula是在 copula函数的基础上引入机制转换。假设 $Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t})$ 为两序列的矢量随机过程,依据 Hamilton(1989)的方法,其当前的机制状态由两潜变量 $s_t = 0, 1$ 决定,不失一般性,设 s_t 的过渡概率为常数并遵循一阶马尔可夫链过程: $Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij}$ 。在我们的模型中,机制状态只影响 copula函数的相依结构,而对边际分布不产生影响。因此在状态 j 下,两状态机制转换的条件密度函数可表示为:

$$f(Y_t / I_{t-1}, s_t = j) = c^j(F_1(y_{1,t}), F_2(y_{2,t}) / I_{t-1}; \theta_c^j) \prod_{i=1}^2 f_i(y_{i,t} / y_i^{t-1}; m_{i,t}), \quad j = 0, 1 \quad (1)$$

其中 I_{t-1} 为 $\{Y_{1,t-1}, Y_{2,t-1}, Y_{1,t-2}, Y_{2,t-2}, \dots\}$ 上的信息集, $y_i^{t-1} = (y_{i1}, \dots, y_{i,t-1})$, $t = 1, 2, \dots, T$ 。 $c^j(\cdot)$ 为状态 j 下,参数为 θ_c^j 的 copula 密度函数, $f_i(\cdot)$ 是 $y_{i,t}$ 的边际密度函数,其参数为 $m_{i,t}$,而 $F_i(\cdot)$ 为相对应的分布函数。从 (1) 式可以发现,状态 j 下的条件概率密度函数完全由边际密度函数 $f_i(\cdot)$ 和 copula 密度函数 $c^j(\cdot)$ 决定。

(一) 边际分布函数的设定

为了保证机制转换动态 copula 方法估计结果的大样本性质,数据须满足独立同分布要求。但多数金融数据存在自相关及条件异方差,甚至还具有尖峰、厚尾等性质,因此,本文首先使用 ARMA(p, q) - GJR(1, 1) 模型对原始收益率 $r_{i,t}$ 进行过滤,并假设误差形式为 Hansen(1994) 的 skewed - t 分布:

$$r_{i,t} = c_i + \sum_{j=1}^p \alpha_j r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j \varepsilon_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, 2 \quad (2)$$

$$h_{i,t} = \sigma_i^2 + \phi_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_i I[\varepsilon_{i,t-1} < 0] \gamma_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + h_{i,t-1} \quad (3)$$

有关 copula 方法的具体介绍可参阅 Nelsen(1999)。

t 分布为对称分布,虽能刻画收益率的尖峰、厚尾性质,但不能刻画偏度;而 skewed - t 分布不仅具有 t 分布性质,还能反映偏度特征。

$$y_{i,t} = \epsilon_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}} \sim \text{skewed-t}(v_i, \phi_i) \quad (4)$$

$y_{i,t}$ 为过滤后的独立同分布过程,其满足 $E(y_{i,t} / I_{t-1}) = 0, \text{var}(y_{i,t} / I_{t-1}) = 1$ 。 v_i, ϕ_i 都大于等于 0,并满足 $\phi_i + v_i > 0, \phi_i + 0.5 v_i + v_i < 1, I[\epsilon_{i,t-1} < 0]$ 为指标函数。其中 skewed-t 的密度函数为:

$$g(y_{i,t} / v_i, \phi_i) = \begin{cases} bc \left[1 + \frac{1}{v_i - 2} \left(\frac{by_{i,t} + a}{1 - \phi_i} \right)^2 \right]^{-(v_i+1)/2}, & y_{i,t} < -a/b \\ bc \left[1 + \frac{1}{v_i - 2} \left(\frac{by_{i,t} + a}{1 + \phi_i} \right)^2 \right]^{-(v_i+1)/2}, & y_{i,t} \geq -a/b \end{cases}$$

其中常数 a, b, c 被定义为:

$$a = 4 \phi_i \left[\frac{v_i - 2}{v_i - 1} \right], b = 1 + 3 \phi_i^2 - a^2, c = \frac{\left(\frac{v_i + 1}{2} \right)}{\sqrt{(v_i - 2)} \left[\frac{v_i}{2} \right]}$$

在 skewed-t 的密度函数中, v_i 表示自由度的大小,而 ϕ_i 用来衡量样本数据的非对称性,如果 ϕ_i 为负,其意味着存在负的收益率的可能性更大。

(二) 机制转换动态 copula 函数的设定

对于两收益率间相依结构的刻画,使用较多的是高斯 copula 和 t-copula 函数,如 Jondeau 和 Rockinger(2006)、Bartram 等(2007)。但鉴于多数金融数据具有尖峰、厚尾等非正态性质,本文选取 t-copula 函数。为了研究在每一时点的相依性变化,依照 Patton(2006)的研究,本文把 $y_{i,t}$ 设定为一动态非线性过程。在时间 t 和状态 j 下, t-copula 条件密度函数为:

$$\begin{aligned} & c^j(F_1(y_{1,t}), F_2(y_{2,t}) / I_{t-1}; j, n^j) \\ &= \frac{1}{\sqrt{1 - (\phi^j)^2}} \frac{\left(\frac{n^j + 2}{2} \right) \left(\frac{n^j}{2} \right) \left(1 + \frac{1}{n^j} \left(\frac{y_{1,t} - \mu_1}{\sigma_1} \right)^2 \right)^{-(n^j+2)/2}}{\left[\left(\frac{n^j + 1}{2} \right) \right]^2 \prod_{i=1}^2 \left[1 + \frac{1}{n^j} \left(\frac{y_{i,t} - \mu_i}{\sigma_i} \right)^2 \right]^{-(n^j+1)/2}} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\phi_t^j = \left(\phi^j + \frac{\phi^j}{m} \sum_{t=1}^m |F_1(y_{1,t-1}) - F_2(y_{2,t-1})| \right) \quad (6)$$

其中 $F_i(y_{i,t})$ 是 $y_{i,t}$ 的 skewed-t 分布函数, $\phi^j = (\phi_1, \phi_2) = (t_{h1}^{-1}(F_1(y_{1,t})), t_{h2}^{-1}(F_2(y_{2,t})))$, t_{hj} 是自由度 n^j 的单变量 t 分布函数, $\phi^j = \left[\begin{matrix} 1 \\ \phi^j \\ 1 \end{matrix} \right]$,

ϕ^j 为相依性参数。为了确保 ϕ^j 在区间 $(-1, 1)$ 内,我们对其做 $\phi(x) = \frac{1 - e^{-x}}{1 + e^{-x}}$ 形式的

Logistic变换。 j 和状态 s_t 有关,用来衡量机制转换效应,而 α 、 β 和状态无关。用来捕捉 y_t 自相关效应,而 γ 用来描述累计 m 天的外来冲击效应, $|F_1(y_{1,t-1}) - F_2(y_{2,t-1})|$ 为两边际分布的绝对值之差,其值越小(大),两收益率间的相依性越强(弱)。

另外, t -copula函数还具有一个良好的性质,即能够很好的刻画两收益率间的尾部相依性,这对研究异常事件的发生,具有重要的意义。下尾相依性和上尾相依性的定义分别为:

$$\lim_0 \Pr[U \leq u, V \leq v] = \Pr[V \leq v | U \leq u] = \lim_0 C(u, v) / u = L$$

$$\lim_1 \Pr[U \leq u, V \leq v] = \Pr[V \leq v | U \leq u] = \lim_1 (1 - 2^{-u} + C(u, v)) / (1 - u) = U$$

上述式子中,如果极限存在并且 $L(U) \in (0, 1]$,则该 copula具有下(上)尾相依性,如果 $L(U) = 0$,则不存在下(上)尾部相依。下(上)尾部相依性是衡量两个股市同时发生大跌(大涨)的概率。在高斯 copula中尾部相依性为 0即 $L = 0, U = 0$ 。而在 t -copula中,下尾部相依性和上尾部相依性相等,并完全由相依参数 α 与自由度 n 共同决定。在时间 t 和状态 j 下,机制转换的 t -copula函数尾部相依性为:

$$t^j L = t^j U = 2 t_{n^{j+1}} \left(-\sqrt{n^j + 1} \frac{\sqrt{-t^j}}{\sqrt{1 + t^j}} \right) \quad (7)$$

(三)模型的参数估计

令边际密度函数的参数集合 $m_i = (c_i, \alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ip}, \beta_{i1}, \dots, \beta_{iq}, \gamma_i, \phi_i, \nu_i, \delta_i)$,机制转换动态 copula密度函数的参数集合 $c = (\rho_{00}, \rho_{11}, n^0, n^1, \alpha^0, \alpha^1, \beta^0, \beta^1, \gamma, \delta)$,则总似然函数为:

$$L(c, m_1, m_2) = \prod_{t=1}^T \ln f_i(y_{i,t} / y_i^{t-1}; m_i) + \prod_{t=1}^T \ln c(F_1(y_{1,t}), F_2(y_{2,t}) / L_{t-1}; c) \quad (8)$$

由于边际分布参数 m_i 和 copula参数 c 相互独立,本文采用 Patton(2006)的两步估计法,第一步估计出和边际密度函数有关的参数: $m_i^* = \operatorname{argmax}_{m_i} \prod_{t=1}^T \ln f_i(y_{i,t} / y_i^{t-1}; m_i)$ 。第二步估计出和机制转换动态 copula密度函数有关的参数 c ,由 Hamilton滤波器得:

在 α 、 β 中引入状态对研究结果影响不大,本文为了简便,只考虑 γ 和状态 s_t 有关。

另外,我们也试用了“样本协方差” $(F_1(y_{1,t-1}) - 0.5)(F_2(y_{2,t-1}) - 0.5)$ 的形式,结果和 $|F_1(y_{1,t-1}) - F_2(y_{2,t-1})|$ 较类似。

$$p[S_t = i / I_{t-1}] = \prod_{j=0}^{t-1} p(S_t = i / S_{t-1} = j) \times p[S_{t-1} = j / I_{t-1}] \quad (9)$$

$$c(F_1(y_{1,t}), F_2(y_{2,t}) / I_{t-1}; c) = \prod_{i=0}^{t-1} p[S_t = i / I_{t-1}] \times c^i(F_1(y_{1,t}), F_2(y_{2,t}) / I_{t-1}; i, n^i) \quad (10)$$

$$p(S_t = i / I_t) = \frac{c^i(F_1(y_{1,t}), F_2(y_{2,t}) / I_{t-1}; i, n^i) \times p[S_t = i / I_{t-1}]}{c(F_1(y_{1,t}), F_2(y_{2,t}) / I_{t-1}; c)} \quad (11)$$

通过对上面三步的依次循环,可得条件 copula 密度函数 $c(F_1(y_{1,t}), F_2(y_{2,t}) / I_{t-1}; c)$, $t = 1, \dots, T$ 。最优极大似然函数: $\hat{c} = \underset{c}{\operatorname{argmax}} \prod_{t=1}^T \ln c(F_1(y_{1,t}), F_2(y_{2,t}) / I_{t-1}; c)$ 。上述两步法所得到的参数估计量 $(\hat{m}_{1,1}, \hat{m}_{1,2}, \hat{c})$ 具有一致性和稳健型,并且服从渐进正态分布。

三 经验分析

(一) 数据性质分析

本文选取上证综合指数 (SSEC)、香港恒生指数 (HSI)、日本日经指数 (N225) 和美国标准普尔 500 (S&P500) 等证券市场指标作为样本,研究中国股市与这些股市在次贷危机中是否呈现感染特征,这种感染性以市场间的相依性水平上升为主要标志。所有样本数据均来源于雅虎金融数据库。样本范围为 2005 年 1 月 4 日至 2009 年 3 月 31 日,除去节假日后每组样本量为 941 个。选取日数据作为样本是因为相对于低频数据,日数据能更好地反映仅持续几天的冲击效应,并且日数据可以看成是连续时间序列。我们不考虑周一、月末效应,收益率采取对数收益率即 $r_t = \ln(p_t/p_{t-1}) \cdot 100$ 。

表 1 给出了各收益率的统计量描述。从整个样本来看,收益率越高,风险越大:上证综指的平均市场收益率最高,由标准差可知,其市场平均波动水平也最大;而其余各收益率都为负,标准普尔 500 的收益率表现最差,其标准差反映的市场平均波动水平也最小。四个股市收益率的偏度 (skewness) 统计量都为负值并至少在 5% 的水平上显著,因此存在负回报率的可能性更高。峰度 (kurtosis) 统计量在 1% 水平上显著,各收益率都具有尖峰性质。Jarque - Bera 统计量表明各收益率分布具有明显的非正态性。Ljung - Box 检验发现各收益率在 1% 的显著性水平上都存在较强的序列相关。另外,ARCH - LM 检验结果显示各收益率也在 1% 的显著水平上都存在 ARCH 效应。

本文对节假日处理的方式是:如果某一市场因节假日而缺失当日数据,则将其相对照组的当日样本数据删除。

次贷危机、市场风险与股市间相依性

表 1 各金融市场收益率统计量性质描述

金融市场	均值	标准差	偏度	峰度	Jarque - Bera	Ljung - Box	ARCH - LM
上证综指	0.069	2.221	-0.346**	6.088*	392.293*	24.633*	43.297*
恒生	-0.004	2.117	-0.149**	13.726*	4509.674*	48.424*	228.692*
日经	-0.037	1.923	-0.791*	12.922*	3953.832*	34.767*	316.913*
标准普尔	-0.042	1.648	-0.704*	15.752*	6446.259*	79.313*	312.326*

说明: Ljung - Box和 ARCH - LM统计量中滞后项长度都使用了滞后 12项, *、**分别表示在 1%、5%的水平上显著,下同。

上述数据性质分析显示,四股市收益率存在明显的非正态性、尖峰、厚尾以及偏度,并伴有较强的序列自相关和 ARCH效应。另外,大量的经验研究发现股市收益率可能存在杠杆效应。因此,本文使用 ARMA(p, q) - GJR(1, 1)模型对原始收益率过滤以及假设误差形式为 skewed - t分布具有一定的合理性。其中, ARMA(p, q)用来过滤各收益率的自相关, GJR(1, 1)用来过滤 ARCH和杠杆效应,而 skewed - t分布用来刻画各收益率的非正态性、尖峰、厚尾及偏度性质。对于上证综指、恒生指数、日经指数和标准普尔 500各收益率,我们分别在 ARMA(1, 1)和 ARMA([1, 2], 2)的基础上使用 GJR(1, 1)对原始收益率进行过滤,其中 ARMA(p, q)中具体 p, q的阶数由 Bayesian信息准则(BIC)决定, ARMA(p, q)中各参数见表 2。

表 2 ARMA(p, q) - GJR(1, 1) - skewed - t中各参数估计值

	上证综指	恒生	日经	标准普尔 500
c	0.113(0.972)	-0.008(-0.083)	-0.060(-0.631)	-0.084(-0.870)
AR(1) (α_1)	-0.591(-2.815)*	-0.581(-2.166)**	-0.116(-3.796)*	
AR(2) (α_2)	-0.670(-7.975)*	-0.831(-11.880)*		
MA(1) (β_1)	-0.083(-3.084)*	0.480(2.096)**	0.520(1.847)***	
MA(2) (β_2)	0.718(9.598)*	0.846(9.695)*		
	0.015(0.913)	0.031(2.373)*	0.043(3.278)*	0.018(3.267)*
ARCH (ϕ)	0.046(3.145)*	0.054(2.634)*	0.032(1.607)	0.001(0.000)
Leverage (λ)	-0.016(-0.979)	0.086(2.193)**	0.114(3.395)*	0.172(4.069)*
GARCH (γ)	0.960(69.854)*	0.901(45.828)*	0.896(49.862)*	0.909(31.426)*
v	4.887(6.244)*	4.962(5.517)*	8.759(3.811)*	6.988(4.375)*
	-0.063(-1.611)	-0.132(-3.594)*	-0.143(-3.202)*	-0.185(-4.400)*

说明: 括号内为 t统计量, **表示在 10%的水平上显著,下同。

在 GJR (1, 1) 参数中, α 为截距项, ϕ 为误差平方滞后项系数, β 为负向误差平方滞后项系数, 主要用来衡量杠杆效应。如果 β 显著不等于 0, 表明存在杠杆效应: 当 $\beta > 0$ 时, 存在负的杠杆效应; 反之, 存在正的杠杆效应。另外, α 为自回归系数。表 2 给出的 GJR (1, 1) 各参数估计值显示 $\phi + 0.5 + \beta$ 接近于 1, 因此各金融市场的波动效应都较持久。对于上证综指, 其负向冲击系数 β 小于零, 但 t 值即使在 10% 的水平上仍不显著, 正的杠杆效应不明显, 投资者对利好消息与利空消息的反应差异不大。而对于其他股票指数, 负向冲击系数 β 都大于零, 并且 t 值至少在 5% 水平上显著, 负向杠杆效应明显, 投资者对利空消息的反应强烈。另外, 表 2 中 skewed - t 分布的参数显示, 所有的偏度参数 γ 都为负, 除上证综指不显著外, 其余都在 1% 的水平上显著。因此, 对于上证综指, 存在正、负回报率的概率相差不大, 而对于其他三股市, 存在负回报率的可能性更高, 这和表 1 中的 skewness 分析结论基本一致。各收益率的自由度参数 ν 都集中于 4 ~ 9 之间, 并且都在 1% 的水平上显著, 因此, 各收益率存在明显的厚尾。总体说来, 四个股市在波动持久性和厚尾性上的特征基本相同, 但在杠杆效应和偏度特征上, 上证综指略不同于其他三个发达的股票市场。

(二) 基于机制转换动态 copula 函数的相依性与感染性分析

经过对原始收益率进行 ARMA (p, q) - GJR (1, 1) 过滤以及假设误差形式为 skewed - t 后, 表 3 给出了基于边际分布 $F_i(y_{i,t})$ 估计得到的机制转换动态 t - copula 函数的参数值。其中设定 τ , 动态路径中的外来冲击项 $m = 10$, 主要用来反映持续两周期的累计冲击。Ang 和 Bekaert (2002) 的状态分类测度 $RCM = 400 \cdot \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_t (1 - p_t)$ 显示, 上证综指与美、日、港股间的相依性存在非常明显的两状态的机制转换, 状态 0 对应着高相依机制, 而状态 1 对应着低相依机制。表 3 还显示高相依机制下 ρ_{11}^0 中的截距项 ρ_{11}^0 高于低相依状态下的 ρ_{11}^1 , 低相依机制下上证综指与恒生、日经的 ρ_{11}^1 为正值, 而上证综指与标准普尔 500 的 ρ_{11}^1 为负值。次贷危机可能使得前两者的相依性结构变化与后者存在较大差别。低相依机制下各组自由度 n^1 都大于高相依机制下自由度 n^0 , 并都远低于 100, 因此, 对于本文的各组金融数据, t - copula 函数比正态

p_t 为过渡概率, 本处为常数。RCM 值位于 0 ~ 100, 值越小, 机制越明显。当 RCM = 0 时, $p_t = 1$ 或 0, 表明存在非常明显的机制转换, 而当 RCM = 100 时, $p_t = 0.5$, 表明不确定是否存在机制转换。本质上, RCM 值为样本的方差估计值。

斜杠前 (后) 为高 (低) 相依机制下的 RCM 值。

一般认为自由度大于 100 的 t - copula 函数近似于正态 copula 函数。

copula函数表现更佳。另外,参数 ρ 、 λ 共同决定了 ρ_t 的动态路径变化,其绝对值越大,对 ρ_t 的影响越大。表 3 中各 ρ 值都至少在 5% 的水平上显著,并且上证综指与恒生指数的动态相依性存在正的自相关;而上证综指与日经指数、标准普尔 500 动态相依性存在负的自相关。各 λ 值显示上证综指与恒生指数、日经指数间过去两星期累积的相依性冲击效应为负,并在 10% 的水平上显著;而上证综指与标准普尔 500 间过去两星期累积的相依性冲击效应为正,但不显著。因此, ρ_t 的动态路径中,自相关效应 ρ 都较强烈,而外来冲击效应 λ 相对较弱。

表 3 存在机制转换的动态 copula 函数的参数估计值

	上证综指 / 恒生	上证综指 / 日经	上证综指 / 标准普尔
ρ_{00}	0.999 (1133.027)*	0.998 (587.052)*	0.992 (370.645)*
ρ_{11}	0.998 (1024.251)*	0.997 (463.410)*	0.994 (273.379)*
RCM	0.399/0.798	0.798/1.196	3.174/2.386
ρ^0	0.556 (3.461)*	1.600 (3.302)*	0.610 (2.003)**
ρ^1	0.372 (2.578)*	1.067 (2.024)**	-0.311 (-2.404)*
	1.420 (6.065)*	-1.154 (-2.028)**	-1.459 (-4.697)*
	-0.707 (-1.726)***	-2.315 (-1.825)***	0.223 (0.109)
n^0	7.238 (1.981)**	6.891 (1.668)***	7.685 (1.999)**
n^1	8.262 (2.426)*	8.022 (2.096)**	9.577 (2.647)*
极大似然值	79.440	30.691	14.649

为了进一步研究次贷危机中中国股市与美、日、港股间是否存在感染性,我们具体考察各组 ρ_t 的动态图和高相依机制下的 $\Pr[s_t = 0 / I_t]$ 平滑概率图,其中 ρ_t 的动态图主要反映相依性结构变化的大小和方向,并以相依性上升作为判断感染发生的依据;而 $\Pr[s_t = 0 / I_t]$ 平滑概率图主要用来确定危机期间相依性结构变化的时点。由于存在两状态的机制转换, ρ_t 被定义为两状态下的条件期望值,即 $\rho_t = {}^0_t \Pr[s_t = 0 / I_{t-1}] + {}^1_t \Pr[s_t = 1 / I_{t-1}]$,其中 $\Pr[s_t = i / I_{t-1}]$ 由 (10) 式决定。而 $\Pr[s_t = 0 / I_t]$ 的具体推导过程可参考 Hamilton (1994)。图 1 左边给出了动态相依性路径,而右边为相对应的高相依机制下的平滑概率。从各组图中可以看出,沪市与美、日、港股间的相依性存在明显的结构变化。沪市与日、港股间的相依性在次贷危机中呈现明显的上升趋势,而沪市与美股间的相依性却呈现先下降然后略有上升的态势。2007 年 3 月 12 日与美国第二大次级抵押贷款机构新世纪金融公司濒临破产为标志的美国次贷危机爆发,但平滑概率图 $\Pr[s_t = 0 / I_t]$ 显示在次贷危机中沪市与美、日、港股间的相依性结构变

化时点早晚不一。次贷危机中沪市与日股间的相依性最早出现结构变化,危机期间的结构变化时点在 2007年 3月左右,逐渐从低相依机制向高相依性机制过渡,在 2007年 10月左右完全进入了高相依机制状态。其次是沪市与美股间的相依性结构变化,危机期间的结构变化时点在 2007年 5月左右,并逐渐从高相依机制进入了低相依机制,然后在 2008年 9月左右又趋向高相依机制。而沪市与港股间发生相依性结构变化的时点最迟,危机期间的结构变化时点在 2007年 10月左右,并从低相依机制较快速地进入高相依机制。如果以相依性上升作为股市间感染的标志,那么在此次危机中,沪市与日、港股间都呈现一定程度的感染,说明它们的市场风险上升;而沪市与美股间的相依性反而呈下降趋势,甚至还出现负值,说明两市场间并未出现感染。因此危机期间在沪市与日股、港股间进行投资并不利于分散投资风险,而在沪市与美股间做分散投资组合将有助于降低资产投资风险。另外,动态相依性图显示上证综指与恒生指数的相依性最强,其次是日经指数,而与标准普尔 500间的相依性最弱,沪市与这些市场的相依性水平分别位于 0.08~0.55、0~0.42和 -0.05~0.18之间。

次贷危机虽然源于美国,但沪市与美股间较弱的相依性表明次贷危机对中国股市的影响较小。这种较弱的相依性可能归结于以下几方面原因:首先,中国目前金融领域的对外开放程度较低,国际资本进入股市存在严格的管制,资本流动的规模较小,国际资本在中国股票市场价格发现机制中起的作用相对较小,从而弱化了中国股票市场同国际股票市场的联系。其次,虽然中美经济互补性强,但两经济体由于所处经济发展阶段不同,其相关性也较弱。再次,目前中国金融市场很不完善,市场风险较高,投资渠道单一,可使用的调节工具也较有限,从而使得股票市场的波动较频繁。而美国市场则相对成熟,股指期货、对冲基金等调节工具可在很大程度上避免暴涨暴跌的情况发生,由此形成两市的联动差异较大。本文的研究结果表明 2005年后中国股市与美、日、港等国际股市间存在一定的联动性,但与发达国家股市间较高的相依性相比,沪市与这些股市间的相依性水平仍较低。

在统计上,尾部相依性与异常事件发生的概率以及风险程度紧密联系在一起。股票市场尾部相依性衡量了股市间同时发生大涨或大跌的可能性,特别是左尾部相依性反映了发生负面异常事件时,市场间的大风险溢出效应。由于存在机制转换,尾部相依性也被定义为两机制状态下的条件期望,即
$$L_i^L = U_i^U = \sum_{j=0,1} 2 t_{n^{j+1}} \left(- \sqrt{n^j + 1} \right)$$

Bartram 等 (2007) 发现欧盟主要股市间一般相依性为 0.6~0.9, 美国股市与欧盟主要股市间的一般相依性为 0.4~0.8。

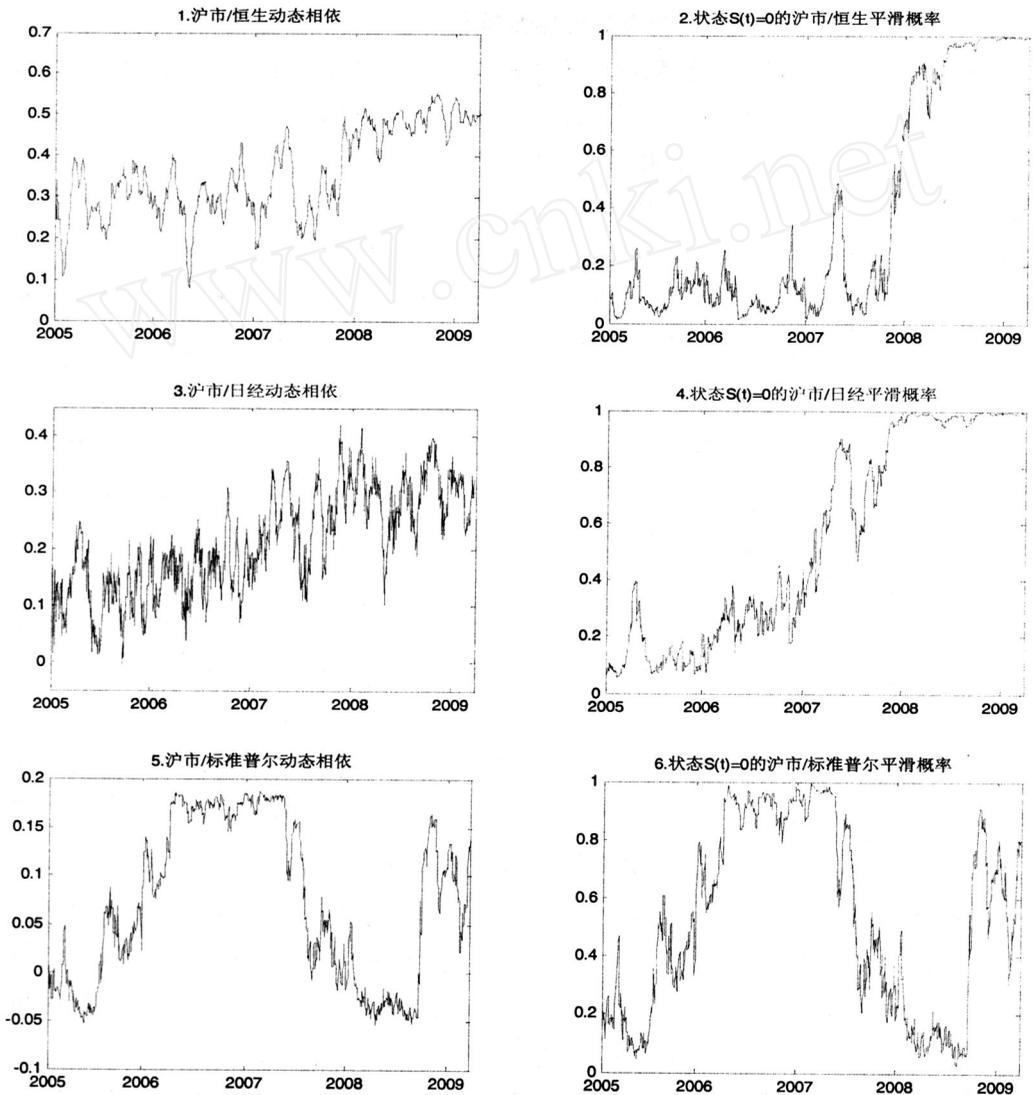


图 1 ρ_t 的动态相依图与 $\Pr[s_t = 0 | I_t]$ 的平滑概率

$\frac{\sqrt{\frac{j}{-} + \frac{j}{+}}}{\sqrt{1 + \frac{j}{+}}} \Pr[s_t = j | I_{t-1}]$ 。图 2 给出了沪市与美、日、港股间的尾部动态相依水平。

与 ρ_t 的动态路径相似,在次贷危机中,上证综指与恒生、日经的尾部相依性略呈上升趋势,而上证综指与标准普尔 500 的尾部相依性呈先下降,后略有上升的态势。图 2 显示上证综指与恒生的尾部相依性最强,在感染发生之前,两股市间同时发生大涨、大世界经济 * 2010 年第 3 期 · 106 ·

跌的概率位于 3% ~ 10%, 而感染发生后, 两股市间同时发生大跌、大涨的概率上升到了 7% ~ 14%。其次为上证综指与日经指数, 在感染发生之前, 两股市间同时发生大涨、大跌的概率为 2% ~ 6%, 而感染发生后, 两股市同时发生大跌、大涨的概率为 2% ~ 8.5%。上证综指与标准普尔 500 间的尾部相依性最低, 并在次贷危机发生后的 2007 年 5 月左右从 2.2% 下降到 2008 年 9 月的 1.3%, 然后又略有上升。总体来说, 虽然中国股市和美、日、港股间的一体化程度较低, 但在大的危机事件发生时, 美、日股市特别是港股对内地股市的大风险溢出效应还是存在的。

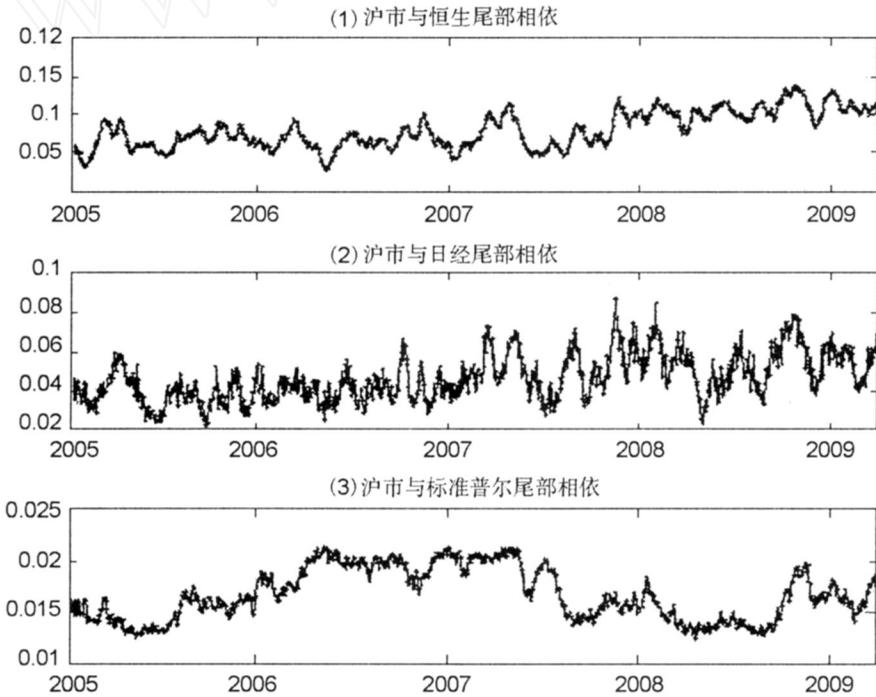


图 2 沪市与美、日、港间的尾部相依水平

四 结论

本文以 Forbes 和 Rigobon (2002) 对感染的界定为基础研究发现, 次贷危机中沪市与美、日、港股间的相依性呈现明显的结构性变化: 其中上证综指与日经以及恒生间的相依性呈上升趋势, 因此沪市与这些股市间表现一定程度的感染, 这也意味着危机期间在其投资组合并不利于分散投资风险; 而上证综指与标准普尔间的相依性却呈现先

下降,而后略有上升趋势,但仍低于正常时期的相依性水平,因此,次贷危机中它们间未出现感染,在它们间做投资组合将有利于降低投资的风险。另外,虽然沪市与美、日、港股间的尾部相依性水平很低,但在异常事件发生时,它们同时发生大跌、大涨的概率还是存在的。特别是当危机事件发生时,美、日股市尤其是港股对内地股市的大风险溢出效应还是存在的。

参考文献:

- 韩非,肖辉(2005):《中美股市间的联动性分析》,《金融研究》第2期。
- 洪永淼,成思危,刘艳辉,汪寿阳(2004):《大陆股市与世界其他股市之间的大风险溢出效应》,《经济学(季刊)》第3期。
- 刘振亚(2006):《纽约股票市场对中国A股市场的影响》,《南开经济研究》第3期。
- Ang, Andrew and Bekaert, Geert "International Asset Allocation with Regime Shifts" *Review of Financial Studies*, 2002, 16, pp. 716 - 763.
- Baig, Tamur and Goldfajn, Ilan "Financial Market Contagion in the Asian Crisis" *MF Staff Papers*, 1999, 46, pp. 167 - 195.
- Bartram, Sohnke M.; Taylor, Stephen J. and Wang, Yaw - Hwei "The Euro and European Financial Market Dependence" *Journal of Banking and Finance*, 2007, 31, pp. 1461 - 1481.
- Bera, Anil K. and Kim, Sangwhan "Testing Constancy of Correlation with an Application to International Equity Returns" *CBER Working Paper*, 1996, pp. 96 - 107.
- Blackman, S. C.; Holden, K. and Thomas, W. A. "Long - term Relationships Between International Share Prices" *Applied Financial Economics*, 1994, 4, pp. 297 - 304.
- Chesney, Francois and Jondeau, Eric "Does Correlation Between Stock Returns Really Increased During Turbulent Periods?" *Economic Notes*, 2001, 30, pp. 53 - 80.
- Forbes, Kristin and Rigobon, Roberto "No Contagion, only Interdependence: Measuring Stock Market Co - movements" *Journal of Finance*, 2002, 57, pp. 2223 - 2261.
- Hamilton, James D. "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle" *Econometrica*, 1989, 57, pp. 357 - 384.
- . *Time Series Analysis* Princeton, NJ: Princeton University Press 1994.
- Hansen, Bruce E. "Autoregressive Conditional Density Estimation" *International Economic Review*, 1994, 35, pp. 705 - 730.
- Jondeau, Eric and Rockinger, Michael "The Copula - GARCH Model of Conditional Dependencies: An International Stock Market Application" *Journal of International Money and Finance*, 2006, 25, pp. 827 - 853.
- King, Mervyn A. and Wadhvani, Sushil "Transmission of Volatility Between Stock Markets" *Review of Financial Studies*, 1990, 3, pp. 5 - 33.
- Longin, Francois and Solnik, Bruno "Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960 - 1990?" *Journal of International Money and Finance*, 1995, 14, pp. 3 - 26.
- Nelsen, Roger B. *An Introduction to Copulas* Berlin: Springer - Verlag 1999.
- Patton, Andrew. "Estimation of Copula Models for Time Series of Possibly Different Lengths" *Journal of Applied Econometrics*, 2006, 21, pp. 147 - 173.

(截稿:2009年8月 责任编辑:李元玉)