

危机传染效应的识别与度量^①

——基于改进 MIS-DCC 的分析

苏海军^{1,2}, 欧阳红兵²

(1. 招商银行博士后工作站, 深圳 518067; 2. 华中科技大学经济学院, 武汉 430074)

摘要: 论文对 MS-DCC 和 IS-DCC 提出改进, 构建了 Markov 独立转换的动态条件相关 (MIS-DCC) 分析框架, 使其兼具算法估计和传染分析的优越性, 进而考察美国次贷危机、欧洲主权债务危机在主要证券市场间的传染效应. 改进模型内生地刻画出了传染的不同区间, 避免了将考察期武断地分割为危机前、后的误区. 阐明了次贷危机、欧洲主权债务危机在当前开放市场间的传染是系统性的, 应对危机需要各国的协调配合. 证据显示美国及其他有关国家贻误了应对次贷危机的时机. 危机期市场中的信息更加复杂, 以至于市场在各机制间较为频繁地转换; 市场的条件和无条件相关可以借助机制变量进行更直观的描述.

关键词: 关联结构; Markov; 独立转换; 传染效应

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2013)08-0020-11

0 引言

经济或金融危机由于其传染效应而对金融体系有巨大的破坏性, 并常常引发经济衰退, 因此对危机传染的研究有着重要的现实意义和理论价值. 然而, 对危机传染的衡量一直是个难点, 主要是由于: 一方面, 对传染渠道、程度的认定较为困难; 另一方面, 其危害不但事先不可知, 事后也不易明确界定. 这进而使得政府或监管部门较难订出合理的应对危机的措施. 首要的问题是需要对危机及其传染的时点和存续期间进行正确识别. 对传染渠道的分析涉及危机前后的投资者行为、贸易联系、各国宏观经济模式的相似性、资本的流动性、汇率及利率市场等众多层面, 不仅直接区分这些渠道比较困难, 而且这些渠道也不可能一成不变(比如亚洲金融危机和美国次贷危机). 因此, 为了给应对未来的危机提供更有价值的参考, 本文关注危机传染的时点、区间和特征等方面的

考察.

虽然已有众多关于传染效应的研究, 但至今没有一个一致认可的传染定义. 根据世界银行的划分标准, 通常可将相关研究归入到 3 类不同的定义之下: 广义的传染, 指冲击在地区间(或市场间, 下同)的一般传递过程; 严格的传染, 指冲击在地区间的传递超出了经济的基本面和共同冲击导致的联动性所能解释的那部分, 这个定义最富争议; 更为严格的传染, 指在危机期间传导机制发生了变化. 目前, 被广泛采用的是第 3 类定义, 它的优越性, 可以参考 Forbers 和 Rigobon^[1] 以及后续的许多有关论述. 本文采用第 3 类, 文献 [1] 对传染更为严格的定义: 冲击到来时, 跨市场的关联性出现了显著增加.

在对传染的研究中, 相关系数法由于可以更加直观、准确地反映市场间的联系, 而占据着主导地位. 条件相关的分析框架脱胎于 GARCH 模型, 然而, 当从单变量向多元 GARCH 扩展时, 由于参

① 收稿日期: 2011-01-05; 修订日期: 2012-05-10.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70971051).

作者简介: 苏海军(1981—), 男, 河南尉氏人, 博士. Email: suhaijun1981@hotmail.com

数过多,难以估计.为此,Bollerslev^[2]建立了常相关系数的 GARCH 模型,将误差项的条件方差分解为标准差矩阵和常相关系数矩阵,大大提高了模型估计的效率.但是,由于存在内外部冲击,相关性恒定的假设不太合理,Engle^[3]放松了这个假设,将其中的恒定相关矩阵用动态条件相关矩阵代替,构建了动态条件相关(dynamic conditional correlation,DCC)模型.利用两步法可以方便的对模型进行估计,但 DCC 不方便考察不同状态下的关联水平. Billio 和 Caporin^[4]将机制转换引入 Engle^[3]的模型,可以分析不同状态下的关联性,但这一模型的估计比较复杂,且对冲击参数的解释也有缺陷. Pelletier^[5]也对机制转换做了考察,但他的方法不能应用于相关系数为负的情况.有关的研究还有:Chiang 等^[6]借助动态相关方法分析传染,但缺乏考察不同机制下长期关联性的优势; Frank 等^[7]、Kleimeier 等^[8]也只在传统相关系数下对 Forbers 和 Rigobon^[11]做了不同程度的扩展; Edwards 和 Rigobon^[9]、以及 Caceres 等^[10]则是分析了资本控制、汇率问题、基本面等对危机传染的影响,等等.虽然 Lee^[11]改进了 Billio 和 Caporin^[4]的算法,但他的模型丧失了考察不同状态下长期关联水平的便利性,也就缺乏分析危机传染性的优势.

就国内的有关研究来看,张锐等^[12]将 Markov 机制转换引入 EGARCH 模型来预测证券指数的波动性;吴吉林等^[13]通过在单因子模型中引入 ARCH、机制转换和跳跃,考察了银行间拆借利率;马超群等^[14]、游家兴和郑挺国^[15]等运用不含机制变量的 DCC 模型对中国和其他市场的关联性做了考察,但需要慎重运用分割样本的做法.国内其他有关传染的研究,比如,叶五一和缪柏其^[16]借助 Copula 方法分析了美国次贷危机,发现存在对中国微弱的传染;谢尚宇和周勇^[17]利用违约传染模型分析了传染率在危机传染中的影响;谢尚宇等^[18]在给定的风险因素下,对多阶段条件违约概率的期限结构进行估计,从违约角度分析危机的传染性;吴吉林和张二华^[19]借助机制转换 copula 方法分析了传染.然而,需要慎重的运用交易时间不重叠的股票市场数据,因为,中国

股市收盘时,美国当天的股市还没开盘.

从文献回顾可以发现,用相关系数来衡量传染效应,主要经历了以下几个阶段:传统相关系数、常条件相关(constant conditional correlation,CCC)、动态条件相关、含机制转换的条件相关(conditioned correlation with regime switching).但是目前对含有机制转换的条件相关的研究,国外学者所介绍的方法,要么缺乏估计优势、要么缺乏分析优势,而国内还没有基于机制转换 DCC 方法来研究传染的文献.

对于相关系数框架下的传染分析,本文认为,需要更加合理地纳入机制变量来分析市场在不同机制下的表现.为简化模型的算法、并突出其对冲击和传染的分析优势,本文改进了有关模型,将机制变量、隐 Markov 转换、动态条件相关纳入其中.本文的工作在于:扩展了 Engle^[3]的 DCC 模型,对 MS-DCC 和 IS-DCC 模型做了改进;基于隐 Markov 转换的方法,可以避免对样本的武断分割,使模型更客观地刻画现实市场的表现;对不同机制下市场间长期关联水平的考察比 DCC 结构下的分析更为直观;清晰地刻画出了传染出现的若干区间,因为并非危机事件后的每一时刻都有传染发生,这能够为及早地发现市场运行中的问题、及时地采取有效应对措施提供借鉴.

1 模型的改进及算法

1.1 模型改进合理性分析

基于传染的定义,需要对市场间的关联结构进行考察.由于市场间的相关系数很难保持恒定,Engle^[3]在 Bollerslev^[2]的基础上提出了 DCC 模型以考察市场间的动态相关特征,其设定如下

$$\begin{cases} y_t = \mu + \varphi y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \\ H_t = D_t R_t D_t \\ Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha \eta_{t-1} \eta_{t-1}^T + \beta Q_{t-1} \\ Q_t^* = \text{diag}(\sqrt{q_{11,t}}, \sqrt{q_{22,t}}, \dots, \sqrt{q_{kk,t}}) \\ R_t = (Q_t^*)^{-1} Q_t (Q_t^*)^{-1} \end{cases} \quad (1)$$

式中 $y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{k,t})^T$ 为 k 个资产的收益率

向量; $\mu, \varphi, \varepsilon_t$ 分别为对应的均值、滞后项系数、扰动项向量; ψ_{t-1} 代表 t 时刻之前所有收益的信息集; \bar{Q} 代表无条件(长期)相关系数矩阵; $\eta_t = D_t^{-1} \varepsilon_t$ 是标准化残差向量 $D_t = \text{diag}(\sigma_{1t}, \sigma_{2t}, \dots, \sigma_{kt})$ 为对角化的条件标准差矩阵,其元素来自于每个资产序列的单变量 GARCH 过程; q_{ii} 是 Q_t 对角线上的元素; R_t 为动态条件相关系数矩阵。

DCC 的优越之处在于可以借助两阶段拟极大似然方法(two-stage quasi maximum likelihood),有效地避免估计过程中的“维数灾难”问题,这样得到的参数同样具有良好的性质^[3]。DCC 的对数似然函数可以表示为

$$\text{Log}L(Y) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + \log |H_t| + \varepsilon_t^T H_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (2)$$

由于 $H_t = D_t R_t D_t$ 将上式化简,并忽略似然函数中的常数项,则有

$$\text{Log}L(Y) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (2 \log |D_t| + \log |R_t| + \varepsilon_t^T D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (3)$$

因此,在第 1 阶段中,将相关系数矩阵 R_t 以单位阵代替,就可以方便地通过单变量 GARCH 模型获得各收益序列的条件方差。基于第 1 阶段估计得到的条件方差,在第 2 阶段中估计 Q_t 方程中的参数,即

$$\text{Log}L(Y | D_t) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\log |R_t| + \eta_t^T R_t^{-1} \eta_t) \quad (4)$$

然而,DCC 对长期关联性不变的设定不太合理,不便于考察可能存在的结构变化,为此,Billio 和 Caporin^[4] 建立了基于 Markov 转换的 DCC(Markov switching DCC,MS-DCC) 模型,只在相关系数中引入机制变量,他们将 DCC 中的 Q_t 方程改写为

$$Q_t^{ij} = [1 - \alpha_j - \beta_j] \bar{Q}^i + \alpha_j \eta_{t-1} \eta_{t-1}^T + \beta_j Q_{t-1}^i, \quad i, j = 1, \dots, S \quad (5)$$

式中 i, j 代表机制变量。此时,式(1)中的 Q_t^* 和 R_t 也相应的转换为 Q_t^{*ij} 和 R_t^{ij} 。

但是,一方面,MS-DCC 对式(5)的设定导致算法的工作量太大,因为需要同时考虑前一期的机制 i 以及当期的机制 j ,这涉及前后两个时点的

联合机制的演进过程。可以改进这种求解 Markov 模型的“路径依赖”(path-dependency)方法,对于式(5)的左右两边,当仅考虑当前时点机制所处的状态的时候(见式(8)),就可以借助预测概率来减轻算法的负担(见“算法实现”部分);另一方面,他们对冲击量化的分析也不太方便,比如,若式(1)中的 β 系数小于 1,则其 Q_t 方程经递归迭代可以表示为

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) (1 - \beta)^{-1} \bar{Q} + \alpha \sum_{i=1}^{\infty} \beta^{i-1} \eta_{t-i} \eta_{t-i}^T \quad (6)$$

式中 α 反映了单位冲击对下一期 Q 的影响程度; β 则是对应于 Q 的惯性或记忆参数,而单位冲击对未来 Q 的总影响则是 $\alpha(1 - \beta)^{-1}$ 。但是,在 MS-DCC 中,即使某一机制下 α 等于 0,而由于其算法过程中的“路径依赖”,单位冲击也仍然可能对下一期的 Q 产生影响。

为解决上述问题, Lee^[11] 借助 Hass 等^[20] 的方法将机制的独立转换引入动态条件相关分析(independent switching DCC,IS-DCC),对 Q_t 方程重新设定为

$$Q_t(s_t = i) = (1 - \alpha_i - \beta_i) \bar{Q} + \alpha_i \eta_{t-1} \eta_{t-1}^T + \beta_i Q_{t-1}(s_t = i) \quad (7)$$

式中 $s_t = i$ 对应于之前的机制变量。这样,既降低了算法的复杂性,对 α 参数的解释也更合理。但是,这一设定却不便考察不同机制下的长期关联水平,也就难以用于对传染的分析。为使模型兼备算法估计和传染分析的优越性,本文提出如下的改进

$$Q_t(s_t = i) = (1 - \alpha_i - \beta_i) \bar{Q}^i + \alpha_i \eta_{t-1} \eta_{t-1}^T + \beta_i Q_{t-1}(s_t = i) \quad (8)$$

并且,由于只在相关性的考察中引入机制变量,也就同样可以借助 Engle^[3] 对 DCC 模型的两阶段估计法。结合前述分析可以发现,改进后的模型易于估计和便于传染分析,同时,冲击对相关动态的量化分析也准确、方便。将改进后的模型简记为 MIS-DCC(Markov independent switching DCC)。

1.2 MIS-DCC 的算法实现

为实现模型的估计,第 1 阶段,从单变量 GARCH 模型中获得条件方差;第 2 阶段,借助 Hamilton^[21] 滤波,考察两个机制(机制 1 和 2)的

情形. 对于机制 1 和 2 所代表的状态, 由于隐 Markov 转换是种自动识别方法, 将根据估计的结果来进行判断, 而不做事先的指定. MIS-DCC 的算法如下.

1) 基于滤波概率 $\hat{\xi}_{t-1|t-1}$, 计算预测概率

$$\hat{\xi}_{t|t-1} = P \hat{\xi}_{t-1|t-1} \quad (9)$$

式中

$$\hat{\xi}_{t|t-1} = \begin{bmatrix} \Pr(s_t = 1 | \psi_{t-1}) \\ \Pr(s_t = 2 | \psi_{t-1}) \end{bmatrix},$$

$$\hat{\xi}_{t-1|t-1} = \begin{bmatrix} \Pr(s_{t-1} = 1 | \psi_{t-1}) \\ \Pr(s_{t-1} = 2 | \psi_{t-1}) \end{bmatrix}$$

其中 \Pr 代表概率, P 为服从一阶 Markov 链的转移概率矩阵, 满足无后效性, 即

$$\Pr\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = n, \dots\} = \Pr\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = p_{ij} \quad (10)$$

各时点的机制 $j, n, \dots = 1, 2, p_{ij}$ 为机制间的转移概率, 且对每一列 i 都有 $p_{i1} + p_{i2} = 1$. 转移概率矩阵如下

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (11)$$

为实现模型的估计, 必须给出初始滤波的值, 可以令 $\hat{\xi}_{0|0} = [1/2 \quad 1/2]^T$, 也可以根据 Hamilton^[21] 的建议令其等于无条件概率

$$\hat{\xi}_{0|0} = \begin{bmatrix} \frac{1-p_{22}}{2-p_{11}-p_{22}} & \frac{1-p_{11}}{2-p_{11}-p_{22}} \end{bmatrix}^T \quad (12)$$

2) 根据 MIS-DCC 的设定, 计算协方差矩阵, 进而获得机制依赖的条件密度函数为

$$\begin{cases} Q_i(s_t = i) = (1 - \alpha_i - \beta_i) \bar{Q}^i + \alpha_i \eta_{t-1} \eta_{t-1}^T + \beta_i Q_{t-1}(s_t = i) \\ R_i(i) = \text{diag}\{Q_i(i)\}^{-1/2} Q_i(i) \times \text{diag}\{Q_i(i)\}^{-1/2}, i = 1, 2 \\ H_i(i) = D_i R_i(i) D_i \\ f(Y_t | s_t = i, \psi_{t-1}) = \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2} \epsilon_t^T H_i^{-1}(i) \epsilon_t\right\}}{(2\pi)^{k/2} |H_i(i)|^{1/2}} \end{cases} \quad (13)$$

则 Y_t 基于机制的条件密度函数向量为

$$\zeta_t = \begin{bmatrix} f(Y_t | s_t = 1, \psi_{t-1}) \\ f(Y_t | s_t = 2, \psi_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (14)$$

3) 根据第 1) 步的预测概率和第 2) 步的机制依赖的条件密度函数, 计算不依赖机制的条件密度函数

$$f(Y_t | \psi_{t-1}) = \mathbf{1}^T (\hat{\xi}_{t|t-1} \circ \zeta_t) \quad (15)$$

其中“ $\mathbf{1}$ ”为元素均为 1 的列向量, “ \circ ”代表对应元素相乘.

4) 基于第 3) 步的不依赖机制的条件密度函数, 对第 1) 步的滤波概率进行更新

$$\hat{\xi}_{t|t} = \frac{\hat{\xi}_{t|t-1} \circ \zeta_t}{\mathbf{1}^T (\hat{\xi}_{t|t-1} \circ \zeta_t)} \quad (16)$$

5) 更新滤波概率之后, 重复第 1) — 4) 步的迭代直到样本结束. 而作为滤波迭代的副产品, 获得似然函数如下

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log(\mathbf{1}^T (\hat{\xi}_{t|t-1} \circ \zeta_t)) \quad (17)$$

然后, 对于样本期内的每一时刻, 可以基于全样本的信息对机制所处的状态进行推断, 称其为平滑概率 (smoothed probability), 这对于传染的分析也至关重要. 根据 Kim^[22] 的算法, 平滑概率的计算为

$$\hat{\xi}_{t|T} = \hat{\xi}_{t|t} \circ \{P^T [\hat{\xi}_{t+1|T} (\div) \hat{\xi}_{t-1|t}]\} \quad (18)$$

式中 T 代表全样本信息; (\div) 代表元素对元素的除法. 因此, 为计算每一时点的平滑概率, 需要从迭代中最后一个时点的滤波概率依次倒推获得.

2 实证分析

2.1 样本及其预处理

样本区间为 2005-05-09 ~ 2010-10-29, 即从股权分置改革正式实施截止到研究时所搜集到的数据. 期间爆发了美国次贷危机、以及之后的欧洲主权债务危机. 指标为上证综指 (SZ)、伦敦金融时报 100 指数 (FTSE)、香港恒生指数 (HS)、日经 225 指数 (NIKK)、标准普尔 500 指数 (SP) 的日收盘价. 数据来自于 Wind 资讯数据库. 对各市场间由于节假日不同而缺失的数据, 以收益率 0 代替, 这有利于避免谬误相关、且可以保留所有时

点的样本^[4],而不至于遗漏掉其他市场的交易数据.由于各市场交易时间不同步,使得以日历时间为基础的这些指标无法直接同时使用,因此,借鉴文献[1]和[4]所采用的方法,对各市场指数计算两日移动平均的对数收益率,最终有1425个观测值.

为过滤收益序列的异方差,并考虑冲击的非对称效应,利用非对称的GJR-GARCH来拟合每一指数序列^[23],其波动方程如下

$$\sigma_t^2 = \lambda_0 + \lambda_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_2 \varepsilon_{t-1}^2 I(\varepsilon_{t-1} < 0) + \lambda_3 \sigma_{t-1}^2 \quad (19)$$

式中 I 为虚拟变量,当 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 时 I 为1,否则为0.而对于GJR-GARCH模型均值方程中滞后阶数的选择,一方面证券市场最为接近于金融理论中的有效市场,滞后阶数不可能太长;另一方面根据AIC、SIC信息准则的值以及国内外已有的研究结论,将均值方程的滞后阶数选为1.但由于均值方程只是本文的过渡部分,不构成分析的重点,并不给出其结果,而仅将波动方程的估计结果列于表1.

表1 GJR-GARCH的参数估计

Table 1 Estimation to parameters of the GJR-GARCH model

参数	λ_0	λ_1	λ_2	λ_3
SZ	0.076 9 (0.012 6)	0.134 8 (0.020 9)	0.080 5 (0.024 7)	0.787 9 (0.016 2)
FTSE	0.009 3 (0.002 1)	0.038 4 (0.019 9)	0.172 5 (0.026 3)	0.860 9 (0.016 4)
HS	0.015 2 (0.004 1)	0.085 6 (0.019 8)	0.075 8 (0.022 7)	0.864 8 (0.015 5)
NIKK	0.119 5 (0.024 0)	0.058 2 (0.019 6)	0.149 4 (0.025 9)	0.834 5 (0.020 2)
SP	0.007 7 (0.001 4)	0.004 4 (0.016 1)	0.179 6 (0.024 6)	0.888 9 (0.014 7)

注:括号内为标准误.

从表1可以看出:5个指数波动方程中非对称冲击的影响都是显著的,这一结果与国内外众多的研究结论一致;除美股的ARCH效应不显著外,其他股市均存在ARCH效应;各股市的GARCH效应都是显著的,这表明了收益波动的集聚性.

2.2 冲击的动态影响分析

基于方差过滤后的序列,估计DCC和MIS-DCC对应于二者的对数极大似然函数值分别

为-8880和-8821.9,改进模型的似然值较大.

表2给出了DCC和MIS-DCC的 α 和 β 参数的估计结果. α 代表了市场冲击对相关动态的影响,从DCC估计结果来看,单位冲击对下一期相关动态的影响约为0.11,而对未来相关动态的总影响约为0.25.而从MIS-DCC的估计结果来看,对于机制1和2,单位冲击对下一期相关动态的影响分别约为0.14和0.08,而对未来相关动态的总影响则分别约为0.21和0.37.即,机制2下的冲击对未来相关动态的总影响比机制1约高出16个百分点,比不考虑机制变量的DCC约高出12个百分点.机制2的冲击总影响更强,但并非总是如此,DCC模型下冲击对相关动态的影响既可能高于、也可能低于各机制的表现,这主要是由于DCC无法对不同机制下的表现作出区分.

表2 DCC和MIS-DCC参数估计

Table 2 Estimation to parameters of the DCC and MIS-DCC models

模型	参数	估计值	标准误 / 10^{-4}
DCC	α	0.112 4	0.145 0
	β	0.531 6	0.496 5
MIS-DCC 机制1	α	0.140 5	0.005 5
	β	0.345 1	0.344 7
MIS-DCC 机制2	α	0.079 6	0.016 4
	β	0.783 9	0.025 3

对于MIS-DCC,其 \bar{Q}_i^T 可以看作是长期关系矩阵,而 $\eta_{t-1} \eta_{t-1}^T$ 和 $Q_{t-i}(i)$ 则是对偏离长期关系的一种短期调整,调整速度取决于 α 和 β 参数.当某一市场冲击到来时,会使得其他市场受到波及,导致相关性增加,这主要是由于在政府可能采取的应对措施、政策调节的有效性、市场参与者各方的行为等方面都存在较大的不确定性,而一旦市场识别出了干扰信息并将其过滤掉,市场间的关联性将逐渐回复到其长期水平;当然,相关性增加也可能来自经济的基本面所发生的变化.更为具体的分析需要结合后文的平滑概率和长期相关矩阵来考察.

2.3 动态条件相关的对比分析

基于DCC和MIS-DCC,图1描绘了上证综指和标普500指数的动态条件相关系数,这为传染分析提供了初步的参考.

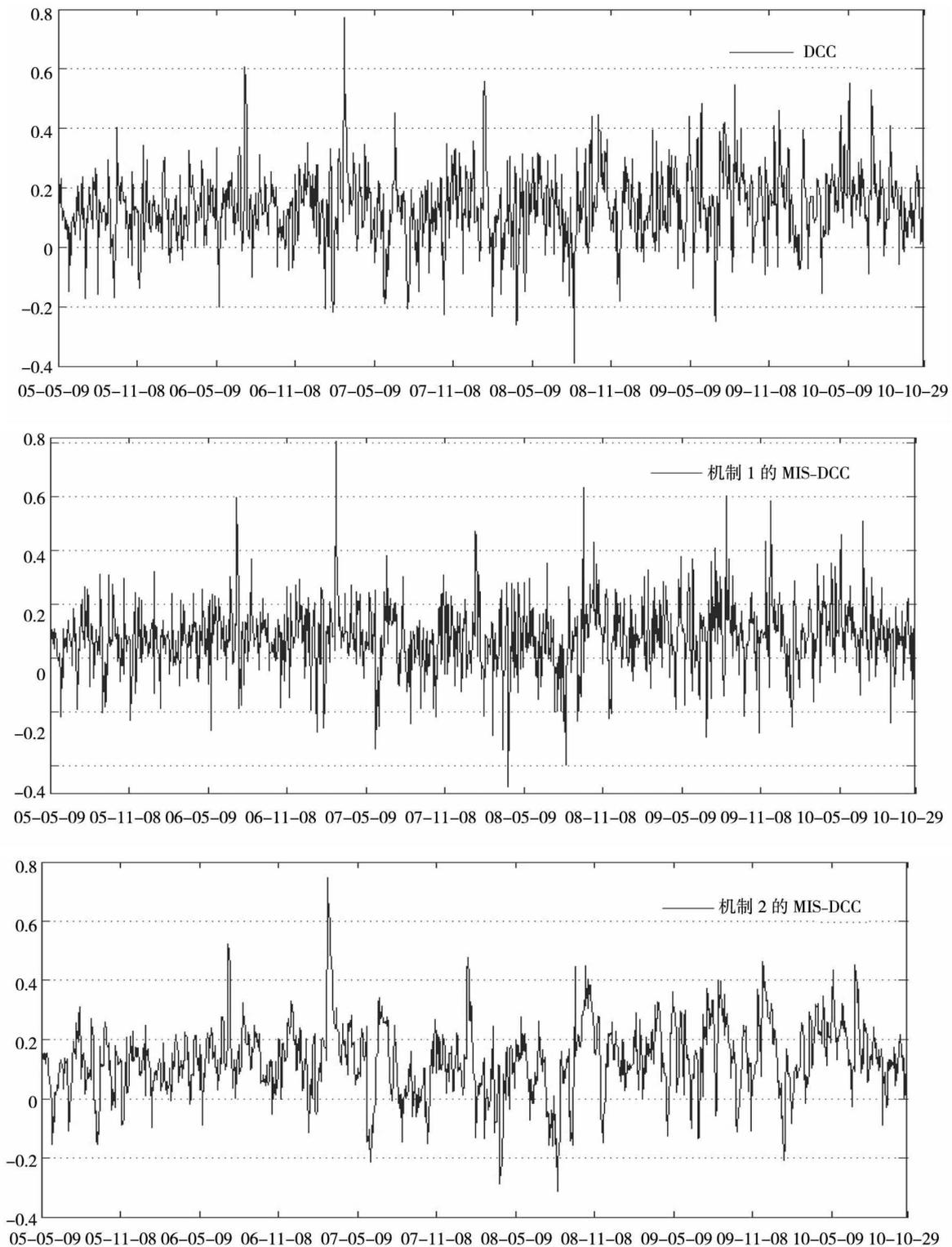


图 1 SZ 和 SP 基于 DCC 和 MIS-DCC 的动态条件相关系数

Fig 1 Coefficients between SZ and SP based on the DCC and MIS-DCC models

图 1 表明,虽然在 DCC 和 MIS-DCC 两个机制下,动态条件相关系数主要聚集的区间和波动的幅度有所差别,但是在整个考察的区间内,它们的

波动模式却是一致的.而 MIS-DCC 将市场分为两种机制下的表现,提供了更为直观的分析视角.中美股市基于 DCC 和 MIS-DCC 两个机制下估计

的动态条件相关系数基本上都集中在区间 $(-0.2, 0.4)$ 。但 MIS-DCC 机制 1 和 2 的动态条件相关系数分别表现出更为集中和更为分散的特点。对于其他 9 对指数间的动态条件相关系数, 可以采用相同的方法进行考察, 会得到类似的分析结论, 不再赘述。虽然对 3 个动态条件相关图的小区间(比如 2006 年 6 月份左右、2007 年 2 月份左右等等) 进行比较分析, 也能为传染时点和特征的考察提供一些启示, 但更为精确的分析将需要借助后文的平滑概率以及市场间的长期关联水平来考察。

2.4 平滑概率分析

平滑概率基于全样本的信息, 从更全面的角

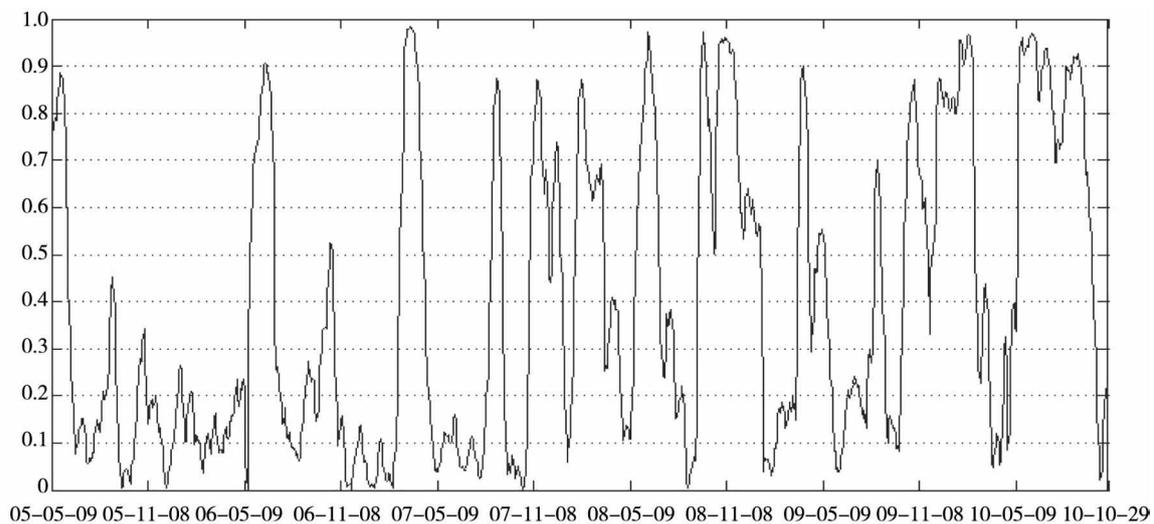


图2 MIS-DCC 处于机制 2 的平滑概率

Fig 2 Smoothed probability from regime-2 of the MIS-DCC model

2007 年 2 月份, 美国最大次贷公司减少放贷、第 2 大次级抵押贷款公司发布盈利预警、汇丰控股为在美次级房贷业务增 18 亿美元坏账准备等等, 美国次贷危机开始浮出水面。在 2007 年 2 月到 3 月份之间, 机制 2 重新处于支配地位。但此时的问题还主要集中在美国的次贷市场, 危机的严重性还没有充分的显现, 市场的关联水平再次回调。

直到 2007 年 8 月份, 贝尔斯登、巴黎银行、沃尔玛、家得宝等等对次贷投资重大损失被披露; 金属原油期货和黄金现货等大幅跳水; 美联储、欧洲央行、澳联储、日本央行等多次对金融系统大额注资, 次贷危机全面爆发。从 2007 年 8 月份, 机制 2 重新处于支配地位, 虽然也经过几次回调, 但是直

度刻画了每一时刻市场处于各机制的概率, 从中可以获悉某一机制在何时处于主导地位、以及向其他机制转换的路径。本部分对机制 2(高相关状态, 见表 5) 的平滑概率进行分析(图 2)。

从 2004 年 6 月到 2006 年 6 月, 美联储在两年时间内连续 17 次加息, 将联邦基金利率从 1% 提高到 5.25%, 这大大增加了购房者的还贷负担, 而同年美国房地产市场大幅降温。到 2006 年 8 月, 美国房地产开工指数同比下降 40%。可以发现, 从 2006 年 5 月初开始, 机制 2 处于支配地位, 并持续到 7 月份, 次贷市场所面临的压力引起了证券市场关联水平的上升, 但此时的市场还没有充分认识到问题的严重性, 市场的关联水平开始回调。

到 2009 年初, 机制 2 基本都占主导地位。而且, 从 2009 年末直到样本结束, 基本是机制 2 主导着市场的运行, 正是从 2009 年底开始, 欧洲爆发了主权债务危机。也就是说, 在没有明确的证据表明市场是否走出了美国次贷危机的影响的时候, 欧洲主权债务危机的到来又使得市场的关联水平上升。至于这些关联水平的上升是否表明存在危机的传染, 则需要借助后文对相关性是否有显著的增加来进行检验。

应该注意的是, 虽然危机较为严重的时候, 基本是市场的高相关处于主导地位, 但各机制之间还是有较为频繁的转换, 这主要是由于: 一方面, 随着问题的逐渐暴露, 政府应对危机的措施也在

不断地调整,而在对危机的严重程度、政策调节的效果、以及市场预期等方面的认识上都有比较大的不确定性;另一方面,市场参与各方既可能由于冲击所带来的恐慌而产生羊群效应,也可能会基于各自所掌握的信息而形成对市场的不同认识,这些因素共同造成了机制间的转换。机制间的频繁转换给经济的平稳运行带来了较多的不确定性,因此,如果政府能够依据一定的规则出台调节措施,那么对稳定市场预期、提升投资者信心、进而更好地应对危机将是有帮助的。

2.5 机制持续性及传染显著性分析

表 3 的转移概率矩阵表明,每一机制都是高度持续的,机制 1(低相关状态)和 2(高相关状态)的平均持续期分别约为 32 和 15 个交易日,即低相关的持续时间约为高相关的两倍。这从一个侧面表明危机期市场的干扰信息较多、需要不断修正对各方面信息的识别,以至于市场被过多的干扰而更多地偏离其长期关系,导致过滤后更频繁的向长期关系进行调整。这与平滑概率所揭示的含义是一致的。

表 3 转移概率矩阵

Table 3 Transition probability matrix

机制	1	2
1	0.968 7(0.018 8)	0.066 3
2	0.031 3	0.933 7(0.058 4)

注: 括号内数字为标准误 / 10^{-4} 。

表 4 和表 5 分别为基于 DCC 和 MIS-DCC 的无条件相关系数矩阵,两机制下的相关系数都是高度显著的。基于中国与香港经济间的密切关系,这对市场在两个机制下的长期关联性明显高于中国与其他经济体间的关联程度。类似地,其他市场间的长期关联性也都具备符合市场表现的良好解释力,不再赘述。为考察机制 2(高相关状态)是否比机制 1(低相关状态)的相关系数有显著增加,可通过对不同机制下各市场间的相关系数进行 Fisher 转换来检验。Fisher 转换主要是为了保证相关系数的渐近正态性。比如,选取两机制下差别最小的一对股市(中美)的相关系数,对其机制 1 和 2 下的相关系数进行 Fisher 转换后分别约为 0.078 9 和 0.154 8;假设机制 2 比机制 1 下的相关系数大,从而获得检验统计量的值为 2.03。

因此,当从机制 1 向机制 2 转换时,相关系数的增加是显著的,并且这种转换表明跨市场的关联结构发生了不连续的变化,将其与前面对平滑概率的分析结合起来,说明了存在危机的传染性。对其他各对相关系数可以采用相同的方法进行检验,本文发现机制 2 都显著高于机制 1 下的相关系数,不再赘述。这也表明,美国次贷危机、欧洲主权债务危机的传染是系统性的,大的冲击到来时,任一开放的市场都很难独善其身。

表 4 DCC 的无条件相关矩阵

Table 4 Unconditional correlation matrix of the DCC model

指标	SZ	FTSE	HS	NIKK	SP
SZ	1				
FTSE	0.200 5	1			
HS	0.411 0	0.595 5	1		
NIKK	0.239 7	0.569 2	0.695 2	1	
SP	0.137 9	0.740 2	0.454 6	0.395 9	1

表 5 MIS-DCC 各机制下的无条件相关矩阵

Table 5 Unconditional correlation matrices from different regimes of the MIS-DCC model

指标	SZ	FTSE	HS	NIKK	SP
	机制 1				
SZ	1				
FTSE	0.029 8 (0.012 5)	1			
HS	0.202 6 (0.050 1)	0.481 4 (0.011 7)	1		
NIKK	0.079 1 (0.074 1)	0.448 3 (0.010 9)	0.575 5 (0.060 0)	1	
SP	0.078 7 (0.006 2)	0.629 2 (0.021 0)	0.298 2 (0.048 2)	0.266 7 (0.044 4)	1
机制 2					
SZ	1				
FTSE	0.246 8 (0.101 7)	1			
HS	0.473 5 (0.062 9)	0.610 2 (0.195 5)	1		
NIKK	0.283 8 (0.037 9)	0.589 3 (0.198 8)	0.715 2 (0.308 5)	1	
SP	0.153 6 (0.110 1)	0.754 5 (0.182 4)	0.471 2 (0.067 8)	0.415 0 (0.074 2)	1

注: 括号内数字为标准误 / 10^{-4} 。

伴随着经济的全球化,各国的经济、金融联系在不断地增强,一个开放的市场很难在危机面前置身事外,较严重的危机将很容易在开放市场间演变为系统性风险,应对危机就需要各国政策间的协调配合,否则效果将大打折扣。从各国国内来说,则需要建立一套危机传染的监控机制,及时跟踪和估计主要经济体的市场变化对本国的影响,并尽早制订防治措施,从而将危机的影响有效地降低。

3 结束语

通过对 MS-DCC 以及 IS-DCC 模型进行改进,本文构建的 MIS-DCC 兼备了算法估计的简便性和传染分析的优越性。

第 1 MIS-DCC 扩展了 Engle^[3] 的 DCC 模型,隐 Markov 转换的方法内生识别出了危机传染存续的每个区间,这有效地避免了对样本进行武断分割的做法。危机期间,虽然是高相关机制主导着市场的运行,但其与低相关机制也有较为频繁的转换,这源于在危机的严重程度、政策调节的效果、市场参与者的行为等方面都有很大的不确定性。因此,如果政府应对危机的措施可以遵循一定

的规则,那么将有利于稳定市场预期、提升投资者的信心。

第 2 平滑概率不仅仅是对市场运行的客观再现,本文发现美国及其他有关国家贻误了应对次贷危机的时机,因为有证据显示美国的次贷市场在 2006 年第 2 季度已经出现了问题,而各国在 2007 年才陆续出台相关的救市措施。因此,有必要建立监测相关市场风险的机制,及早地对市场可能出现的问题进行防范,以便更有效地应对危机。

第 3 美国次贷危机、欧洲主权债务危机在所考察证券市场间的传染是系统性的,有效地应对危机就需要各国政策间的协调配合,否则效果将大打折扣。因此,在市场开放的过程中,既需注重与他国的合作,也有必要建立一定的监管机制,以有效地阻断或降低不利冲击对本国经济的影响。

第 4 本文考察的是证券市场,这主要是基于传染时点研究的重要性。因为证券市场最为接近于金融理论中的有效市场,它对信息的反应最为迅速,因此,一旦在证券市场发现了危机的信号,就需要进一步分析对实体经济可能造成的影响,并及早的采取应对措施,以有效地降低危机可能造成的冲击。

参考文献:

- [1]Forbes K J, Rigobon R. No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements[J]. The Journal of Finance, 2002, 57(5): 2223 - 2261.
- [2]Bollerslev T. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model[J]. Reviews of Economics and Statistics, 1990, 72(3): 498 - 505.
- [3]Engle R F. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20(3): 339 - 350.
- [4]Billio M, Caporin M. Multivariate Markov switching dynamic conditional correlation GARCH representations for contagion analysis[J]. Statistical Methods & Applications, 2005, 14(2): 145 - 161.
- [5]Pelletier D. Regime switching for dynamic correlations[J]. Journal of Econometrics, 2006, 131(2): 445 - 473.
- [6]Chiang T C, Jeon B N, Li H. Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets[J]. Journal of International Money and Finance, 2007, 26(7): 1206 - 1228.
- [7]Frank N, Gonzalez-Hermosillo B, Hesse H. Transmission of Liquidity Shocks: Evidence from the 2007 Subprime Crisis [R]. International Monetary Fund, 2008.
- [8]Kleimeier S, Lehnert T, Verschoor W FC. Measuring financial contagion using time-aligned data: The importance of the

- speed of transmission of shocks [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2008, 70(4): 493–508.
- [9] Edwards S, Rigobon R. Capital controls on inflows, exchange rate volatility and external vulnerability [J]. *Journal of International Economics*, 2009, 78(2): 256–267.
- [10] Caceres C, Guzzo V, Segoviano M A. Sovereign Spreads: Global Risk Aversion, Contagion or Fundamentals [R]. *International Monetary Fund*, 2010.
- [11] Lee H T. Regime switching correlation hedging [J]. *Journal of Banking & Finance*. 2010, 34(11): 2728–2741.
- [12] 张锐, 魏宇, 金炜东. 基于 MRS-EGARCH 模型的沪深 300 指数波动预测 [J], *系统工程学报*, 2011, 26(5): 628–635.
- Zhang Rui, Wei Yu, Jin Weidong. HS300 index volatility forecast based on Markov regime switching EGARCH model [J]. *Journal of System Engineering*, 2011, 26(5): 628–635. (in Chinese)
- [13] 吴吉林, 张二华, 原鹏飞. 我国银行间同业拆借利率的动态研究——基于跳跃-扩散-机制转换模型的实证分析 [J]. *管理科学学报*, 2011, 14(11): 33–41.
- Wu Jilin, Zhang Erhua, Yuan Pengfei. Study on dynamic behavior of Chinese interbank offered rate: The empirical analysis based on jump-diffusion-regime switching model [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2011, 14(11): 33–41. (in Chinese)
- [14] 马超群, 杨密, 余升翔, 等. 美国次贷危机的传染机制及其对中国金融经济的影响 [J]. *管理评论*, 2009, 21(2): 13–20.
- Ma Chaoqun, Yang Mi, She Shengxiang, et al. Infection mechanism of sub-prime mortgage crisis and its effects on the economy and finance of China [J]. *Management Review*, 2009, 21(2): 13–20. (in Chinese)
- [15] 游家兴, 郑挺国. 中国与世界金融市场从分割走向整合 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, (12): 96–108.
- You Jiaying, Zheng Tingguo. Financial liberalization of China: From segmented market to integrated market [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2009, (12): 96–108. (in Chinese)
- [16] 叶五一, 缪柏其. 基于 Copula 变点检测的美国次级债金融危机传染分析 [J]. *中国管理科学*, 2009, 17(3): 1–7.
- Ye Wuyi, Miu Baiqi. Analysis of sub-prime loan crisis contagion based on change point testing method of copula [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2009, 17(3): 1–7. (in Chinese)
- [17] 谢尚宇, 周勇. 次贷危机中的传染机制研究和策略分析 [J]. *管理评论*, 2009, 21(2): 121–128.
- Xie Shangyu, Zhou Yong. Studies of defaults contagion mechanism under sub-prime crisis and strategies analysis [J]. *Management Review*, 2009, 21(2): 121–128. (in Chinese)
- [18] 谢尚宇, 汪寿阳, 周勇. 金融危机下带传染效应的违约预报 [J]. *管理科学学报*, 2011, 14(1): 1–12.
- Xie Shangyu, Wang Shouyang, Zhou Yong. Default prediction with credit contagion under financial crisis [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2011, 14(1): 1–12. (in Chinese)
- [19] 吴吉林, 张二华. 次贷危机、市场风险与股市间相依性 [J]. *世界经济*, 2010, (3): 95–108.
- Wu Jilin, Zhang Erhua. Subprime mortgage crisis, market risk and interdependence between stock markets [J]. *The Journal of World Economy*, 2010, (3): 95–108. (in Chinese)
- [20] Hass M, Mittnik S, Paolella M S. A new approach to Markov-Switching GARCH methods [J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2004, 2(4): 493–530.
- [21] Hamilton J D. *Time Series Analysis* [M]. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- [22] Kim C. Dynamic linear models with Markov switching [J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 60(1): 1–22.
- [23] Glosten L R, Jagannathan R, Runkle D E. On the relation between the expected value and volatility of nominal excess returns on stocks [J]. *Journal of Finance*, 1993, 48(5): 1779–1801.

Identification and measurement of contagion effects of the crises: Based on improved Markov independent switching dynamic conditional correlation model analysis

SU Hai-jun^{1 2}, *OUYANG Hong-bing*²

1. Postdoctoral Workstation, China Merchants Bank, Shenzhen 518067, China;
2. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China

Abstract: Based on Markov switching dynamic conditional correlation (MS-DCC) and independent switching DCC (IS-DCC) models, we construct a Markov independent switching DCC (MIS-DCC) model which has the advantage to be estimated and analyzed accurately. Then we investigate the contagion effects among five major stock markets from the American subprime mortgage crisis to European sovereign debt crisis. We find that, firstly, our model endogenously characterizes different intervals of the contagion, which effectively avoids the shortcoming that divides the whole sample into pre-crisis and post-crisis period arbitrarily. Secondly, we find it is necessary for countries to cooperate with each other to respond to crises since American subprime mortgage crisis and European sovereign crisis evolve into a systemic risk. Thirdly, there is the evidence that America and other relevant countries miss the time to respond to the American subprime mortgage crisis. Fourthly, we find more complex information in period of the crisis, which results to frequently switch between different regimes of the market. Finally, both conditional and unconditional correlations can be described intuitively by regime variables.

Key words: correlation structure; Markov; independent switching; contagion effects