

金融危机以来国内金融市场风险传导机制研究

——基于偏 t -APARCH 模型的实证分析

蔡则祥,曹源芳

(南京审计学院 金融学院,江苏 南京 211815)

[摘要] 基于金融市场波动有偏、尖峰、厚尾的特征,利用有偏 t 分布 APARCH 模型和 Granger 因果关系检验,对我国债券市场、股票市场、外汇市场和货币市场之间的风险传导问题进行考察。研究结果显示:在上涨和下跌阶段,各金融市场的风险传导能力具有个体差异;债券市场、股票市场和货币市场在上涨和下跌阶段具有非常强烈的风险传导能力;外汇市场在上涨阶段对其他市场不具有显著的风险传导能力,而在下跌阶段,对所有市场均具有风险传导能力;从整体上看,我国金融市场在下跌阶段的风险传导能力要强于上涨阶段的风险传导能力。

[关键词] 金融市场风险传导;市场波动;金融风险管理;金融危机;金融改革;金融国际化;次贷危机

[中图分类号] F830.99 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2014)05-0088-09

2007年爆发的次贷危机演变成全球金融危机之后,其巨大的破坏性已经对世界经济产生了严重的冲击。这期间,各国虽然采取了许多应对措施,但本次全球金融危机持续时间较长,不仅重创了全球金融体系,造成全球金融市场信心丧失、金融秩序遭受破坏,而且重挫实体经济,使不少经济体出现了持续的低增长甚至负增长,形成全球经济由繁荣走向衰退的大拐点。当前,拖累经济复苏的因素不但没有减少,反而其不确定因素在不断增加,如欧债危机仍然没有完全消退、美国等国家量化宽松的货币政策正经受着如何“退出”的实践考验问题。因此,全球经济复苏依然困难与缓慢,复苏已经注定是一个长期、缓慢而痛苦的过程。西方学者据此普遍认为,自2009年以来,全球经济状况没有完全好转,且开始进入“非常态”时期的后危机时代。

作为世界金融体系中的重要一员,中国也无法在金融危机的漩涡中独善其身。随着金融体制改革的深入以及金融市场的快速发展,在日益开放的国民经济体系中,金融风险对我国经济发展的威胁也越来越大。虽然,我们较成功地抵御了金融危机的深度冲击、保持了经济相对稳定增长,但仍然不足以说明国内各金融市场是稳健运行的,因为在金融危机的背景下,中国所特有的政策搭配方式、金融体系特质以及金融机构风险管理能力使我国金融市场之间的风险传导效应存在独特的规律。因此,深入考察国内各金融市场之间的风险传导规律,探讨金融市场风险传导的异质性,对于有效防范金融风险、保持经济、金融的健康稳步发展具有重要意义。

一、文献回顾与述评

自20世纪80年代以来,伴随着金融自由化、金融国际化的推进,金融危机的爆发变得更加频繁,危害也是一次比一次大。金融危机过程中,由于金融资源在各金融市场之间具有高度流动性,使得金融风险在各金融市场之间存在一定的传导效应。因而,危机的出现是一个全局性的系统性问题,而不

[收稿日期] 2014-01-10

[基金项目] 江苏省高校哲学社会科学研究重大项目(2011ZDAXM020);江苏省高校哲学社会科学重点研究基地重大项目(2010JDXM021);江苏省高校哲学社会科学基金项目(2013SJB790038)

[作者简介] 蔡则祥(1958—),男,江苏新沂人,南京审计学院教务处处长,教授,博士,硕士生导师,从事金融理论与金融政策、区域金融与金融风险研究;曹源芳(1974—),男,江西赣州人,南京审计学院银行研究所所长、副教授,从事商业银行、区域金融与金融风险研究。

是某一金融市场或者某一国金融市场的问题。由此,人们逐渐认识到深入研究金融市场之间金融风险传导效应的重要性,相关研究也由此展开并逐渐成为理论界的热点话题。

国内外对金融风险传导问题的研究在 20 世纪 90 年代便已开始。从研究范畴上看主要集中在两大领域:一是国内外之间的风险传导方面,即外部传导;二是一国内部各金融市场的传导方面,即内部传导。

(一) 金融风险的国际传导

King 和 Wadhvani 较早对金融风险的国际传导这一问题进行深入研究。他们以 1987 年美国股票市场的崩盘为研究样本,通过比较危机前后美欧股票市场的联系,认为该次危机后美欧之间金融风险的传导得到加强^[1]。Longin 和 Solnik 则以 1958—1990 年的大样本数据论证了国际股票市场之间存在不断增强的风险传导特征的结论^[2]。Andrew 和 Stulz 从市场结构的角度,认为市场结构对金融风险传导的格局具有重要的影响,市场结构越相似的国家,市场之间的相关性越强,其金融市场风险的传导效应也越明显^[3]。这一结论与 Janakiraman 的研究结论一致。Janakiraman 以发达国家和发展中国家为考察样本,研究表明:发达国家之间具有明显的风险传导效应,发展中国家之间也具有显著的风险传导效应,但发达国家与发展中国家之间的风险传导效应几乎可以忽略不计。1997 年东南亚金融危机在整个世界范围内造成了较大的冲击^[4]。Jang 和 Sul 的研究显示,在这次金融危机期间,新兴市场国家,如泰国、韩国、新加坡等国家之间形成了较为紧密的双向因果关系,金融风险传导效应显著。以此相反,作为发达国家的日本则在亚洲市场中相对独立^[5]。此外,Hogan 以 2008 年次贷危机为样本,研究结果显示:发达国家市场如法国、日本及英国在次贷危机中同美国市场高度相关,金融风险在各市场间存在双向传导^[6]。

国内学者对金融风险的跨国传导问题也进行了有益的探讨。王永巧、刘诗文利用时变模型,以股票市场为考察对象,研究在开放市场中大陆股票市场与国际主要股票市场间的金融风险传导问题,其研究表明:大陆股票市场与国外股票市场的联动性较弱,而与香港股票市场的相依程度则随着大陆开放水平的提高而显著上升^[7]。吴吉林、张二华的研究结论则与上述观点不尽相同。基于同样的研究方法,他们认为不管是危机前还是危机后,外部股票市场,包括美、日股票市场和香港股票市场对内地股市均存在风险传导效应^[8]。丁志国等则以世界上 12 个主要股票市场指数为研究对象,采取分阶段考察的思路,将样本期间分为危机发生前、危机过程中与危机后三个阶段,对国际资本市场的风险协同效应进行测度,实证结论显示:危机进程与风险协同效用完全负相关,进而认为,金融危机已经严重改变了全球资本市场一体化的进程^[9]。

(二) 金融风险的国内传导

一国内部金融系统是由各金融子市场所组成的有机系统,各子市场由于资源、信息等的高度流动性,使得彼此间存在内在的关联性,任一子市场的风险变化会影响其他子市场,同时也必然会受到其他子市场的影响。Flemingetal 基于分析工具,对美国股票市场、货币市场和债券市场的联动关系进行考察,其结论表明,三个市场间具有较强的波动传导效应,且波动程度与传导效应强度成正比^[10]。然而,Cyril 和 Daminiq 运用函数对债券市场与股票市场的风险传导机制进行的研究却表明,债券市场与股票市场的风险传导存在单向性,即非对称性,股票市场对债券市场的风险传导强度大,而债券市场对股票市场的风险影响力则很弱,他们认为这主要是由于特定时期各市场的地位差异所造成的^[11]。国内学者袁晨、傅强基于模型,对我国 2003—2010 年间债券市场与股票市场之间的风险传导特征进行研究,认为国内金融市场间具有明显的风险传导效应^[12]。在此结论基础上,蔡则祥等运用模型进一步对风险传导的具体特征进行了探讨,其结论指出,我国各金融市场之间的风险传导具有非对称性、集聚性和持续性的特征^[13]。

从上述国内外的研究文献看,已有的关于金融风险传导的研究,一方面考察了国际资本市场间的风险传导,利用不同时期金融危机的样本数据对国际资本市场的风险传导效应进行测度(这方面的研究成果较多,且研究结论较为一致);另一方面则以一国金融子市场为对象,对各子市场之间的联

动关系和风险传导效应进行考察^[14-15]。从目前来看,后一方面的研究存在两个问题:一是研究对象的选择大多数只集中在两个子市场,三个及以上子市场之间动态关系的研究还较少,这与金融市场的不断发展与分工细化的现状是有较大差距的;二是研究结论的可信度有待提高。金融波动越来越明显地体现出有偏、厚尾和尖峰的特征,而传统的模型估计方法,如类模型、正态模型等都无法准确地刻画金融时间序列的尖峰厚尾性。市场波动中的杠杆效应也无法考察。本文在吸收现有文献成果的基础上,结合中国金融市场发展的客观现实,以债券市场、股票市场、外汇市场及货币市场等四个子市场为研究对象,探讨金融风险在四个子市场之间的传导效应。在方法选择上,本文结合金融波动的具体特征,采用更符合实际的偏模型来检验各子市场之间的内在关联性,以使研究结论更加可靠。

二、计量模型的构建

(一) VaR 的构造

金融市场上投资者投资某项金融资产的风险在于其价格的下跌。本文为了使该金融风险能够被量化,通过计算金融资产回报的来测度下跌风险:

$$VaR = \hat{m} = \hat{m} + z_{p,\nu,\xi} \hat{\sigma}_t$$

其中, \hat{m} 、 $\hat{\sigma}_t$ 为估计方程的条件均值和条件方差。 $z_{p,\nu,\xi}$ 表示风险水平为 p 、自由度为 ν 、偏度系数为 ξ 的偏 t 分位数。若 $\xi > 1$, 即 $\ln\xi > 0$, 则表明新息量 z_t 为右偏, 多方面面临的下跌风险较小, 所估计的 VaR 较小; 而 $0 < \xi < 1$, 即 $\ln\xi < 0$, 则表明新息量 z_t 为左偏, 此时, 多方面面临较大的资产价格下跌风险, 所估计的 VaR 也较大; $\xi = 1$, $\ln\xi = 0$, 则表明资产价格保持稳定。

在置信水平 $1 - p$ 下, 可将金融资产价格下跌和上涨两种风险具体量化为 VaR_t^\downarrow 与 VaR_t^\uparrow :

$$VaR_t^\downarrow = m_t + z_{p,\nu,\xi} \sigma_t$$

$$VaR_t^\uparrow = m_t + z_{1-p,\nu,\xi} \sigma_t$$

由上可知, $z_{p,\nu,\xi}$ 、 $z_{1-p,\nu,\xi}$ 分别表示左尾分位数和右尾分位数。

(二) 偏 t 分布 $APARCH(k, q)$ 模型设定

估测金融资产回报 VaR 的传统方法是建立 $GARCH$ 模型或 $APARCH$ 模型。虽然在形式上 $GARCH$ 模型或 $APARCH$ 模型有所不同, 但本质上两者之间存在很强的内在关联性。 $GARCH$ 模型假定条件方差是滞后残差平方的函数, 因而它对残差的正负并不敏感, 由此也就无法刻画金融市场中普遍存在的不对称现象。 $APARCH$ 模型对 $GARCH$ 模型进行了适当的拓展, 在更一般意义上刻画 VAR 的基本特征。特别地, 当参数分别设定为 2 及 0 时, $APARCH$ 模型就退化为 $GARCH$ 模型。在国内债券市场、股票市场、外汇市场与货币市场的回报率均存在有偏、厚尾和尖峰特征的情形下, 危机时期金融资产回报率的波动不仅没有稳定下来, 反而呈现出集聚和不对称的特性, 因此, 在此情形下, 用传统的模型估计方法, 如 $GARCH$ 类模型、正态 $APARCH$ 模型、甚至 $t - APARCH$ 均无法真实、准确地刻画和估计 VaR , 而偏 $t - APARCH$ 在这时具有非常好的拟合能力, 能够更好地捕捉这一特征。不仅如此, 随着国内各金融市场的不断发展, 彼此之间的风险传导效应比以往更加突出, 风险防范与管理显得更加有必要。偏 $t - APARCH$ 将金融监管者、金融机构以及其他市场参与者进行有效风险管理的重要技术工具。据此, 本文构造国内相关金融市场有偏分布的 $APARCH(k, q)$ 模型如下:

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t$$

其中, σ_t 为条件波动, 并且:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta + \sum_{j=1}^k \beta_j \sigma_{t-j}^\delta$$

变量 k 表示自回归阶数, 变量 q 为平滑阶数。新息量 z_t 独立同分布并同时服从有偏 $t(0, 1, \nu, g)$ 分布, 其概率密度函数可以描述为:

$$f(z_i | \xi, \nu) = \begin{cases} \frac{2}{\xi + \frac{1}{\xi}} \times s \times g[\xi \times (sz_i + m) | \nu], z_i < -\frac{m}{s} \\ \frac{2}{\xi + \frac{1}{\xi}} \times s \times g[(sz_i + m)/\xi | \nu], z_i \geq -\frac{m}{s} \end{cases}$$

这里, $g(* | \nu)$ 为标准的对称 t 分布概率密度函数; ν 为该概率密度函数的自由度, 其在图形上表现为厚尾和尖峰特征的明显程度; ξ 为偏度参数; m, s^2 分别表示该非标准化有偏 t 分布的均值和方差。在模型中:

$$m = \frac{\Gamma(\frac{\nu-1}{2}) \sqrt{(\nu-2)}}{\sqrt{\pi}\Gamma(\frac{\nu}{2})} (\xi - \frac{1}{\xi}); s^2 = (\xi^2 + \frac{1}{\xi^2} - 1) - m^2$$

其中, 欧拉第二积分函数, 也即 Gamma 函数表示式为: $\Gamma(x) = \int_0^{\infty} \frac{t^{x-1}}{e^t} dt$ 。新息量 z_i 的尾部分位数对最终 VaR 值具有重要的影响。为描述该尾部分位函数, Lambert 和 Laurent 的研究均表明^[14], 标准偏 t 尾部分位函数具有一致的表达式:

$$z_{p, \nu, \xi} = \begin{cases} \frac{\frac{1}{\xi} \times g[\frac{p}{2} \times (1 + \xi^2) | \nu] - m}{s}, p < \frac{1}{1 + \xi^2} \\ \frac{-\xi \times g[\frac{1-p}{2} \times (1 + \xi^{-2}) | \nu] - m}{s}, p \geq \frac{1}{1 + \xi^2} \end{cases}$$

在 $k = 1, q = 1$ 的情形下, APARCH(1,1) 为:

$$\sigma_i^\delta = \omega + \alpha(|\varepsilon_{i-1}| - \gamma\varepsilon_{i-1})^\delta + \beta\sigma_{i-1}^\delta$$

如果上述方程存在平稳解, 该平稳解可由下式求得:

$$E(\sigma_i^\delta) = \frac{\omega}{1 - \alpha E(|z_i| - \gamma z_i)^\delta - \beta}$$

据此, 本文采用以上有偏 t 分布 APARCH 模型对金融资产收益波动的风险进行计量, 并在此基础上刻画相应金融市场波动的集聚与非对称效应, 考察各国内各金融子市场间的风险传导机制。

三、数据

(一) 数据说明及处理

为了更全面地反映国内金融市场间的风险传导关系, 本文选取债券市场、股票市场、外汇市场和货币市场作为考察对象。在数据的选取上, 由于国债指数是以在交易所上市交易的固定利率债券为样本, 并且以各自债券量为权重而得, 因此国债指数能较好地反映债券市场的整体变化, 可以作为债券市场波动的代理变量(以 NDM 表示)。为更综合反映国内股票市场整体运行情况, 本文以沪深 300 指数作为股票市场波动的代理变量, 以 SM 表示。在外汇市场, 由于美元在国际金融领域的支配地位, 本文即以人民币对美元的汇率作为外汇市场的变量指标, 以 FEM 表示。中国货币市场近年来得到了快速发展, 特别是 2007 年上海银行间同业拆放利率(SHIBOR)正式运行后, 作为中国货币市场的基准利率, 同业拆放利率已经成为中国货币市场的“晴雨表”。据此, 本文将 SHIBOR 隔夜拆放利率作为货币市场的代理变量, 以 MM 表示。由于 SHIBOR 在 2007 年 1 月 1 日开始上线运行, 故本文的样本数据期间为 2007 年 1 月 1 日至 2013 年 8 月 28 日。剔除无效数据后, 观测值样本量各指标数

量均为 1615 个。数据来源为 Wind 数据库,本文采用 Eviews5.0 进行分析。

NDM、SM、FEM 及 MM 四变量均为时间序列,但由于量纲彼此不同而无法直接运用。为了更好地体现各市场运行中的波动特征,本文采取一定方法提取原始数据中的波动性,即波动率指标。在实际研究中,HP 滤波法能比较方便地从时间序列变量中分离出基本趋势与随机波动。该随机波动部分则为本文中需要获取的波动率部分,因此本文中时间序列波动率指标的提取采取 HP 滤波法。

NDM、SM、FEM 及 MM 四变量经过 HP 滤波之后,剩下的即是消除了趋势项后的波动率部分,其波动率,也即对应的金融风险分别以 NF、SF、FF 及 MF 代表,其波动率的趋势如图 1 至图 4 所示。我们可以直观地看出,四图中的波动值具有显著的时变性和集聚性特征。

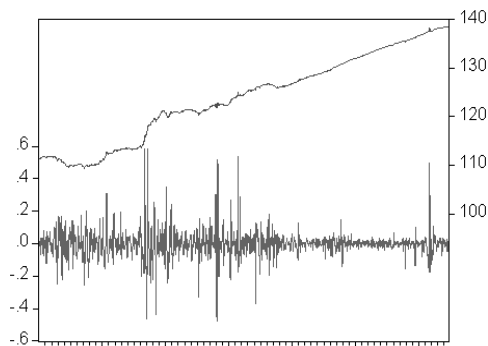


图 1 债券市场 NDM 的 HP 滤波

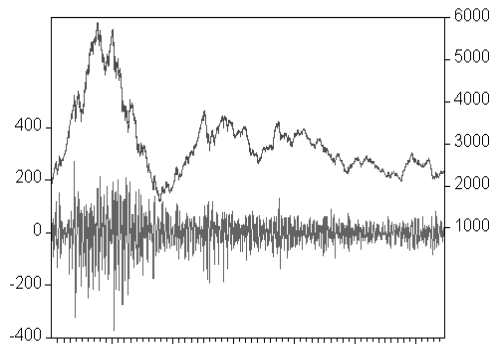


图 2 股票市场 SM 的 HP 滤波

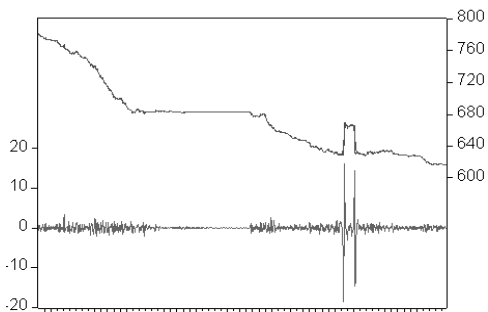


图 3 外汇市场 FEM 的 HP 滤波

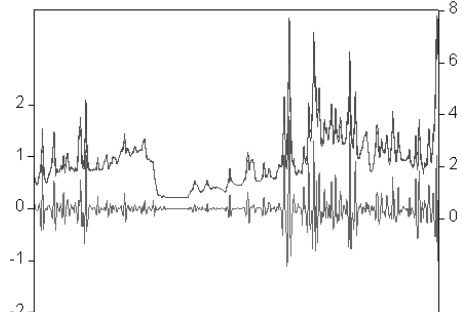


图 4 货币市场 MM 的 HP 滤波

(二) 国内金融市场收益的统计描述

为更准确直观地考察样本时间序列的基本特征,表 1 表示的是四个市场波动率的统计描述结果。从均值指标看,除货币市场外,其余三个市场的均值为正值且相差不大。标准差指标则表明,四个市场中,股票市场的标准差最大,因此这一市场的不确定性因素最多,价格波动风险最大。其次为外汇市场,标准差值为 1.319,为股票市场波动程度的 1/45。债券市场表现最为稳定,标准差值只有 0.086。与风险高度集中、波动剧烈的股票市场相比,货币市场特别是债券市场显示出很好的稳定性。虽然我国证券市场自 2006 年以来不断得到优化,但其结构性的问题仍然非常突出,这其中既有市场投资产品结构单一导致投资行为同质化的问题,也有投资者结构不合理、机构投资者比重偏低问题。这些问题使得我国证券市场的波动性要远远高于成熟市场和其他部分新兴市场,其稳定性仍然有待进一步提高。

表 1 国内各市场波动率描述统计

| 统计指标 | NF | SF | FF | MF |
|--------|--------------|--------------|-------------|--------------|
| 均值 | 0.0731 | 0.155 | 0.0378 | -0.372 |
| 标准差 | 0.086 | 59.081 | 1.319 | 0.232 |
| 偏度 | 1.081 | -0.563 | -1.022 | 1.462 |
| 峰度 | 14.992 | 6.695 | 88.401 | 13.315 |
| JB 统计量 | 9991.565 *** | 1004.182 *** | 491.062 *** | 7734.537 *** |
| 样本大小 | 1615 | 1615 | 1615 | 1615 |

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的风险水平上显著。

偏度是数据非对称的偏态方向程度,用于衡量分布的不对称程度,而峰度则是用于衡量分布的集中程度或分布曲线尖峭程度的指标。因此,偏度和峰度指标对金融市场收益率的分布特征具有很好的描述力。从偏度指标看,四个市场的偏度指标值均非零,因而收益率的波动是不对称的,NF、MF 偏度值为正,说明落在右尾部的观测值要比左尾部的多。相反,SF、FF 偏度值为负,表明落在左尾部的观测值要比右尾部的多。而从峰度指标看,四个市场的统计值都远大于正态分布值,经验分布的肥尾和尖峰特征显著。相应指标表明四个市场的收益分布具有显著的有偏、厚尾和尖峰特征。此外,JB 检验均拒绝接受四指标收益率及其标准化残差服从正态分布的原假设。所以,在非正态分布下,用传统的模型估计方法将无法准确地刻画 VaR 的特征,需要采用相关模型的偏 t 分布进行 VaR 的估计。

四、实证结果及分析

(一) 国内金融市场波动模型估计

针对各金融市场服从有偏分布的特征,本文对模型进行相应的参数估计,参数估计输出结果见表 2。

从偏度系数 $\ln\beta$ 可以看出,债券市场与货币市场的偏度系数均为正值,表明两个市场收益率指标在分布上显著右偏,而股票市场与外汇市场的偏度系数则为负值,说明这两个市场的收益率分布存在左偏。这一实证检验的结果与表 1 中无条件偏度结论一致。从峰度系数

表 2 有偏 t 分布 - APARCH(1,1) 模型参数

| 参数 | (债券市场)NF | (股票市场)SF | (外汇市场)FF | (货币市场)MF |
|------------|----------|----------|----------|----------|
| a_0 | -0.0328 | -0.0661 | -0.0932 | 0.0390 |
| a_1 | 0.0131 | 0.0546 | 0.0312 | -0.0254 |
| β_1 | 0.5634 | 0.4667 | 0.3243 | 0.6835 |
| δ | 0.8956 | 0.6783 | 0.9891 | 0.9067 |
| γ_1 | 3.3876 | 2.7823 | 1.9878 | 1.6878 |
| $\ln\beta$ | 1.0805 | -0.5643 | -1.0223 | 1.4636 |
| ν | 12.0323 | 3.7161 | 85.6715 | 10.3512 |

可以看出是否存在尖峰分布的特征。四个市场的峰度系数值均超过正态分布的数值,所以各市场上资产收益率指标均呈现“尖峰厚尾”的分布特征。APARCH 模型比其他 VaR 更具有价值还在于对杠杆系数 β_1 的考察上。四个市场的杠杆系数均大于零,说明市场波动存在不对称性,价格下跌所造成的市场波动要比价格上涨所造成的市场波动要大。

(二) 国内金融市场 VaR 的后验检验

任何金融市场的波动都是双向的。为了考察各金融市场在上涨和下跌两个方向进行 VaR 计算的有效性,本文针对每个市场波动的峰度、均值及有偏 t 分布 APARCH 的尾部分位数等指标,在计算出双向波动的 VaR 值之后,运用 Kupiec 失败率检验与动态分位数检验两种方法对 VaR 计算模型的有效性进行考察。共同检验的结果见表 3,其中 LQ 为 Kupiec 失败率检验结果,DQ 为动态分位数检验结果。

表 3 金融市场 VAR 的后验检验结果

| 置信水平 | 风险类型 | (债券市场)NF | | (股票市场)SF | | (外汇市场)FF | | (货币市场)MF | |
|------|------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | | LQ | DQ | LQ | DQ | LQ | DQ | LQ | DQ |
| 90% | 上涨 | 1.0960 (0.9320) | 0.0251 (0.5845) | 1.3567 (0.1253) | 0.1673 (0.1123) | 0.3890 (0.1535) | 2.5461 (0.1769) | 0.3894 (0.6431) | 1.3672 (0.1274) |
| | 下跌 | 3.0481 (0.1553) | 0.3562 (0.2267) | 8.5438 (0.6675) | 3.0651 (0.4239) | 0.1265 (0.3032) | 0.8976 (0.5674) | 0.9870 (0.3213) | 0.7659 (0.3572) |
| 95% | 上涨 | 7.0785 (0.4878) | 0.89901 (0.1674) | 2.3657 (0.7659) | 3.0908 (0.8975) | 0.0989 (0.7865) | 0.9870 (0.5989) | 0.1238 (0.9089) | 1.3267 (0.6759) |
| | 下跌 | 0.6785 (0.7865) | 0.0908 (0.2089) | 0.6754 (0.8769) | 0.7862 (0.5197) | 6.0235 (0.3879) | 8.2135 (0.4563) | 0.2370 (0.3864) | 3.0907 (0.1209) |
| 99% | 上涨 | 5.8979 (0.2985) | 3.0984 (0.6769) | 7.8971 (0.5878) | 0.7869 (0.5896) | 0.5694 (0.6636) | 5.0463 (0.8759) | 2.9071 (0.3784) | 0.8942 (0.8043) |
| | 下跌 | 1.2389 (0.5638) | 0.7659 (0.7674) | 0.3498 (0.8063) | 0.0359 (0.7767) | 1.4562 (0.3538) | 0.9536 (0.6347) | 7.0367 (0.1869) | 0.9023 (0.2745) |

注:括号内数值为 P 值。

表3表明,在90%、95%和99%的置信水平下,各检验量的P值大于各自的风险水平,这说明无论在收益率上涨一侧,还是在收益率下跌一侧,各市场的VaR计算模型都是有效和可信的。

(三) 国内金融市场的风险传导效应

为了考察各变量之间是否存在一定的因果关系,学者们一般采用Granger因果关系检验法。本文利用前述模型估计的结果,对债券市场、股票市场、外汇市场与货币市场之间是否存在双向的风险关系,即风险传导关系进行Granger因果关系检验。检验结果见表4。

双向风险传导的检验结果表明,各市场上涨风险传导效应与下跌风险传导效应之间既有共性特征也有个性特征。其一,债券市场、股票市场与货币市场三者之间,不管在上涨阶段还是在下跌阶段,在任何风险水平下均能够拒绝不存在因果关系的原假设,即彼此之间均存在强烈的双向风险传导关系,彼此可以成为对方的Granger原因。在国内金融市场一体化程度越来越高的情形下,内部任一市场风险形成之后,会通过各种渠道和形式向外扩散、传播,从而形成市场间的风险传染;

其二,外汇市场在上涨阶段与下跌阶段的风险传导能力存在显著差异。在上涨阶段,除了在10%的风险水平上债券市场与外汇市场之间存在弱的上涨风险传导效应之外,在5%、1%风险水平上均无法体现出外汇市场与其他市场在上涨阶段的双向风险传导关系。因此,从总体上看,在上涨阶段,外汇市场与其他市场之间并不存在显著的风险传导效应。与此相反,在下跌阶段,外汇市场及其他市场均是彼此的Granger原因,在10%、5%、1%的风险水平上存在显著的风险传导效应。当前,我国经济的开放程度越来越高,当外汇市场下跌时,投资者为规避外汇风险和市场风险,会立即撤走热钱,从而造成证券市场和货币市场等剧烈波动,风险也会迅速传导到各个市场。相反,当外汇市场上涨时,由于外汇管制的存在,外部资金进入的速度和规模在短期内难于迅速扩大,因而对其他市场的影响相对有限。其三,我国金融市场在下跌阶段的风险传导效应要明显强于上涨阶段的风险传导效应。由于各金融市场之间的联动效应,在下跌阶段所有金融市场的风险传导性非常强烈,彼此之间的风险传导将非常容易引起整体市场的加速下跌。其重要原因是,与上涨阶段相比,金融市场的异常下跌非常容易点燃市场参与者的风险厌恶情绪,恶化市场交易环境,从而导致金融市场恐慌的“典型性”爆发,引起各个金融市场的全线下跌,因而体现出非常强的风险传导性。

表4 金融市场间的风险传导效应检验

| 置信水平 | 90% | | 95% | | 99% | |
|--------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|
| | 原假设 | 统计检验量 | 原假设 | 统计检验量 | 原假设 | 统计检验量 |
| 上涨风险传导 | NF≠SF | 34.5634*** | NF≠SF | 26.7856*** | NF≠SF | 23.5645*** |
| | NF≠FF | 1.0793* | NF≠FF | 0.6546 | NF≠FF | 0.0435 |
| | NF≠MF | 23.0989*** | NF≠MF | 14.3778*** | NF≠MF | 6.7896*** |
| | SF≠FF | 10.7867*** | SF≠FF | 0.0239 | SF≠FF | 0.7867 |
| | SF≠MF | 7.0980*** | SF≠MF | 2.1276** | SF≠MF | 23.6784*** |
| | FF≠MF | 0.1289 | FF≠MF | 0.1989 | FF≠MF | 0.0023 |
| 下跌风险传导 | NF≠SF | 12.3876*** | NF≠SF | 16.7835*** | NF≠SF | 46.7892*** |
| | NF≠FF | 13.6798*** | NF≠FF | 1.3486** | NF≠FF | 23.9870*** |
| | NF≠MF | 45.1264*** | NF≠MF | 34.5690*** | NF≠MF | 19.7860*** |
| | SF≠FF | 11.6795*** | SF≠FF | 27.9009*** | SF≠FF | 24.5646*** |
| | SF≠MF | 9.8976*** | SF≠MF | 14.6795*** | SF≠MF | 19.6745*** |
| | FF≠MF | 15.6794*** | FF≠MF | 13.8978*** | FF≠MF | 16.5673*** |

注:≠表示原假设中两市场不存在风险传导关系。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

五、主要结论与政策建议

金融风险是金融资源合理配置过程中必然出现的客观现象。随着金融危机的爆发,引起金融风险在各市场间进行传导的因素在不断增加,各市场之间的风险传导关系也必然将发生一定的变化。本文基于金融市场波动存在有偏、尖峰、厚尾特征,利用有偏分布模型和因果关系检验,对我国债券市场、股票市场、外汇市场和货币市场之间风险传导问题进行考察,得出如下主要结论,并提出相应的政策建议。

1. 现代金融市场的发展,在金融危机时期具有特殊的波动特征。与传统的市场演变不同,金融市场的特定运行机制,特别是在金融危机时期,导致其波动具有有偏、尖峰、厚尾的特征。我国的债券

市场、股票市场、外汇市场和货币市场等四个市场自 2007 年 1 月 4 日至 2013 年 8 月 28 日的样本数据表明其不符合传统意义上的正态分布。本文采用有偏分布的模型较为准确地刻画了金融时间序列的尖峰厚尾性以及市场波动中的杠杆效应。金融监管机构、金融实务部门应密切关注金融市场的发展实际,跟踪金融理论研究前沿,与时俱进,创新金融研究方法,研究新问题,而不能墨守成规,抱住僵化过时的理论和方法研究变化了的情况和问题。由于我国的金融市场处于不断发展变化过程之中,再加上“金融危机”新因素,因此监管者必须采用“非传统”、“非常规”方法进行研究,才能准确解释金融市场的变动,并采取针对性措施进行调控。

2. 不同类型金融市场的风险传导能力具有个体差异性。金融风险对各类金融市场都有传导效应,但由于不同市场具有各自特殊性,风险传导能力的大小也有差异。债券市场、股票市场和货币市场具有非常强烈的风险传导能力,尤其是股票市场,风险传导能力最强。而外汇市场在价格上涨阶段对其他市场不具有显著的风险传导能力,只是在下跌阶段,才对所有市场均具有一定的风险传导能力。这也从另一个方面表明我国的金融市场体系还不够健全,各子市场之间的关系还不够紧密、金融市场一体化还没有完善。我国在大力推进金融市场一体化的进程中,要优化金融市场结构,完善金融市场体系;要遵循“先货币市场后资本市场”、“先债券市场后股票市场”、“先国内市场后国际市场(外汇市场)”的发展路径,积极推进我国金融市场建设;要加大力气推进股票市场的改革与完善,加强股票市场的监管、上市公司的培育以及对各类投资者的投资规范和风险意识教育。金融证券监管机构要根据不同市场的特点,采取不同的风险防范措施,提高金融监管政策的针对性和有效性。

3. 金融市场波动在价格上涨和价格下跌阶段具有非对称性。金融市场行情的上涨与下跌是其波动的两种常态,但在价格上涨和下跌阶段,各类金融市场的风险传导强度不同,价格波动幅度有别,存在明显的非对称性。债券市场、股票市场和货币市场在价格下跌阶段所造成的市场波动都要比价格上涨阶段所造成的市场波动幅度大。外汇市场在价格上涨阶段对其他市场造成的波动几乎没有,在下跌阶段才有一定影响。金融市场过度下跌(“下跌跑得快”)与缓慢上涨(“上涨走得慢”)的不对称波动不利于我国金融市场的健康稳定发展。这就需要提高对我国金融市场风险传导波动规律性和金融市场风险传导波动特殊性的认识,增强投资者对金融市场特别是对股票市场的信心。应该说金融市场风险传染在价格上涨阶段与下跌阶段引起的波动幅度有差异是正常的,大多表现为“下跌”强度大于“上涨”强度,但是,我国的金融市场风险传导波动非对称性尤为明显。特别是股票市场的行情长期“背离”经济形势,“股票市场干了二十年,如今仍在 2000 点”,一有风吹草动,“黑嘴”大肆唱空,股市立马“抱头鼠窜”。对此,证券监管部门一定要严厉打击“黑嘴”,完善做空机制,改革股票发行、退市制度,提高上市公司质量,培育股民信心;在金融危机时期,更要采取有力措施,适当“托市、救市”,以减轻下跌程度,保护中小股民利益;在经济发展繁荣时期,要引导股市健康发展,而不要“打压”,应建立长效机制,促进我国金融市场健康稳定持续发展。

4. 我国外汇市场具有较强抵御外部金融风险的抗干扰性。1997 年亚洲金融危机和 2008 年的世界金融危机中,都体现出我国在抵御外部金融风险上具有一定的优势。外部金融风险对我国的传导一般通过金融和外贸两条基本渠道。由于我国外汇市场对其他内部金融市场的风险传导能力相对有限,因此在外部金融市场大起大落、风险高度集聚的时候,外汇市场可以在一定程度上起到风险缓冲的作用,有利于保持金融市场的整体稳定。当然,如果从另一个角度看,则说明我国金融市场还不够开放、国际化水平不够高,外汇市场还不够成熟。相关部门要充分认识到我国“抵御外部金融风险传导优势”的两面性,积极推进外汇体制改革,完善人民币汇率机制,加快推进人民币国际化,提高我国外汇市场的国际化水平;要加强外汇市场与债券市场、股票市场和货币市场的联动研究,推进金融市场一体化发展,提高我国金融市场的整体实力和抗风险能力。

随着我国金融改革开放的发展,金融业的内部分工日益细化,金融功能也在不断强化,金融市场

之间所存在的金融风险传导效用将对保持金融业的稳定构成一定的挑战。特别是我国抵御风险能力仍然较弱的情形下,相关管理人员一定要采取各种措施保持我国金融业的相对稳定,这不仅对金融业本身,甚至对我国整体宏观经济的健康发展都具有非常重要的意义。

参考文献:

- [1] King M A, Wadhvani S. Transmission of volatility between stock markets[J]. Review of Financial Studies,1990,9(3):5-33.
- [2] Longin F, Solnik B. Is the correlation in international equity returns constant;1960—1990? [J]. Journal of International Money and Finance,1995,14(2):3-26.
- [3] Andrew P, Stulz D. Why do markets move together? [J]. Journal of Finance,1996,51(3):23-32.
- [4] Janakiraman S N. An empirical investigation of the relative performance evaluation [J]. Journal of Accounting Research,1992,130(1):53-69.
- [5] Jang H, Sul W. The Asian financial crisis and the co-movement of Asian stock markets [J]. Journal of Asian Economics,2002,13(2):94-104.
- [6] Hogan C H. Evidence on the audit risk model: do auditors increase audit effort in the presence of internal control weaknesses [J]. Contemporary Accounting Research,2008,25(2):219-242.
- [7] 王永巧,刘诗文. 基于时变 Copula 的金融开放与风险传染 [J]. 系统工程理论与实践,2011(4):778-784.
- [8] 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.
- [9] 丁志国. 次贷危机改变了世界资本市场的风险格局吗? [J]. 科学决策,2011(5):1-13.
- [10] Fleming F. What pupils do: the role of strategic planning in modern foreign language learning [J]. Language Learning Journal,1998,18(2):14-21.
- [11] Cyril C. Empirical estimation of tail dependence using copulas: application to Asian markets [J]. Quantitative Finance,2005,18(5):489-501.
- [12] 袁晨,傅强. 我国金融市场间投资转移和市场传染的阶段时变特征 [J]. 系统工程,2010(5):2-7.
- [13] 蔡则祥,刘骅. 农村新型金融机构运行绩效集成评价 [J]. 审计与经济研究,2013(2):89-96.
- [14] Lambert P, Laurent S. Modelling skewness dynamics in series of financial data [R]. Discussion Paper,2000.
- [15] 顾海峰,孙赞赞. 融资融券对中国证券市场运行绩效的影响研究——基于沪深股市的经验证据,2013(1):22-30.

[责任编辑:杨志辉]

A Research on the Risk Transmission Mechanism in Domestic Financial Market after Crisis: Empirical Analysis on APARCH Model with Skewed-t Distributions

CAI Zexiang, CAO Yuanfang

(School of Finance, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: Based on the feature of skewed and fat-tailed distributions, this paper investigates the risk transmission mechanism of bond market, stock market, foreign exchange market and money market based on the skewed-t APARCH model and Granger inspection. The research result shows that risk transmission capacity of different markets is different at the period of rising and falling. Bond market, stock market, and money market have risk transmission capacity, on the contrary, foreign exchange market doesn't have the risk transmission capacity at the period of rising, but it has the risk transmission capacity at the period of falling. Wholly speaking, the risk transmission capacity of financial markets at the falling period is more powerful than that at the rising period.

Key Words: financial markets risk transmission; market fluctuation; financial risk management; financial crisis; financial reform; financial internationalization; sub-prime loan crisis