

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

The Measurement of the Long-Term and Short-Term Risks of Chinese Listed Banks

Wenjuan Song and Lixin Sun

CER, Shandong University

March 2014

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/70007/>

MPRA Paper No. 70007, posted 23 March 2016 07:19 UTC

中国上市银行长期风险和短期风险的测量

宋文娟 孙立新

[摘要] 本文依据 Semi-APARCH 模型,利用中国 16 家上市商业银行的股价数据,对中国上市商业银行及整个银行业的长期(累计)风险和短期风险进行测算,并提出采用尺度函数(scale function)上限加强风险管理的预警方法。研究表明:国际金融危机发生期间中国上市商业银行及整个银行业风险水平普遍偏高;当前中国上市商业银行的长期(累计)风险相对稳定,并处于较低水平;2013 年隔夜拆借利率的飙升导致银行业风险加大,对此应增强风险预警与防范;中国上市商业银行短期风险的杠杆效应较低;中国的银行机构之间存在显著的系统相关性。

[关键词] 商业银行;长期风险;短期风险;风险预警;金融市场

[文章编号] 1009-9190(2014)10-0037-10 **[JEL 分类号]** G21 **[文献标志码]** A

The Measurement of the Long-Term and Short-Term Risks of Chinese Listed Banks

SONG Wen-juan SUN Li-xin

[Abstract] Based on the Semi-APARCH model, this paper uses stock price data of Chinese 16 listed commercial banks to measure the long-term (cumulative) and short-term risks of the banks, and proposes an early warning method that uses the ceiling of Scale Function to strengthen risk management. The results show that the risks of Chinese listed commercial banks and entire banking sector increase during the international financial crisis; currently, the long-term (cumulative) risks of the banks are relatively stable and at a low level; the soaring overnight rate in 2013 increased the risks of banking sector, therefore the early risk warning and prevention need to be enhanced; the leverage effects of the short-term risks of the banks are low; there is a significant and systematic correlation between Chinese banks.

[Key words] commercial bank; long-term risk; short-term risk; early risk warning; financial market

一、引言

在金融自由化和金融开放的国际背景下,作为金融体系核心的银行机构之间的联系日益紧密,银行间风险的传染与渗透加速,导致银行业系统性风险增强,这也使得银行问题成为触发金融危机的重要导火索。例如,2007 年美国次贷危机引爆了全球性的金融危机,而其导火索即为一家全球性的投资银行——雷曼兄弟破产,之前的摩根大通和美国银行分别收购贝尔斯登银行和美林证券都成为危机爆发的征兆。因此,有效地测算和规避银行业的各种风险及其对实体经济的冲击已成为金融风险防控即金融监管的重要课题之一,其首要任务是实现对银行业各种风险的准确度量 and 有效预警。目前,越来越多的金融风险测量和评估方法与工具已被开发出来,但是大部分传统方法如 VaR 等方法缺乏对市场极端情况下金融机构之间风险溢出效应的估值,这可能严重低估

[收稿日期] 2014 年 4 月 26 日

[基金项目] 本文为国家社科基金 2012 年重点项目“国际金融危机与中国宏观审慎政策研究”(12AJL010)的阶段性研究成果。

[作者简介] 宋文娟,女,山东大学经济研究院 硕士生(济南,250100),E-mail: hxsongwenjuan@126.com; 孙立新,男,山东大学经济研究院 副教授,博士。

了金融市场风险水平。而且,现有模型缺乏对长期(累积)风险的预期和检测。鉴于此,本文利用 Semi-APARCH 模型,测量分析中国上市商业银行(及银行指数代表的整个银行业)的长期(累积)风险和短期风险。

我们定义本文所讨论的长期(累计)风险(以下简称为长期风险)和短期风险如下:长期风险是指金融机构时间序列数据(如回报率等)波动的长期趋势,该趋势(风险)可能在短期内难以发现,但经过长期的潜伏和积累,一旦爆发,其冲击具有极强的破坏性,例如2006年到2007年爆发的金融危机;而短期风险是指序列短期内的波动,即非系统性风险,是可以加强风险防范予以规避的风险,例如股市的每日波动等。

本文对中国上市商业银行长期风险和短期风险的构成进行分析与测算,我们在借鉴 Feng(2013)提出的 Semi-APARCH 模型基础上,利用收益率的平滑波动趋势模拟了长期风险的构成,并通过 ARCH(自回归条件异方差)或 GARCH(广义自回归条件异方差)的各种变形模型分析条件动态风险。最后,通过对中国上市商业银行股价数据的实证研究,验证该方法对风险模拟的准确性,并提出一些加强风险预警的方法。

本文第二部分对国内外相关文献进行归纳总结,第三部分主要介绍和描述 Semi-APARCH 模型,第四部分对数据的选取和模型的估计结果进行概述,同时报告各上市商业银行及金融和银行指数的长期风险的实证结果,分析模型的拟合结果和比较,第五部分对全文进行总结。

二、文献综述

金融危机爆发以来,如何加强对金融风险的准确识别、度量和早期预警已经成为经济学界关注的焦点。在此背景下,对可操作性测量工具的研究变得尤为重要。关于国外理论模型发展,Bollerslev(1986)最早提出的 GARCH 模型一直是金融风险(收益波动率)测量的重要工具。该模型主要是在正态分布的假设前提下进行极大似然估计,如果模型设定正确,而且数据满足正则条件,通常可以获得渐近一致的估计量。但是,金融市场上各种资产收益率的分布情况通常表现为“尖峰厚尾”和“非对称性”。有鉴于此,Bollerslev(1987)和 Nelson(1991)使用了 Student-t 分布和广义误差分布(ged)进行拟合,Bali 等(2008)又引入了广义偏斜-t 分布。但是这些方法的风险预测效果都依赖模型的正确设定,即条件分布的具体形式是否正确,这使得参数估计方法的风险预测结果受到了质疑。

针对参数方法的局限性,学者们提出了不依赖于条件分布具体形式的非参数风险测量方法。Engle 等(1991)较早使用了非参数的方法描述 GARCH 模型的条件分布特征,提高了估计效率。Bellegem 和 Sachs(2004)讨论了非条件方差随时间变动的金融时间序列预测。Engle 和 Rangel(2008)提出了样条-GARCH 模型,该模型应用了非参数波动趋势,并将其定义为观测时间的函数。但是,非参数模型估计的收敛速度较慢,而且对样本量要求较高,在小样本的情况下,估计效果较差。Brownlees 等(2010)通过引入 DCC-GARCH(dynamic conditional correlation GARCH)模型,使得系统性风险的测算进一步精确,而且能够对系统性风险进行动态化地测算。Feng(2013)提出的 Semi-GARCH 模型在标准的 GARCH 模型中引入了一个尺度函数。Feng 和 Sun(2013)通过将平滑尺度函数引入 APARCH 模型,提出了半参数 APARCH 模型,并通过使用完全数据驱动算法有效地解决了带宽选择问题;同时,在对金融资产收益率进行分析时,使用绝对回报而非平方回报,并提出利用非负约束的局部线性估计的尺度函数,从而确保了弱矩条件下数据的收敛。

关于国外相关实证文献,Freixas 等(2000)在对银行间市场分析的基础上,构建了有关系统性风险的模型;Schroder 和 Schuler(2003)基于 GARCH 模型对欧洲银行一体化前后,银行体系的系统性风险变化进行了测算,实证结果显示,系统性风险呈现逐渐增强的趋势;McAleer 和 da Veiga(2005)利用 VaR 模型,较为系统地研究了市场波动性溢出效应,发现 VaR 方法对市场波动性的估值存在一定程度的低估;Girardi 等(2010)利用 GARCH 模型分析了国际金融市场之间的相互关系,实证发现在金融市场处于危机时,机构的脆弱性增加,同时风险溢出效应加剧了风险的传染度。Bee 和 Miorelli(2010)利用动态 VaR 模型和极值理论的 POT(peaks over threshold)

① 具体发展可参考 Nelson(1990)、Nelson 和 Cao(1992)、Bougerol 和 Picard(1992)、Bollerslev 等(1994)、Higgins 和 Bera(1992)、Zakoian(1994)等。

模型分析了次贷危机期间的市场风险。实证结果显示，该方法在高风险时期对风险溢出的测量十分有效。Feng 和 Sun(2013)利用 Semi-APARCH 模型比较了中国金融市场和西方成熟金融市场之间的长期风险和短期风险，实证结果显示中国金融市场长期风险相对稳定，并处于较低水平；中国金融市场和成熟金融市场之间长期风险的依赖程度不是很高。

国内对有关工具的理论研究较少，多集中于对风险测量方法的综述和实证研究。洪永森等(2004)利用 VaR 方法研究了 A 股、B 股和 H 股金融市场之间的溢出效应，实证结果显示 B 股尤其是 H 股与国际上其他股市之间存在显著的风险溢出效应；A 股与韩国、新加坡股市之间存在一定的风险溢出效应，但是 A 股与美国、德国和日本等成熟国家的股票市场之间不存在风险溢出效应，这与 Feng 和 Sun(2013)利用 Semi-APARCH 模型得到的结论基本一致。穆春舟(2008)运用 Logit 模型建立了宏观经济危机预警模型、金融市场预警模型和资产泡沫预警模型。叶五一等(2010)运用分位数回归模型计算了沪深两市的条件风险价值，并引入了虚拟变量，结果显示中国金融市场存在杠杆效应和非对称性。高国华、潘英丽(2013)基于动态 CoVaR 方法，对中国 14 家上市商业银行的系统性风险贡献度及其影响因素进行了测算和分析。刘晓星等(2011)基于 EVT-Copula-CoVaR 模型分析了股票市场的风险溢出效应，为风险的及时跟踪和金融监管提供了理论依据。

通过以上介绍发现，学者们对金融市场存在的非对称性和杠杆效应基本达成共识。借鉴已有的研究方法，本文选取金融时间序列中 APARCH(the asymmetric power ARCH)模型，此外考虑到金融市场的尖峰厚尾的特征以及收益率条件分布形式的不可知性，采用半参数的方法。

三、Semi-APARCH 模型

随着高频数据的出现，时间序列研究体系正日趋完善，考虑到金融时间序列特有的厚尾、波动聚类、长记忆、杠杆效应和非对称等特征，本文采用 GARCH 族模型中的 APARCH 模型(Ding et al., 1993)，并采用半参数的方法，即 Semi-APARCH 模型。该模型是 Feng(2013)基于一般 Semi-GARCH 模型提出的，它将平稳部分进行了 APARCH 规范。根据 Semi-APARCH 模型，资产的对数回报 r_t 可以定义如下：

$$\begin{aligned} r_t &= s(\tau)\sigma_t \varepsilon_t, \quad t=1, \dots, n \\ \varepsilon_t &\sim N(0, 1) \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)中 $s(\tau) > 0$ 是平滑尺度函数， $\tau_t = t/n$ 是重新调整的时间， ε_t 是独立同分布的随机变量， σ_t^2 是重新调整过程 $\xi_t = r_t/s(\tau_t) = \sigma_t \varepsilon_t$ 的条件方差。

我们知道时间序列数据具有短期波动和长期波动趋势性特征，因此将代表长期波动趋势的部分从波动率中进行了分离，其中分离出来的 $s(\tau_t)$ 部分可以反映金融机构或市场的波动率的长期趋势，即长期累积风险，而反映波动情况的 σ_t^2 则认为是金融机构或市场的短期风险。此外，由于金融时间序列的可预测性，揭示序列的动态路径将有效提高预测效果，加强风险预警。根据 APARCH 模型，我们对条件方差进行如下规范：

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\xi_{t-i}| + \gamma_i \xi_t)^\delta + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

式(2)中 $\omega > 0$ ， $\alpha_i \geq 0$ ， $\beta_j \geq 0$ ， $-1 \leq \gamma_i \leq 1$ ， δ 是一个合适的正数。假设 $\sum \alpha_i + \sum \beta_j < 1$ 。系数 γ_i 代表考虑了不对称信息对波动率影响的杠杆效应。值得注意的是，APARCH 模型对 $\gamma_i = 1$ 和 $\gamma_i = -1$ 的良好定义。例如 $\gamma_i = 1$ 表示一个完美的杠杆效应，即昨天正回报对今天波动的贡献消失，在这种情况下，相应的 ARCH 部分只能反映过去负回报的效应。模型(1)和(2)在两个不同的方面拓展了 Semi-GARCH 模型，并且成功将金融风险分解为无条件部分和条件部分 $\varepsilon_t \sim N(0, 1)$ ，而这些是由于独立同分布的 ε_t 导致的。

我们使用 Semi-APARCH 模型代替 APARCH 模型的理论原因可解释如下：一方面，尺度函数的一致估计量很容易被包括在不知道任何信息的参数结构 σ_t 和 ε_t 中。通过估计和平滑非平稳的尺度函数，我们可以获得一个近似平稳的过程，从而可以进行更深层次的分析。另一方面，运用 Semi-APARCH 模型的一个现实原因是尺度函数 $s(\tau)$ 反映了宏观经济因素对金融市场的波动率变化的长期影响(Feng, 2013)，这对于加强风险预测和完善国家长期宏观决策的制定非常有意义。

四、数据的选取和实证结果

(一)数据选取和基本统计分析

截至2013年12月31日,中国已有16家上市商业银行,因此文中选取了该16家上市商业银行从上市至2013年12月31日其股票日收盘价格作为研究对象。考虑到除权对股价的非风险性影响,我们将数据进行了复权,同时将收盘价格进行了对数处理,并求一阶差分获得回报率。所选取的银行样本量大、易于获得,而且中国各上市商业银行的总体规模较大,股价不易受到操控,其波动情况能够较好地反映银行的市场状况。此外,在研究相关性时,我们选取了2007年10月作为共同的起始点,分析了各上市商业银行之间的相关系数及风险传染情况,但是由于农业银行和光大银行都是2010年年末上市,上市时间较短,数据不足导致2007年金融危机对股票波动性和风险溢出效应的分析效果不显著,因此在研究相关性时剔除了上述两家银行。数据来源于Wind数据库,数据处理和程序调用均在R语言环境下实现。

我们对上市商业银行指数及代表整个银行业的指数收益率的基本统计特征进行了计算(见表1)。从表1中不难看出,峰度系数显著大于3, μ -B检验的结果均为0,即在1%的显著水平下,上市商业银行的股票指数收益率不服从正态分布。

(二)半参数估计结果

本节主要对长期风险 $s(\tau)$ 进行回归,并没有对 σ_t 和 ε_t 的形式进行任何参数假设,而是利用非参数的方式直接进行回归估计。然后使用APARCH模型对条件方差进行分析。

1. $s(\tau)$ 的估计。由(1)式知, $s^2(\tau)$ 可以通过估计 r_t^2 得到,进而开方获得 $s(\tau)$ 的估计量。参考Feng和Sun(2013),令 $c_1 = E(|\xi_t|)$,则有 $g(\tau) = c_1 s(\tau)$ 和 $s(\tau) = c_1^{-1} g(\tau)$ 成立。令 $K(u)$ 为一个核函数, $b > 0$ 表示带宽。在 $0 \leq \tau \leq 1$ 处 $g(\tau)$ 的局部线性估计量可以通过最小化式(3)获得:

$$Q = \sum_{i=1}^n \left\{ |r_i| - a_0 - a_1(\tau_i - \tau) \right\}^2 + K\left(\frac{\tau_i - \tau}{b}\right) \quad (3)$$

假设 $E(\xi_t^4) < \infty$,我们可以获得 $s(\tau)$ 的一致估计量,如下所示。令 $\xi_{1i} = r_i / \hat{g}(\tau_i)$,可以得出一个一致估计量 c_1 。

$$\hat{c}_1 = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\xi}_{1i}^2 \right]^{-1/2} \quad (4)$$

同时,我们可以获得:

$$\hat{s}(\tau) = \hat{c}_1^{-1} \hat{g}(\tau) \quad (5)$$

以上分析表明,长期风险可以在未估计短期风险的情况下,通过选择合适带宽首先被估计。利用该方法,各上市商业银行的尺度函数 $s(\tau)$ 分别对 $d=1$ 和 $d=2$ 进行估计。在所有情况下选择的相应带宽在表2中给出。

从表2不难看出,通常情况下,选择 $d=1$ 和 $d=2$ 时的带宽基本一致,而且图1~8表明所选的带宽可以明显地反映长期风险在每个阶段的变化。图1~8中各银行的(a)~(d)图分别反映各上市商业银行的观测值、回报序列、长期风险尺度函数(其中,实线代表 $d=1$;虚线代表 $d=2$)和标准化回报序列。观察图1~8中的各个(c)图不难发现,通常情况下 $d=1$ 和 $d=2$ 所估计的尺度函数几乎是重合的,仅有在高峰值和边界的情况下,这两个估计量存在不同,而且在高峰值即危机时期, $d=1$ 略高于 $d=2$ 的尺度函数,因此谨慎考虑,我们建议使用 $d=1$ 。

通过图1~8我们可以看出,该模型拟合的长期风险(由尺度函数表示,见图(c))与中国宏观经济的运行情况基本一致。由于中国各个银行上市时间不同,且普遍在2007年年底才正式上市,因此受到数据的限制,金融危机对其影响未能全面反映。

在此,我们以上市时间较早的民生银行为例。从图6可以看出,2006年以前,民生银行的风险一直处于低位。但是,随着2002年中国推出的国有商业银行股份制改革,2005年交行、建行、中行、工行、农行陆续实现了上

① 我们得到了16家上市商业银行以及金融行业的18个同类图形,但限于篇幅这里只列出8个图形,其他图形备索。

市改制,2006年的中国经济运行逐渐呈现出更加复杂的局面:一方面,商业银行信贷扩张机制与政府调控经济过热的宏观政策的矛盾;另一方面,伴随着外资银行的介入,银行体系的竞争压力接踵而至。表现在图形中,从2006年年初,民生银行的尺度函数开始迅速攀升,这可以理解为风险的累积潜伏期,之后2007年到2008年金融危机爆发后,该风险一直处于高位,直到2009年年末,尺度函数才回归预警线以下,此时正好对应全球金融危机的结束。而金融指数和银行指数的尺度函数拟合结果(见图7(c)和8(c))表明,在2008~2009年金融危机爆发期间,中国银行业整体风险偏高,而当前的风险水平则处于较低水平。此外,值得一提的是,2013年6月20日,标志着银行间流动性水平的SHIBOR(上海银行间同业拆放利率)隔夜利率暴涨,银行资金不足,流动风险加大,进而引发了违约可能性等一系列风险,资金纷纷逃离银行股,面对这一风险的冲击,民生银行的长期风险也出现了小幅度的攀升。

观察图1~8我们发现,对于2013年的银行拆借利率上升导致的流动性风险,四大商业银行并没有出现明显变化,这可以在一定程度上说明四大商业银行的资金较为充足,流动性较好,整体的抗风险能力较强。农业银行由于上市时间较晚,参考数据较少,未能很好地反映金融危机阶段的长期风险水平,但图形反映出在2013年上半年农业银行表现出较高的长期风险,几乎接近预警上线,但是,在2013年下半年又迅速降回下限。而其他股份制银行,除华夏银行外,2013年,代表长期风险的尺度函数都出现明显的增大,其中,浦发银行和平安银行的长期风险已经超过中间线,并有继续攀升的趋势,但是,并不清楚这是否是一个中长期冲击,出于谨慎,我们建议应该加大对这两家银行的风险预警,采取必要的防范措施。因此,从金融指数和银行指数的模拟结果看,中国整体上市商业银行业的长期风险水平处于较低水平,但是个别银行需要加强监测预警。

图1(d)至8(d)显示,标准化的回报序列是相当平稳的。此外,他们还表现出明显的集群效应,不受估计和

表1 各银行数据基本统计分析

	均值(%)	方差	标准差	偏度	峰度	J-B 值
中国银行	-0.004 7	0.000 3	0.017 6	0.339 6	6.587 8	0
工商银行	0.008 6	0.000 4	0.019 2	0.023 2	9.093 7	0
建设银行	-0.054 3	0.000 4	0.019 5	0.250 1	7.265 6	0
农业银行	-0.010 0	0.000 1	0.011 1	0.966 8	9.007 9	0
交通银行	-0.074 1	0.000 5	0.022 8	0.051 8	4.289 9	0
华夏银行	0.000 5	0.000 8	0.027 7	-1.087 7	17.011 2	0
招商银行	0.003 1	0.000 7	0.026 4	-1.742 6	29.257 2	0
民生银行	-0.020 9	0.000 8	0.027 6	-1.623 8	18.682 1	0
浦发银行	-0.020 9	0.000 8	0.028 0	-1.679 4	25.534 2	0
平安银行	-0.011 1	0.000 9	0.029 6	-1.521 0	31.919 8	0
北京银行	-0.069 8	0.000 6	0.024 7	-0.453 5	2.843 0	0
南京银行	-0.067 6	0.000 7	0.025 5	-0.216 4	12.140 1	0
中信银行	-0.060 9	0.000 6	0.024 8	0.325 1	6.278 5	0
光大银行	-0.021 8	0.000 3	0.016 9	1.325 6	12.071 0	0
兴业银行	-0.044 8	0.001 2	0.035 6	-4.649 0	78.179 6	0
宁波银行	-0.071 2	0.000 7	0.026 8	0.195 5	3.653 4	0
金融指数	0.019 3	0.000 3	0.017 8	0.459 9	3.862 5	0
银行指数	0.000 8	0.000 5	0.022 6	0.218 5	2.161 5	0

数据来源:万德金融数据库。

表2 观察样本个数和不同情形下的带宽选择结果

银行	样本个数(n)	d=1	d=2
中国银行(ZGB)	1 822	0.084	0.154
工商银行(GSB)	1 742	0.186	0.193
建设银行(JSB)	1 517	0.121	0.105
农业银行(NYB)	827	0.168	0.176
交通银行(JTB)	1 603	0.139	0.114
华夏银行(HXB)	2 486	0.124	0.131
招商银行(ZSB)	2 830	0.116	0.127
民生银行(MSB)	3 143	0.130	0.134
浦发银行(PFB)	3 403	0.102	0.123
平安银行(PAB)	5 530	0.075	0.089
北京银行(BJB)	1 517	0.092	0.098
南京银行(NJB)	1 560	0.118	0.121
中信银行(ZXB)	1 621	0.210	0.233
光大银行(GDB)	805	0.149	0.150
兴业银行(XYB)	1 664	0.088	0.125
宁波银行(NBB)	1 560	0.119	0.115
金融指数(JRI)	3 029	0.150	0.155
银行指数(YHI)	3 382	0.086	0.113

数据来源:作者计算。

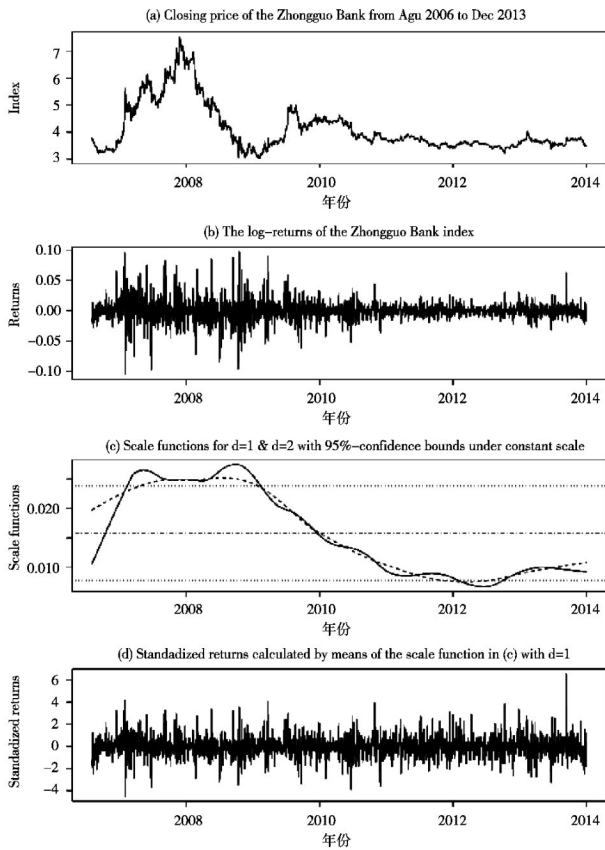


图1 中国银行(ZGB)

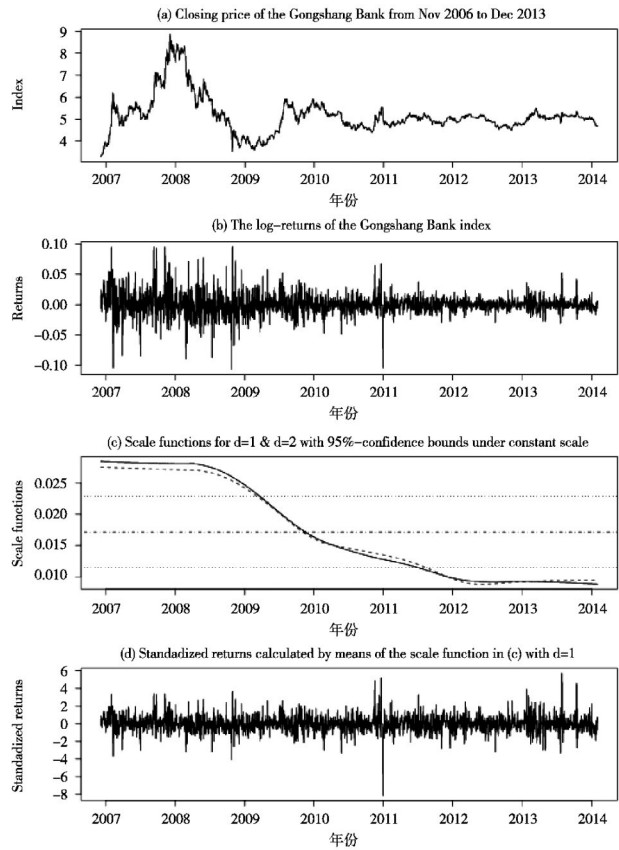


图2 工商银行(GSB)

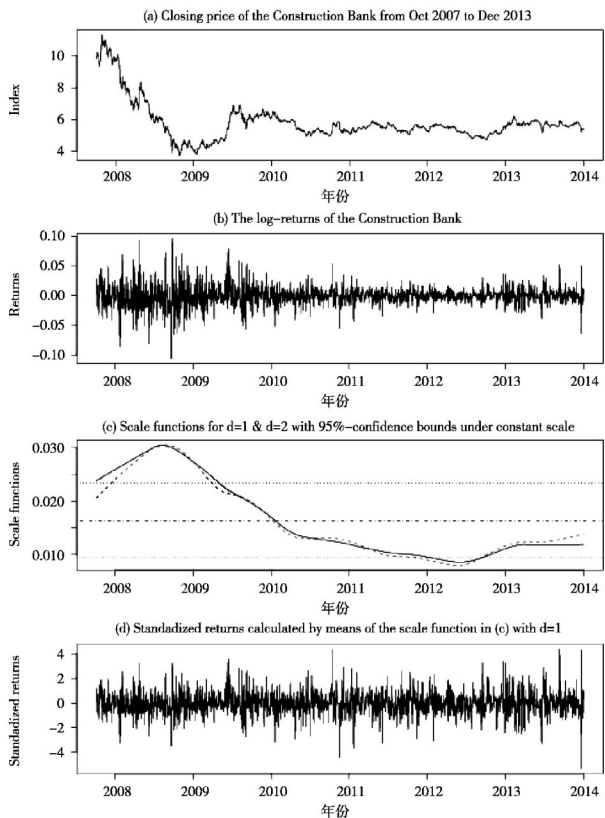


图3 建设银行(JSB)

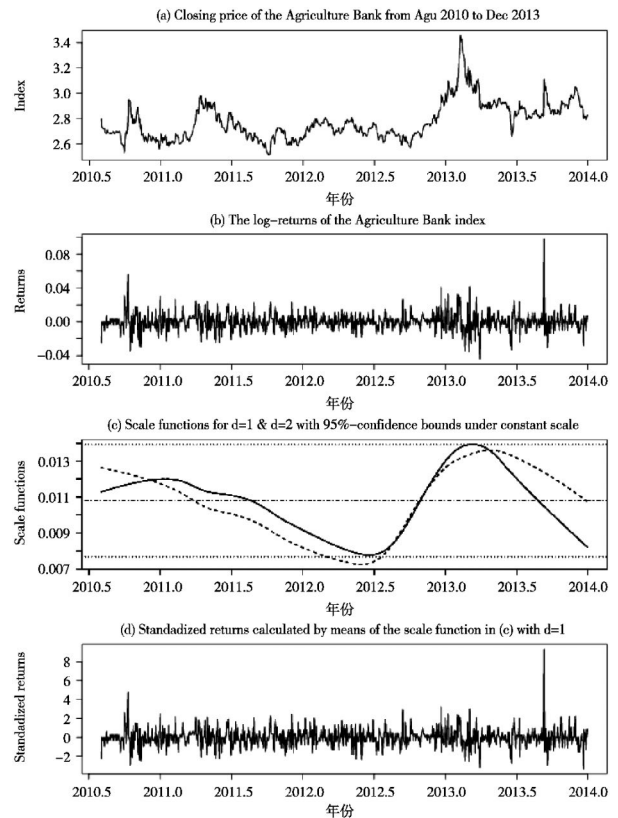


图4 农业银行(NYB)

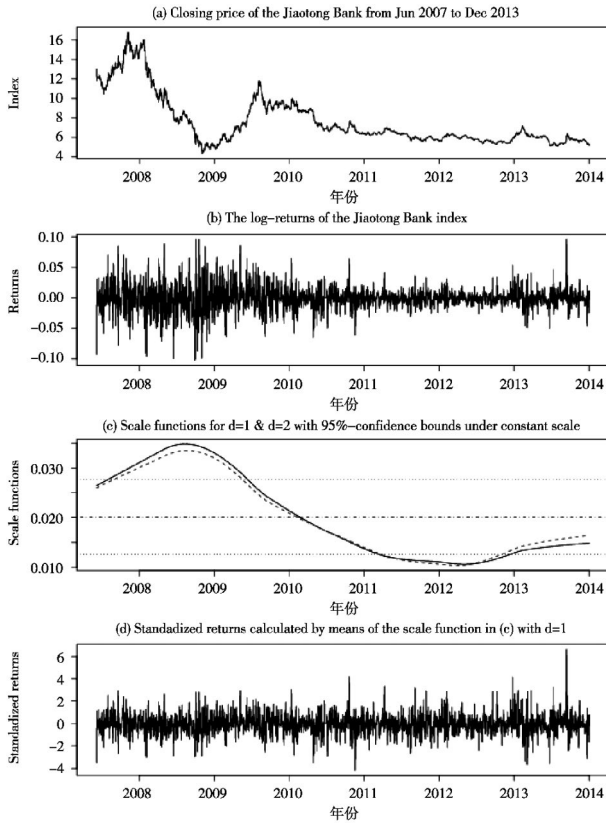


图5 交通银行(JTB)

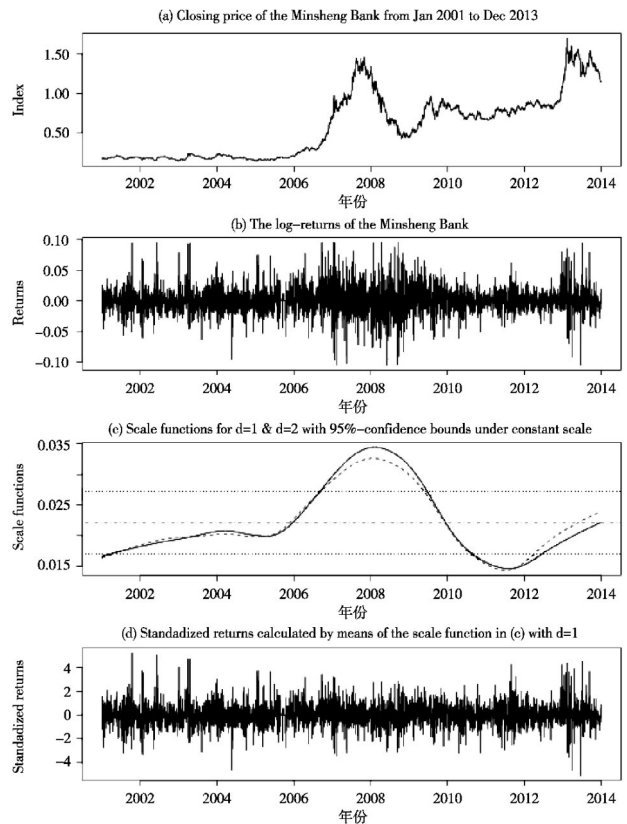


图6 民生银行(MSB)

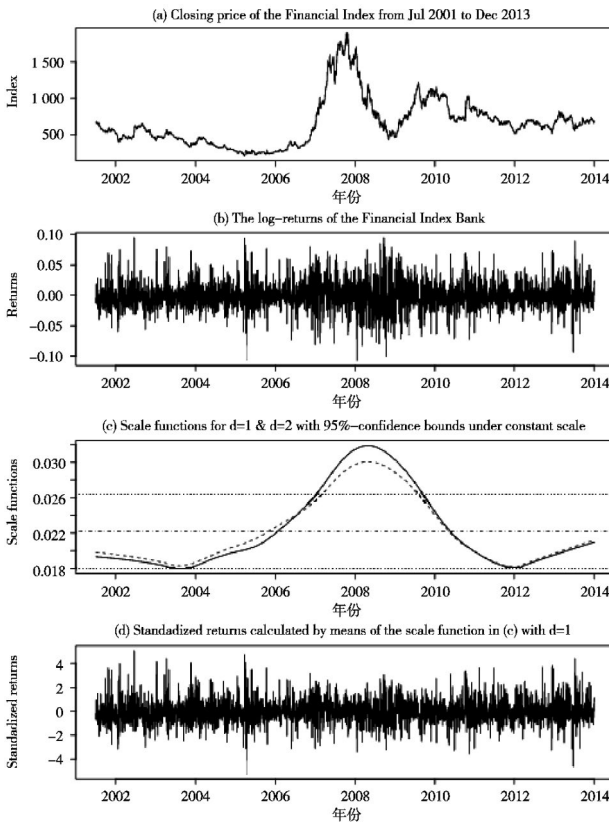


图7 金融指数(JRI)

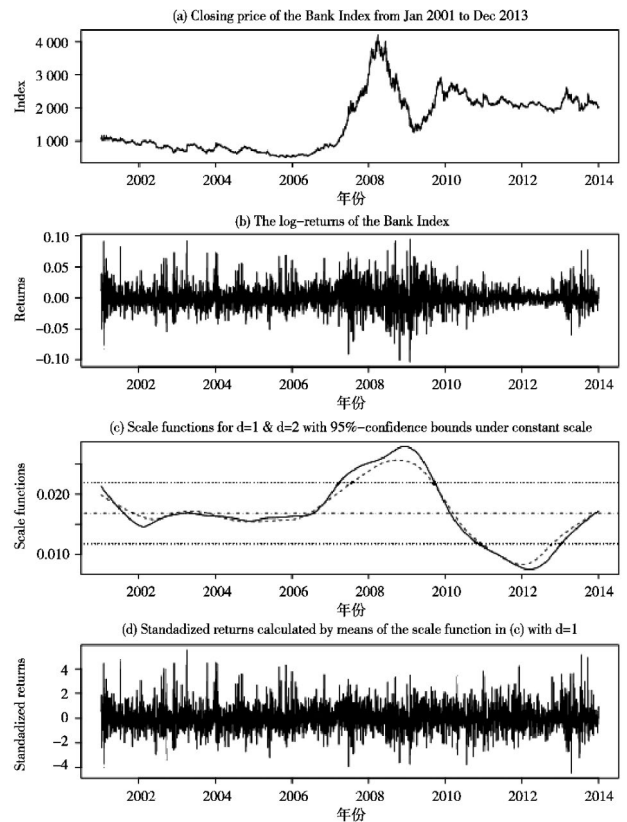


图8 银行指数(YHI)

调整长期风险的影响,因为长期风险和短期风险的构成几乎是彼此正交的。

上述结果表明,Semi-APARCH模型中的尺度函数可以作为标准来评估风险是处于低水平、常规的水平还是已经达到高水平。在此,我们建议将上边界作为未来银行危机爆发可能性的一个早期预警。当风险触及上边界时,认为银行危机爆发的可能性较高,要加强防范和预警。此外,出于谨慎,使用一个较低的显著性水平(例如,一个大的值)可能是更优的选择。

2. 条件异方差分析及其结果。为了分析标准化回报的条件异方差问题,在正态分布、偏正太、t分布、偏t分布、一般误差和偏一般误差分布,即APARCH-n, APARCH-sn, APARCH-t, APARCH-st, APARCH-g和APARCH-sg假设前提下,对APARCH模型(1,1),(1,2),(2,1)和(2,2)阶数分别进行序列拟合。数据分析结果表明,在各种情况下滞后阶数(1,1)是在BIC原则下最好的。因此,为了节约空间,我们仅对APARCH(1,1)模型的结果进行列示和讨论。

通过比较,我们发现APARCH-t(1,1)适用于分析中国金融市场短期风险的不同特征。在APARCH-t(1,1)的情况下拟合的相关系数和相应的标准化偏差在表3中给出。

以中国银行和浦发银行为例,其拟合公式分别如下:

表3 在APARCH-t(1,1)模型下上市商业银行的参数估计结果

		ω	α_1	γ_1	β_1	δ	Shape
中国银行	系数	0.144	0.087	0.089	0.781	2.000	4.415
	标准差	0.060	0.030	0.100	0.074	0.565	0.493
	P值	0.017*	0.003**	0.367	<2e-16***	0.000 4***	<2e-16***
工商银行	系数	0.095	0.083	0.098	0.841	1.334	4.744
	标准差	0.029	0.020	0.136	0.037	0.370	0.547
	P值	0.001*	3.4e-05***	0.472	<2e-16***	0.000 3***	<2e-16***
建设银行	系数	0.086	0.055	0.271	0.860	2.000	5.339
	标准差	0.031	0.021	0.153	0.038	0.560	0.743
	P值	0.006**	0.009**	0.076	<2e-16***	0.000 4***	6.89e-13***
农业银行	系数	0.070	0.093	-0.060	0.863	1.311	4.137
	标准差	0.032	0.031	0.209	0.043	0.380	0.682
	P值	0.027*	0.002**	0.771	<2e-16***	0.000 6***	1.3e-09***
交通银行	系数	0.069	0.040	0.045	0.894	2.000	5.062
	标准差	0.028	0.020	0.131	0.034	0.747	0.669
	P值	0.015*	0.042*	0.728	<2e-16***	0.007 4**	3.89e-13***
华夏银行	系数	0.101	0.111	0.063	0.808	0.245	4.673
	标准差	0.016	0.013	0.134	0.018	0.046	-
	P值	9.21e-11***	<2e-16***	0.641	<2e-16***	9.46e-08***	-
招商银行	系数	0.061	0.059	0.050	0.895	0.568	4.864
	标准差	0.019	0.013	0.160	0.022	0.277	0.505
	P值	0.002**	1.56e-05***	0.753	<2e-16***	0.041*	<2e-16***
民生银行	系数	0.059	0.084	0.055	0.873	1.556	4.960
	标准差	0.015	0.015	0.075	0.021	0.345	0.460
	P值	5.87e-05***	1.87e-08***	0.457	<2e-16***	6.45e-06***	<2e-16***
浦发银行	系数	0.047	0.081	0.127	0.892	0.476	4.147
	标准差	0.014	0.012	0.107	0.015	0.121	0.331
	P值	0.000 5***	8.25e-12***	0.236	<2e-16***	8.58e-05***	<2e-16***
平安银行	系数	1.000e-06	0.331	-0.019	0.806	0.502	2.366
	标准差	-	-	-	-	-	-
	P值	-	-	-	-	-	-
北京银行	系数	0.838	0.101	0.018	0.086	2.000	5.111
	标准差	0.295	0.050	0.187	0.293	1.186	0.736
	P值	0.004**	0.043*	0.924	0.769	0.092	3.8e-12***
南京银行	系数	0.104	0.035	0.484	0.870	1.168	5.130
	标准差	0.047	0.017	0.545	0.051	0.960	0.702
	P值	0.025*	0.045*	0.374	<2e-16***	0.223	2.75e-13***
中信银行	系数	0.054	0.056	0.151	0.893	2.000	4.862
	标准差	0.021	0.021	0.109	0.029	0.537	0.612
	P值	0.010*	0.007**	0.164	<2e-16***	0.002***	2e-15***
光大银行	系数	0.092	0.044	-0.073	0.878	2.000	3.757
	标准差	0.057	0.040	0.276	0.063	1.570	0.583
	P值	0.105	0.276	0.790	<2e-16***	0.203	1.18e-10***
兴业银行	系数	0.108	0.023	1.000	0.875	1.080	5.689
	标准差	0.062	0.013	0.046	0.065	0.719	0.859
	P值	0.078	0.075	<2e-16***	<2e-16***	0.133	3.57e-11***
宁波银行	系数	0.088	0.033	0.877	0.890	0.639	4.951
	标准差	0.032	0.015	0.358	0.036	0.398	0.635
	P值	0.006**	0.029*	0.014*	<2e-16***	0.108	6.44e-15***
金融指数	系数	0.058	0.067	0.037	0.886	1.959	4.153
	标准差	0.020	0.016	0.070	0.026	0.435	0.350
	P值	0.004**	4.11e-05***	0.600	<2e-16***	6.85e-06***	<2e-16***
银行指数	系数	0.079	0.066	-0.016	0.866	1.829	4.115
	标准差	0.022	0.015	0.084	0.027	0.414	0.322
	P值	0.000***	7.69e-06***	0.846	<2e-16***	9.89e-06***	<2e-16***

注:***、**、*和·分别表示统计量在0.1%、1%、5%和10%的显著性水平下统计显著,下同。
数据来源:作者计算。

$$\sigma_t^2 = 0.144 + 0.087(|\xi_{t-1}| + 0.089\xi_t)^2 + 0.781\sigma_{t-1}^2, \eta_t \sim t(4.415) \quad (6)$$

$$\sigma_t^{0.476} = 0.047 + 0.081(|\xi_{t-1}| + 0.127\xi_t)^{0.476} + 0.892\sigma_{t-1}^{0.476}, \eta_t \sim t(4.147) \quad (7)$$

依据(6)和(7)式的结果,我们可以得出中国上市银行短期风险在厚尾分布和杠杆效应方面的显著特征。中国银行和浦发银行 t 分布的自由度分别为 4.415 和 4.147,说明这两家银行存在明显的厚尾现象,即出现极端回报的几率较高,风险较大。但是,这两家银行的杠杆参数仅分别为 0.089 和 0.127,杠杆效应并不显著。

表 3 的参数估计结果表明,中国上市商业银行 t 分布的自由度普遍在 4 以上,出现极端风险的可能性较大。中国上市商业银行的杠杆效应普遍较低,只有兴业银行和宁波银行的杠杆参数较高,分别为 1.000 和 0.877。

此外,我们发现 APARCH-t、APARCH-st、APARCH-g 和 APARCH-sg 模型在阶数为(1,1)情况下的 BIC 标准绝大部分符合广义误差分布,测算的结果表明基于 ged 分布(广义误差分布)的 APARCH 模型可以更好地拟合上市商业银行的波动规律。

3. 相关性分析。依据 Press(1996)对相关系数的定义,我们将上市商业银行尺度函数之间的相关性进行了测算,结果如表 4 所示。

表 4 各上市商业银行尺度函数之间相关系数

Case	ZGB/GSB	GSB/JSB	GSB/JTB	ZGB/JSB	ZGB/JTB	JSB/JTB	PFB/HXB	MSB/HXB
Corr	0.983	0.955	0.962	0.980	0.991	0.995	0.981	0.936
Case	MSB/ZSB	ZSB/BJB	BJB/NBB	GSB/PFB	GSB/HXB	GSB/MSB	GSB/ZSB	GSB/ZXB
Corr	0.959	0.955	0.948	0.913	0.936	0.859	0.914	0.873

表 4 的结果显示,代表中国上市商业银行长期风险的尺度函数之间的相关系数普遍较高,尺度函数之间具有较强的相似性,运行轨迹几乎平行,即中国的银行机构之间具有极强的系统相关性。

五、结 论

本文以中国上市商业银行股票对数收益率为研究对象,利用收益率的平滑波动趋势模拟其长期风险的构成,并将尺度函数 $s(\tau)$ 作为各银行长期(累计)风险的衡量指标,由于 $s(\tau)$ 是时间的函数,为了使 APARCH 模型的参数回归结果为一致估计量,本文对 $s(\tau)$ 进行了非参数处理,最后,对所有上市商业银行自上市到 2013 年 12 月 31 日以及这期间的整个银行业和金融市场的长期风险和短期风险进行了测算。在 $d=1$ 和 $d=2$ 的条件下,使用自由选择带宽的方法计算了各上市商业银行和整体银行业的尺度函数,并提出了利用尺度函数上限加强风险管理的预警方法。研究结果表明:

第一, Semi-APARCH 模型较为准确地模拟了各上市商业银行及银行业整体 2007 年到 2013 年期间的风险波动情况;当前中国上市商业银行的长期风险相对稳定,并处于较低水平,而且模型通过对长期风险 $s(\tau)$ 和短期风险 σ_t^2 的分离,提高了风险监测的有效性;由于长期风险和短期风险的构成彼此正交,标准化的回报序列相对平稳,呈现出明显的集群效应。

第二,在金融危机爆发的 2008~2009 年期间,无论是中国个别商业银行还是整个银行业(由银行指数代表)乃至中国整个金融市场(由金融指数代表)的长期累积风险均处于较高水平,2010 年后才逐步降至正常水平。

第三,值得注意的是,实证结果显示 2013 年隔夜拆借利率的飙升导致银行业风险加大,并有进一步攀升的趋势,突出表现在浦发银行和平安银行等部分股份制银行,对此我们建议相关部门应增强风险预警与防范。

第四,本文在 APARCH-n、APARCH-sn、APARCH-t、APARCH-st、APARCH-g 和 APARCH-sg 假设前提下,对上市商业银行的波动规律进行了拟合,拟合结果表明中国上市商业银行短期风险的杠杆效应较低, t 分布呈现明显的厚尾特征,而 BIC 原则选取的 ged 分布使各上市银行 t 分布的自由度普遍降低,因此,我们认为 t 分布会导致高估风险。

第五,相关性分析表明商业银行尺度函数之间的相关性水平较高,相关系数几乎接近于 1,这进一步论证了中国各商业银行间具有显著的系统相关性。□

[参考文献]

- 高国华、潘英丽. 2013. 基于动态相关性的我国银行系统性风险度量研究[J]. 管理评论 (1) :9-15.
- 洪永森、成思危、刘艳辉等. 2004. 中国股市与世界其他股市之间的大风险溢出效应[J]. 经济学季刊 (2) :703-726.
- 刘晓星、段斌、谢福座. 2011. 股票市场风险溢出效应研究: 基于 EVT-Copula-CoVaR 模型的分析[J]. 世界经济 (11) :145-159.
- 穆春舟. 2008. 中国金融风险评评估与风险预警研究[D]. 长春: 吉林大学.
- 叶五一、陈杰成、缪柏其. 2010. 基于虚拟变量分位点回归模型的条件 VaR 估计以及杠杆效应分析[J]. 中国管理科学 (4) :1-7.
- Bali T.G., Mo H. and Tang Y. 2008. The Role of Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis in the Estimation of Conditional VaR [J]. Journal of Banking & Finance 32(2) 269-282.
- Bee Marco and Miorelli Fabrizio 2010. Dynamic VaR Models and the Peaks Over Threshold Method for Market Risk Measurement :An Empirical Investigation During a Financial Crisis[R].Elenco Dei Working Paper.
- Bellegem V.S. and von Sachs R. 2004. Forecasting Economic Time Series with Unconditional Time-varying Variance[J]. International Journal of Forecasting 20 611-627.
- Bollerslev T. 1987. A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return[J]. Review of Economics & Statistics 69(3) 542-547.
- Bollerslev T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity[J]. Econometrics 31 307-327.
- Bollerslev T., Engle R.F. and Nelson D.B. 1994. ARCH Models[R]/Engle R.F. and McFadden D. eds. Handbook of Econometrics , Vol.4 (Elsevier Science B.V. Amsterdam).
- Bougerol P. and Picard N. 1992. Stationarity of GARCH Processes and of Some Nonnegative Time Series[J]. Journal of Econometrics 52 : 115-128.
- Brownlees C. and Engle R. 2010. Volatility Correlation and Tails for Systemic Risk Measurement[R]. NYU-Stern Working Paper.
- Ding Z., Granger C.W.J. and Engle R.E. 1993. A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model[J]. Journal of Empirical Finance (1) 83-106.
- Engle R.F. and Rangel J.G. 2008. The Spline-GARCH Model for Low-frequency Volatility and its Global Macroeconomic Causes[J]. Review of Financial Studies (21) : .
- Engle R. and Gonzalez Rivera G. 1991. Semiparametric ARCH Models[J]. Journal of Business and Economic Statistics 9(4) 345-359.
- Feng Y. 2013. Estimating the Scale Function in a General Semi-GARCH Framework under Weak Moment Conditions[J]. Forthcoming Preprint, University of Paderborn.
- Feng Y. and Sun Jixin 2013. A Semi-APARCH Approach for Comparing Long-term and Short-term Risk in Chinese Financial Market and in Mature Financial Markets[R]. Center for International Economics Working Paper.
- Freixas X., Parigi B.M. and Rochet J.C. 2000. Systemic Risk, Interbank Relations and Liquidity Provision by the Central Bank[J]. Journal of Money Credit and Banking (32) 611-638.
- Girardi G. and Tolga A. 2010. How to Account for Interdependence of Risk in Financial Markets? A Garch Approach to Conditional Value at Risk Estimation[R]. Department of Economics Suolk University Working Paper.
- Higgins M.L. and Bera A.K. 1992. A Class of Nonlinear Arch Models International[J]. Economic Review 33 :137-158.
- McAleer M. and da Veiga B. 2005. Spillover Effects in Forecasting Volatility and VaR[R]. School of Economics and Commerce University of Western Australia.
- Nelson D.B. 1990. Stationarity and Persistence in the GARCH(1,1) Model[J]. Econometric Theory 6 318-334.
- Nelson D.B. 1991. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns :A New Approach[J]. Econometric 59(2) 347-370.
- Nelson D.B. and Cao C.Q. 1992. Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model[J]. Journal of Business and Economic Statistics 10 : 229-235.
- Press W.H.(ed.) 1996. Numerical Recipes in C[M]. Cambridge Cambridge Univ. Press.
- Schroder M. and Schuler M. 2003. The Systemic Risk in European Banking Evidence from Bivariate GARCH Models[R]. Center for European Economic Research Working Paper.
- Zakoian J.M. 1994. Threshold Heteroskedasticity Models[J]. Journal of Economic Dynamics and Control 15 931-955.

(责任编辑 渐修 校对 梅言)