基于ARCH类模型的国债市场波动率研究

张志英

（武汉理工大学管理学院 武汉 430070）

【摘要】本文运用自回归条件异方差（ARCH）类模型对我国国债市场（包括银行间国债市场和交易所国债市场）的波动率进行实证分析，结果显示：我国国债市场具有波动率集聚的特征，存在ARCH效应，不存在杠杆效应和高风险、高收益特征，同时国债市场的波动具有很强的持续性。

【关键词】ARCH模型 国债市场 波动率

金融资产收益与波动率历来是金融学家和计量经济学家较为关注的问题。传统理论认为，风险与收益存在正相关关系，高风险会带来高收益。为此，金融学家提出了许多计量方法来拟合资产收益与波动率，从而实现对它们的估计与预测。本文以银行间国债市场和交易所国债市场为研究对象，借助ARCH模型、GARCH模型、TGARCH模型以及GARCH-M模型对我国国债市场的波动率进行研究。

一、文献回顾

金融学家在对资产收益和波动率的关系进行研究时，发现金融时间序列的收益具有尖峰厚尾的特征，波动率具有集聚效应。厚尾现象又称肥尾现象，是指资产的收益不服从标准的正态分布，而是具有尖峰厚尾特征。波动率集聚表明波动率不仅是变化的，而且某阶段的波动率一直较高，而在另一阶段则较低。

恩格尔和克拉克（1983）在分析宏观数据时发现，时间序列模型中扰动方差的稳定性通常比假设的要差。这可能是由于金融市场易受货币政策、财政政策等的影响而出现波动，从而使误差项的条件方差不是某个自变量的函数，而是随时间变化并且依赖于过去误差的大小。据此，恩格尔（1982）提出了ARCH模型，并由博勒斯莱文（1986）发展成为广义的ARCH模型，解决了序列的条件异方差问题。

二、模型简介

1. ARCH模型。若一个随机变量y_t可以表示为AR（q）的形式，即：

$$y_t=b_0+\sum_{i=1}^{n}b_i y_{t-i}+\varepsilon_t \qquad (1)$$

若$\varepsilon_t=\sigma_t z_t$，则：$\sigma_t=\alpha_0+\sum_{j=1}^{q}\alpha_j\varepsilon_{t-j}^2$，$E(z_t)=0$，$Var(z_t)=1$，$E(z_t z_s)=0(t\neq s)$。其中：$\alpha_0>0$，$\alpha_j>0$，且$\sum_{j=1}^{q}\alpha_j<1$，则称$\varepsilon_t$服从ARCH（q）过程。

2. GARCH模型。一般，GARCH（p，q）模型的均值方程和条件方差方程可以用如下形式表示：

均值方程：$y_t=x_t'\gamma+\varepsilon_t$ （2）

其中：$\varepsilon_t=\sigma_t z_t$。

条件方差方程：$\sigma_t^2=\omega+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2+\sum_{j=1}^{p}\beta_j\sigma_{t-j}^2=\omega+\alpha(L)\varepsilon_t^2+\beta(L)\sigma_t^2$ （3）

标准的GARCH（1，1）模型的条件方差方程可以表示为：

$$\sigma_t^2=BVar(\varepsilon_t\mid\psi_{t-1})=\omega+\alpha\varepsilon_{t-1}^2+\beta\sigma_{t-1}^2$$

3. TGARCH模型。TGARCH（p，q）模型的均值方程与GARCH模型的相同，其条件方差方程为：

$$\sigma_t^2=\omega+\sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2+\gamma\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}+\sum_{j=1}^{p}\beta_j\sigma_{t-j}^2 \qquad (4)$$

4. GARCH-M模型。将条件方差作为均值（收益率）的决定因素，就可以得到GARCH-M模型。

均值方程：$y_t=x_t'\gamma+\delta\sigma_t+\varepsilon_t$ （5）

其中：$\varepsilon_t=\sigma_t z_t$。

条件方差方程：$\sigma_t^2=BVar(\varepsilon_t\mid\psi_{t-1})=\omega+\alpha(L)\varepsilon_t^2+\beta(L)\sigma_t^2$ （6）

GARCH-M（1，1）模型的均值方程同式（5），条件方差方程与GARCH（1，1）模型的相同。

三、实证分析

本文选择的样本数据为银行间国债市场和交易所国债市场的日收益率，分别用ib、ie表示。由于两个市场的交易日不完全相同，故选取两个市场同时开放的日交易数据。样本实证分析期间为2002年1月1日至2007年12月31日，样本数据为1 445组。本文研究采用的分析工具是Eviews 5.0软件包。

1. 检验银行间国债市场和交易所国债市场的收益率是否服从正态分布。具体结果见表1：

表1 国债市场收益率的描述性特征

	均 值	标准差	偏度系数	峰度系数	JB统计量	概 率
ib	3.108 913	0.619 784	0.668 267	2.260 368	140.391 5	0.000 000
ie	3.498 428	0.682 926	0.630 678	2.154 444	138.743 5	0.000 000

如果银行间国债市场和交易所国债市场的收益率服从正态分布，则收益的偏度S=0，峰度K=3，JB统计量服从自由度为

2的X^2分布。S>0，表明序列右偏；S<0，表明序列左偏。如果序列的峰度K>3，表明序列具有尖峰厚尾的特征；如果K<3，则说明序列比较扁平。如果JB统计量超过$X^2(2)$的临界值，则序列不服从正态分布。根据图1、图2可知，银行间国债市场和交易所国债市场的收益率均不服从正态分布，序列扁平、右偏。

2. 银行间国债市场和交易所国债市场的自相关检验。通过对银行间国债市场和交易所国债市场的收益率序列的自相关函数和偏自相关函数进行判断，并利用Ljung-Box Q统计量诊断，发现两个市场的收益率序列的自相关性都非常显著，交易所国债市场的收益率序列的自相关程度比银行间国债市场的收益率序列的大，说明交易所国债市场当前的收益率信息对以后的收益率走势的影响比银行间国债市场的大。两个市场的收益率的自相关系数、偏自相关系数及Q统计量见表2、表3：

表2　银行间国债市场收益率的自相关及偏自相关系数

滞后阶数	AC	PAC	Q-Stat
1	0.991	0.991	1 419.9
2	0.984	0.167	2 823.1
3	0.978	0.038	4 210.3
4	0.972	−0.011	5 580.6
5	0.966	0.022	6 935.6
10	0.936	0.034	13 461

表3　交易所国债市场收益率的自相关及偏自相关系数

滞后阶数	AC	PAC	Q-Stat
1	0.996	0.996	1 436.8
2	0.993	−0.051	2 863.5
3	0.989	0.082	4 281.7
4	0.986	−0.025	5 691.1
5	0.982	−0.013	7 091.4
10	0.962	0.244	13 929

3. ARCH效应检验。首先利用残差图来检验银行间国债市场的收益率和交易所国债市场的收益率是否存在ARCH效应。具体见图1、图2。

观察图1、图2可以发现，银行间国债市场和交易所国债市场存在波动率集聚现象和异方差效应。

再采用ARCH-LM检验两序列是否存在高阶的ARCH效应。ARCH-LM检验的结果如表4、表5所示：

表4　ib的ARCH-LM检验结果

F统计量	26.850 23	概率值(P值)	0
TR^2统计量	187.834 00	概率值(P值)	0

表5　ie的ARCH-LM检验结果

F统计量	158.791 4	概率值(P值)	0
TR^2统计量	675.855 7	概率值(P值)	0

根据表4、表5可知，序列存在高阶ARCH效应，即存在GARCH效应。

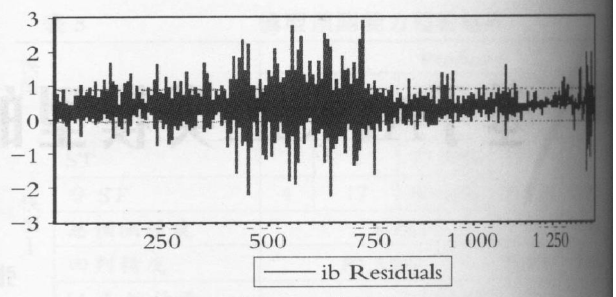

图1　ib的残差图

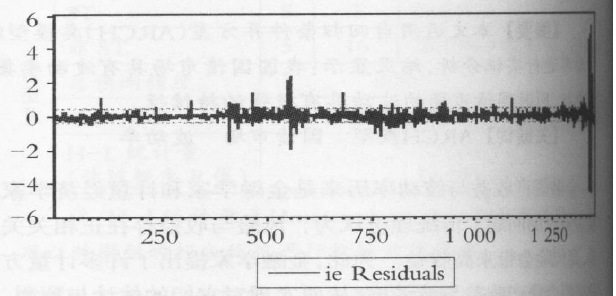

图2　ie的残差图

4. GARCH(1,1)模型。根据GARCH(1,1)模型模拟银行间国债市场和交易所国债市场的收益率及条件方差方程。

银行间国债市场：

$$ib_t=0.662\ 681ib_{t-1}+0.315\ 607ib_{t-2}+0.165\ 891ie_{t-1}-0.146\ 494ie_{t-2}+\hat{\varepsilon}_t$$

(26.106 58**)　(12.258 93**)　(5.067 852**)　(−4.431 498**)

$$\hat{\sigma}_t^2=4.78E\text{-}06+0.070\ 947\ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2+0.934\ 943\ \hat{\sigma}_{t-1}^2$$

(2.041 860*)(11.036 55**)(180.895 7**)

其中：括号内的数值为Z值，**、*表示在5%、10%的水平上显著。

交易所国债市场：

$$ie_t=1.122\ 907ie_{t-1}-0.124\ 157ie_{t-2}+\hat{\varepsilon}_t$$

(31.629 59**)(−3.497 121**)

$$\hat{\sigma}_t^2=7.72E\text{-}05+0.519\ 040\ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2+0.599\ 277\ \hat{\sigma}_{t-1}^2$$

(13.257 11**)(14.832 97**)(39.098 99**)

以上模型表明：

(1)银行间国债市场和交易所国债市场的收益率方程中均有滞后项，这表明银行间国债市场与交易所国债市场的收益率的当前走势对未来的走势会产生影响。这种信息没有及时被市场获取，反映在当期的收益率中，符合上文中的自相关检验，两个市场的收益率序列的自相关性都很强。

(2)银行间国债市场的收益率方程中有交易所国债市场的一期和二期滞后项，并且其系数在10%的水平上显著。这表明交易所国债市场的收益率的走势对银行间国债市场的收益率的走势有明显的二期前导作用。

(3)银行间国债市场：α+β=1.005 89>1，表明在银行间国债市场中，收益的冲击有持续的影响。交易所国债市场：α+

β=1.118 317>1,表明在交易所国债市场中,收益的冲击有持续的影响。

(4)运用GARCH(1,1)模型后,再对方程进行ARCH检验,ARCH效应已消除。

5. TGARCH(1,1)模型。检验我国国债市场是否存在非对称效应,即当国债市场的收益率提高和下降的幅度相同时,收益率下降是否会伴随着更剧烈的波动。运用TGARCH(1,1)模型进行检验。

银行间国债市场:

$ib_t=0.646\ 690ib_{t-1}+0.332\ 706ib_{t-2}+0.195\ 565ie_{t-1}-$

(36.285 32**)(19.051 84**)(8.384 573**)

$0.177\ 305\ 6ie_{t-2}+\hat{\varepsilon}_t$

(−7.682 659**)

$\hat{\sigma}_t^2=5.41E-06+0.095\ 716\hat{\varepsilon}_{t-1}^2-0.037\ 3\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}+$

(1.230 079)(8.006 912**)(−2.467 218*)

$0.925\ 156\hat{\sigma}_{t-1}^2$

(115.848 8**)

交易所国债市场:

$ie_t=1.134\ 731ie_{t-1}-0.135\ 617ie_{t-2}+\hat{\varepsilon}_t$

(34.115 32**)(4.083 232**)

$\hat{\sigma}_t^2=8.40E-05+0.724\ 873\hat{\varepsilon}_{t-1}^2-0.424\ 598\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}+$

(13.321 51**)(10.090 79**)(−4.795 436**)

$0.578\ 004\hat{\sigma}_{t-1}^2$

(36.457 75**)

TGARCH(1,1)模型的结果和GARCH(1,1)模型的结果没有太大的差别。在银行间国债市场和交易所国债市场的方差方程中,d_{t-1}的系数为负,表明非对称效应的作用使得两个市场的波动减小。

6. 银行间国债市场和交易所国债市场波动性的相关系数。用GARCH(1,1)模型残差项的条件方差来描述国债市场的波动性,银行间国债市场和交易所国债市场的相关系数ρ为0.217 689,说明银行间国债市场和交易所国债市场之间虽存在正相关关系,但其波动的相关性不是很显著。

7. 银行间国债市场和交易所国债市场波动的Granger因果关系检验。检验结果如表6所示:

表6　　两个市场波动的 Granger 因果关系检验

原假设及F统计量	滞后阶数				
	1	2	3	4	5
银行间国债市场波动不是交易所国债市场波动的Granger因	7.319 91**	22.230 5 **	12.310 2 **	12.989 5 **	10.419 8 **
交易所国债市场波动不是银行间国债市场波动的Granger因	1.098 51	6.625 09 **	3.255 34 *	2.512 59 *	2.395 74 *

从表6可以看出,除第一期外,交易所国债市场的波动对银行间国债市场的波动均有较显著的影响,而银行间国债市场的波动对交易所国债市场的波动的影响在短期内较为显著。这符合前面的实证检验结果。

8. 采用GARCH−M模型进行估计。为了检验我国国债市场是否存在风险溢价,采用GARCH−M模型进行估计。

银行间国债市场:

$ib_t=0.664\ 515ib_{t-1}+0.316\ 258ib_{t-2}+0.158\ 948\ 1ie_{t-1}-$

(26.512 29**)(12.528 38**)(4.890 446**)

$0.140\ 828ie_{t-2}-0.091\ 431\hat{\sigma}_t+\hat{\varepsilon}_t$

(−4.279 653**)(−1.649 521)

$\hat{\sigma}_t^2=3.73E-06+0.064\ 774\hat{\varepsilon}_{t-1}^2+0.940\ 169\hat{\sigma}_{t-1}^2$

(1.918 533)(11.488 94**)(211.507 3**)

交易所国债市场:

$ie_t=1.118\ 526ie_{t-1}-0.121\ 411ie_{t-2}+0.252\ 489\hat{\sigma}_t+\hat{\varepsilon}_t$

(30.803 15**)(−3.355 943**)(3.685 078**)

$\hat{\sigma}_t^2=9E-05+0.473\ 215\hat{\varepsilon}_{t-1}^2+0.597\ 811\hat{\sigma}_{t-1}^2$

(13.583 67**)(13.443 55**)(36.058 15**)

其中:*表示在10%的水平上显著,**表示在5%的水平上显著。

上述模型表明:银行间国债市场没有表现出风险与收益的正向变动关系。而交易所国债市场收益率的均值方程中的系数为正,并在统计上显著,这表明我国交易所国债市场存在风险与收益的正向变动关系,存在风险溢价。

四、结论

本文选用我国银行间国债市场和交易所国债市场的收益率的历史数据,运用ARCH类模型对我国国债市场的波动率进行了实证分析,得出的结论如下:

第一,我国银行间国债市场和交易所国债市场的收益率均呈非正态分布,两个市场的收益率序列扁平、右偏。

第二,银行间国债市场和交易所国债市场的收益率序列均表现出明显的波动率集聚的特征,具有显著的ARCH效应,即存在异方差现象。

第三,采用TGARCH模型进行估计,结果表明两个市场的收益率序列均未表现出显著的杠杆效应,正负价格变化对波动率没有显著影响。

第四,交易所国债市场收益率的走势对银行间国债市场收益率的走势有明显的二期前导作用,这表明在短期内,交易所国债市场主导银行间国债市场。

第五,在银行间国债市场和交易所国债市场,"α+β"的值均大于1。这表明,银行间国债市场和交易所国债市场的波动具有持久性,具有扩散和蔓延的特征。

第六,GARCH−M模型的拟合结果显示,我国银行间国债市场不具有高风险、高收益的特征;而交易所国债市场具有高风险、高收益的特征。

主要参考文献

1. 陈守东,陈雷,刘艳武.中国沪深股市收益率及波动性相关分析.金融研究,2003;7

2. 华仁海,丁秀玲.我国股票市场收益、交易量、波动性动态关系的实证分析.财贸经济,2003;12