

金融计量学

(Financial Econometrics)

主讲教师: 任飞

商学院金融系

办公地点: 商学院1601

email: olrenfei@163.com

第六章 动态模型

- 第一节 VAR模型的概念和构造
- 一、VAR模型的概念
- 二、VAR模型的识别、估计、检验和预测
- 三、VAR模型的补充说明——VAR模型的发展
- 四、实例——VAR模型在金融数据中的应用
- 第二节(G)ARCH模型的概念和构造
- 一、(G)ARCH模型的概念
- 二、(G)ARCH模型的识别、估计、检验和预测
- 三、实例——(G)ARCH模型在金融数据中的应用

第六章 动态模型

- 第一节 VAR模型的概念和构造
- 一、VAR模型的概念
- 二、VAR模型的识别、估计、检验和预测
- 三、VAR模型的补充说明——VAR模型的发展
- 四、实例——VAR模型在金融数据中的应用

(一) VAR模型的起源

结构化模型: 以金融经济理论为基础建立的模型。

20世纪70年代之前, 计量模型主要是以联立方程组为代表的结构化模型。然而, 这些模型均未预测到20世纪70年代早期由于石油危机引发的世界经济的衰退和随之而来的滞胀, 也未能就治理滞胀开出有效的"药方"。由此导致了对结构模型的批判。

卢卡斯批判(the Lucas Critique):使用计量经济模型(结构模型) 预测未来经济政策的变化所产生的效用是不可信的。

希姆斯(C.A. Sims): 为了使结构模型可识别而施加了许多约束,这种约束是不可信的。如果一组变量之间有真实的联立性,那么就应该平等对待这些变量,而不应事先区分内生变量和外生变量。本着这一精神,希姆斯提出了VAR(vector autoregressive)模型。

(二) VAR模型的形式和特点

VAR模型的一般形式:

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + V_t$$

其中, V_t 是由随机误差项构成的 $n\times 1$ 矩阵,随机误差项 $v_i(i=1,2,...,n)$ 为白噪音过程,且满足 $\mathbf{E}(v_{it}v_{jt})=0$ $(i,j=1,2,...,n,\mathbf{1}i\neq j)$

假定n=2, k=2, 则VAR模型可写成:

$$\begin{cases} Y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11} Y_{1,t-1} + \beta_{12} Y_{1,t-2} + \alpha_{11} Y_{2,t-1} + \alpha_{12} Y_{2,t-2} + v_{1t} \\ Y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21} Y_{2,t-1} + \beta_{22} Y_{2,t-2} + \alpha_{21} Y_{1,t-1} + \alpha_{22} Y_{1,t-2} + v_{2t} \end{cases}$$
(6.37)

(二) VAR模型的形式和特点

VAR模型的优点:

- 形式灵活,可以在一定程度上任意添加其他解释变量。
- 参数估计比较容易。如果所有的变量都是平稳的,方程右边所包含的解释变量是相同的,并且随机误差项满足前述基本假定,则可以直接利用普通最小二乘法估计每个方程的参数。
- 一个较小规模且合适设定的VAR模型所产生的预测结果,一般优于较大规模的结构联立方程系统所产生的预测结果,特别是对短期预测。

(二) VAR模型的形式和特点

VAR模型的缺点:

- 缺乏理论依据。两个本没有关系的变量也可能由于使用VAR模型回归数据而得出两变量之间存在某种关系。
- 难以确定VAR模型中解释变量的滞后长度。
 - 一方面,滞后阶数足够大,能够反映所构造模型的动态特征;
 - 另一方面,滞后阶数越多,需要估计的参数也越多,模型的自由度会降低,将导致参数估计值标准差增大,从而影响估计的显著性。
- 在VAR模型中,若要对系数估计值进行联合检验或单个检验,首先必须确定所有变量是平稳的,而实际的金融经济数据序列往往是不平稳的。要做到这一点,有时在估计模型前需要对变量进行差分。但VAR模型本身的目的是确定原变量之间而非差分后变量之间的相互关系,差分也会导致变量之间有关长期关系信息的丢失。

(一) VAR模型的识别

使用**信息准则法**确定滞后项数:在Eviews软件中,依次取不同的滞后项数值估计模型,选择使AIC值或SC值达到最小的滞后值,作为最优滞后项数。

(二) VAR模型的估计

分别应用普通最小二乘法对单个方程予以估计。

(三) VAR模型的检验

- ▶ 在很多情况下,解释变量系数会随滞后期数的变化而改变符号,难以用金融理论解释;
- 模型内部不同方程之间存在联系,很难判断当某个变量发生变化时, 其他变量的未来值的变化。

为弥补VAR模型的上述缺陷,在应用中一般对VAR模型进行如下检验:

- ➤ 对某变量全部滞后项系数的联合检验 对于模型内的某一方程,某变量的全部滞后值是否对被解释变量有 显著的解释作用。如果VAR模型仅包含两个方程→格兰杰因果检验
- 》脉冲响应 假定某误差项仅在第t期发生突变,脉冲响应测量的是各期(t,t+1,t+2,…)的被解释变量对该冲击的反应。

通过测量脉冲响应,可以判断某一变量对被解释变量影响的方向,以及影响发生作用所需要的时间。

考虑一个含有两个变量、滞后一期的VAR模型:

$$\begin{vmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{vmatrix} = \begin{bmatrix} 0.6 & 0.4 \\ 0.1 & 0.5 \end{bmatrix} \begin{vmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{vmatrix}$$

在实际中,对于拥有多个方程、滞后项数较多的VAR模型,一般将VAR模型转变为向量移动平均(vector moving average, VMA)模型,并得出脉冲响应函数。

(四) VAR模型的预测

考虑一个含有两个方程、滞后阶数为2的VAR模型:

$$\begin{cases} Y_t = \delta_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \gamma_1 Z_{t-1} + \gamma_2 Z_{t-2} + \mu_t \\ Z_t = \eta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \rho_1 Z_{t-1} + \rho_2 Z_{t-2} + \nu_t \end{cases}$$
(6.38)

一步向前预测: 在第n期预测 Y_{n+1} 和 Z_{n+1}

$$\begin{cases}
\hat{f}_{n,1} = E(Y_{n+1}|I_n) = \hat{\delta}_0 + \hat{\alpha}_1 Y_n + \hat{\alpha}_2 Y_{n-1} + \hat{\gamma}_1 Z_n + \hat{\gamma}_2 Z_{n-1} \\
\hat{g}_{n,1} = E(Z_{n+1}|I_n) = \hat{\eta}_0 + \hat{\beta}_1 Y_n + \hat{\beta}_2 Y_{n-1} + \hat{\rho}_1 Z_n + \hat{\rho}_2 Z_{n-1}
\end{cases} (6.39)$$

多步向前预测:如在第n期预测 Y_{n+2} 和 Z_{n+2} ,以解释变量的预测值代表未知解释变量的条件期望

$$\hat{f}_{n,2} = E(Y_{n+2}|I_n) = \hat{\delta}_0 + \hat{\alpha}_1 E(Y_{n+1}|I_n) + \hat{\alpha}_2 Y_n + \hat{\gamma}_1 E(Z_{n+1}|I_n) + \hat{\gamma}_2 Z_n$$

$$= \hat{\delta}_0 + \hat{\alpha}_1 \hat{f}_{n,1} + \hat{\alpha}_2 Y_n + \hat{\gamma}_1 \hat{g}_{n,1} + \hat{\gamma}_2 Z_n$$

$$\hat{g}_{n,2} = E(Z_{n+2}|I_n) = \hat{\eta}_0 + \hat{\beta}_1 \hat{f}_{n,1} + \hat{\beta}_2 Y_n + \hat{\rho}_1 \hat{g}_{n,1} + \hat{\rho}_2 Z_n$$
(6.40)

三、VAR模型的补充说明——VAR模型的发展

(一) 结构VAR模型

VAR模型缺乏理论性,对模型得出的结果进行政策分析的意义不大。

结构VAR模型(structural vector autoregressive model, SVAR模型):

- 结合了结构模型与VAR模型
- 模型中方程左边不仅包括内生变量,也包括一些仅作为解释变量的 外生变量;
- 不仅包括内生变量的滞后值,也包括内生变量的当期值。

在估计结构VAR模型时会遇到与估计联立方程模型同样的问题,需要对模型的系数施加某些限制。



三、VAR模型的补充说明——VAR模型的发展

(二) VECM模型

VAR模型要求所有变量都是平稳的,有时需要对原始序列取差分。

向量误差修正模型(vector error correction model, VECM模型):

- 结合了协整分析与VAR模型
- 方程右边同时包括变量的差分项和变量之间的协整关系项



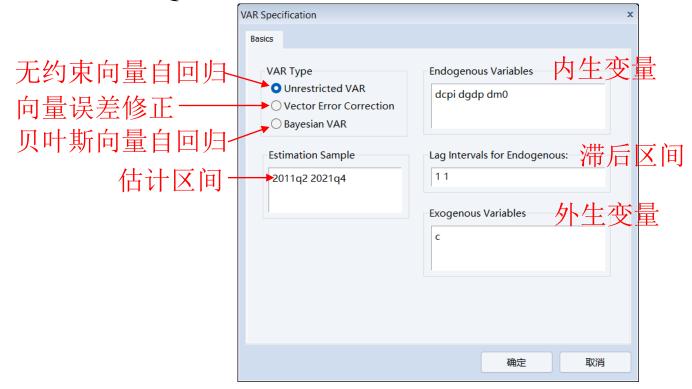
例6.1 检验货币政策的有效性

- ➤ VAR模型的一个经典应用是检验货币政策的有效性,即研究货币供应量与产出、物价水平之间的关系。
- ➤ 选取的变量包括流通中现金供应量 M0 , 国内生产总值 GDP , 商品零售物价指数 CPI 。对变量 M0 和 GDP 采用 X-12 技术进行季度调整; 对所有变量 (GDP、M0、CPI) 取对数增长率以保证序列的平稳性(对序列的平稳性检验步骤可参考例5.1,本例中所有变量取对数增长率后均是平稳的)。
- ▶ 样本数据采用2011年第二季度到2021年第四季度的季度数据。

> 建立模型

在Eviews软件中建立VAR模型有多种方法,其中一种是:

点击 "Quick" → "Estimate VAR"





> 建立模型

应用信息准则选择滞后项。表6-1展示了试验的几个滞后项(根据金融理论,货币政策效应时滞在一年左右,因此选择最大5阶)及相应的信息值。

根据表6-1,AIC与SC信息值均得出应选择滞后项为3。

| | 表6-1 | 不同滯后值 | 下的AIC | 值和SC值 |
|--|------|-------|-------|-------|
|--|------|-------|-------|-------|

| 滞后值 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|------|--------|--------|--------|--------|--------|
| AIC值 | -17.37 | -17.48 | -18.35 | -18.18 | -18.27 |
| SC值 | -16.86 | -16.59 | -17.07 | -16.50 | -16.18 |

表6-2 VAR模型估计结果

Vector Autoregression Estimates Date: 02/24/22 Time: 20:25 Sample (adjusted): 2012Q2 2021Q4 Included observations: 39 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

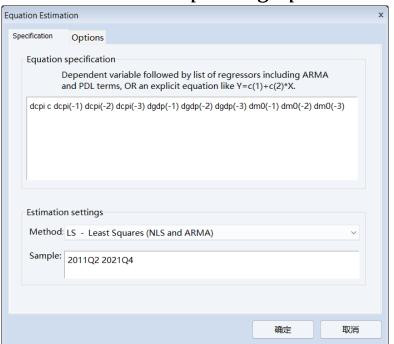
| | DCPI | DGDP | DM0 | |
|-----------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--|
| DCPI(-1) | -0.490334 (0.15251) | -1.480490 (0.53293) | 0.257272 (0.35281) | |
| | [-3.21510] | [-2.77804] | [0.72920] | |
| DCPI(-2) | -0.329942 | -1.637379 | 0.443725 | |
| | (0.17939) [-1.83929] | (0.62684) [-2.61210] | (0.41499) [1.06925] | |
| DCPI(-3) | -0.399003 | -0.064090 | 0.396375 | |
| | (0.14786) [-2.69848] | (0.51669) [-0.12404] | (0.34206) [1.15878] | |
| DGDP(-1) | 0.114074 | -0.629673 | 0.032074 | |
| | (0.05640) [2.02277] | (0.19707) [-3.19524] | (0.13046) [0.24585] | |
| DGDP(-2) | 0.028346 | 0.103685 | -0.064680 | |
| DODF(-2) | (0.05671) | (0.19817) | (0.13120) | |
| | [0.49982] | [0.52320] | [-0.49300] | |
| DGDP(-3) | 0.025049 (0.05288) | 0.284442 (0.18478) | 0.035993 (0.12233) | |
| | [0.47372] | [1.53939] | [0.29423] | |
| DM0(-1) | 0.043684 | -0.043407 | -0.162696 | |
| | (0.08260) [0.52889] | (0.28862) [-0.15040] | (0.19107) [-0.85148] | |
| DM0(-2) | -0.039249 | 0.625369 | -0.027030 | |
| | (0.07549) [-0.51993] | (0.26379) [2.37071] | (0.17464) [-0.15478] | |
| DM0(-3) | -0.167225 | 0.644061 | 0.324566 | |
| DIVIO(-5) | (0.07611) | (0.26594) | (0.17606) | |
| | [-2.19730] | [2.42183] | [1.84350] | |
| С | 0.006021 (0.00426) | 0.016827 (0.01489) | 0.009690 (0.00985) | |
| | [1.41350] | [1.13045] | [0.98327] | |

(续表)

| R-squared | 0.578958 | 0.459510 | 0.258090 |
|---|-----------|-----------|-----------|
| Adj. R-squared | 0.448289 | 0.291771 | 0.027843 |
| Sum sq. resids | 0.000971 | 0.011852 | 0.005195 |
| S.E. equation | 0.005785 | 0.020216 | 0.013384 |
| F-statistic | 4.430743 | 2.739442 | 1.120924 |
| Log likelihood | 151.3830 | 102.5879 | 118.6734 |
| Akaike AIC | -7.250410 | -4.748097 | -5.572995 |
| Schwarz SC | -6.823856 | -4.321542 | -5.146441 |
| Mean dependent | 0.002991 | 0.021082 | 0.015622 |
| S.D. dependent | 0.007789 | 0.024022 | 0.013574 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 1.12E-12 | |
| Determinant resid cova | | 4.62E-13 | |
| Log likelihood | | 297,9220 | A T |
| Akaike information criterion | | -18.35041 | AI |
| Schwarz criterion | | -17.07075 | QC |
| | | | |
| | | | = |

在VAR模型中,并不关注单个系数是否显著,而可能会关注如下问题:对于模型内的某一方程,某变量的全部滞后值是否对被解释变量有显著的解释作用。

▶ 对变量全部滞后值系数的联合检验 由于是检验货币政策的有效性,因此主要检验M0增长率(dm0)各阶 滞后项对CPI增长率(dcpi)和GDP增长率(dgdp)的解释作用。 以dcpi为被解释变量,对dm0、dcpi和dgdp各阶滞后项进行回归:

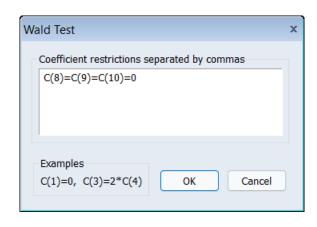


》对变量全部滞后值系数的联合检验 模型估计结果如表6-3所示,在估计结果的窗口选择"View"→"Coefficient Diagnostics"→"Wald Test-coefficient restrictions"。 dm0(-1)、 dm0(-2)、 dm0(-3)依次为第8、9、10个解释变量,因此在"Wald Test"窗口输入 "C(8) = C(9) = C(10) = 0",对系数值进行联合检验。

表6-3 OLS估计结果

Dependent Variable: DCPI
Method: Least Squares
Date: 02/24/22 Time: 20:30
Sample (adjusted): 2012Q2 2021Q4
Included observations: 39 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|--|---|---|
| C DCPI(-1) DCPI(-2) DCPI(-3) DGDP(-1) DGDP(-2) | 0.006021 -0.490334 -0.329942 -0.399003 0.114074 0.028346 | 0.004260 0.152509 0.179386 0.147862 0.056395 0.056712 | 1.413502 -3.215103 -1.839286 -2.698479 2.022770 0.499821 | 0.1682 0.0032 0.0761 0.0115 0.0524 0.6210 |
| DGDP(2) DM0(-1) DM0(-2) DM0(-3) | 0.025049 0.043684 -0.039249 -0.167225 | 0.052979 0.082595 0.075490 0.076105 | 0.473720 0.528895 -0.519931 -2.197299 | 0.6392 0.6009 0.6071 0.0361 |
| R-squared 0.578958 Adjusted R-squared 0.448289 S.E. of regression 0.005785 Sum squared resid 0.000971 Log likelihood 151.3830 F-statistic 4.430743 Prob(F-statistic) 0.001026 | | Mean depen S.D. depend Akaike info c Schwarz cri Hannan-Qui Durbin-Wats | dent var lent var riterion terion nn criter. | 0.002991 0.007789 -7.250410 -6.823856 -7.097366 1.494609 |





➤ 对变量全部滞后值系数的联合检验 系数值进行联合检验的F值为1.7412,对应的p值为0.1805,因此不能拒 绝原假设,认为 M0 增长率各阶滞后对 CPI 增长率没有显著的解释作用。

表6-4 Wald Test检验结果

Wald Test: Equation: Untitled

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|----------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic | 1.741241 | (3, 29) | 0.1805 |
| Chi-square | 5.223723 | 3 | 0.1561 |

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=C(10)=0 Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value | Std. Err. |
|------------------------------|-----------|-----------|
| C(8) | 0.043684 | 0.082595 |
| C(9) | -0.039249 | 0.075490 |
| C(10) | -0.167225 | 0.076105 |

Restrictions are linear in coefficients.

> 对变量全部滞后值系数的联合检验

同理,检验M0增长率各阶滞后对GDP增长率的解释作用,联合检验的F值为3.4435,对应的p值为0.0295,因此可以在5%的显著性水平下拒绝原假设,认为M0增长率各阶滞后对GDP增长率有显著的解释作用。

表6-5 OLS估计结果

Dependent Variable: DGDP Method: Least Squares Date: 02/24/22 Time: 20:32 Sample (adjusted): 2012Q2 2021Q4 Included observations: 39 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| С | 0.016827 | 0.014885 | 1.130446 | 0.2676 |
| DCPI(-1) | -1.480490 | 0.532927 | -2.778038 | 0.0095 |
| DCPI(-2) | -1.637379 | 0.626844 | -2.612101 | 0.0141 |
| DCPI(-3) | -0.064090 | 0.516687 | -0.124041 | 0.9021 |
| DGDP(-1) | -0.629673 | 0.197066 | -3.195236 | 0.0034 |
| DGDP(-2) | 0.103685 | 0.198174 | 0.523202 | 0.6048 |
| DGDP(-3) | 0.284442 | 0.184776 | 1.539390 | 0.1346 |
| DM0(-1) | -0.043407 | 0.288619 | -0.150397 | 0.8815 |
| DM0(-2) | 0.625369 | 0.263790 | 2.370711 | 0.0246 |
| DM0(-3) | 0.644061 | 0.265940 | 2.421826 | 0.0219 |
| R-squared | 0.459510 | Mean depen | dent var | 0.021082 |
| Adjusted R-squared | 0.291771 | S.D. dependent var | | 0.024022 |
| S.E. of regression | 0.020216 | Akaike info criterion | | -4.748097 |
| Sum squared resid | 0.011852 | Schwarz criterion | | -4.321542 |
| Log likelihood | 102.5879 | Hannan-Quinn criter. | | -4.595053 |
| F-statistic | 2.739442 | - | | 2.058229 |
| Prob(F-statistic) | 0.019019 | | | |

表6-6 Wald Test检验结果

Wald Test: Equation: Untitled

| Test Statistic | Value | df | Probability |
|----------------|----------|---------|-------------|
| F-statistic | 3.443485 | (3, 29) | 0.0295 |
| Oni-square | 10.33045 | 3 | 0.0160 |

Null Hypothesis: C(8)=C(9)=C(10)=0 Null Hypothesis Summary:

| Normalized Restriction (= 0) | Value | Std. Err. |
|------------------------------|-----------|-----------|
| C(8) | -0.043407 | 0.288619 |
| C(9) | 0.625369 | 0.263790 |
| C(10) | 0.644061 | 0.265940 |

Restrictions are linear in coefficients.

> 检验脉冲响应

在VAR模型估计结果的窗口,选择"Impulse"

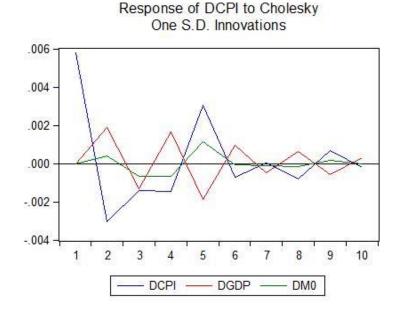
| <u> </u> | m, real mileane |
|-----------------------------------|-------------------------|
| Impulse Responses | x |
| Display Impulse Definition | |
| Display Format | Display Information |
| ○ Table | Impulses: |
| O Multiple Graphs | dcpi dgdp dm0 |
| Combined Graphs | |
| Response Standard Errors | Responses: |
| O None | dcpi dgdp dm0 |
| O Analytic (asymptotic) | |
| O Monte Carlo | Periods: 10 |
| Repetitions: 100 | ☐ Accumulated Responses |
| | |
| | 确定 取消 |

图**6-1**展示了dcpi、dgdp、dm0受到单位冲击后,被解释变量(dcpi)对该冲击的反应。

*dcpi*对自身的单位冲击有很强的反应,立刻增长0.006,但随后即降低,在均衡值上下波动,大约在第6期左右回复原值;

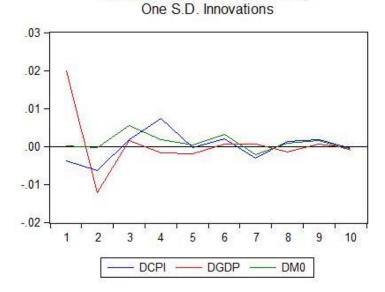
dgdp和dm0给dcpi带来的影响均是在均衡处上下波动,且相比于dm0,dgdp对dcpi产生的影响更大。

图6-1 VAR脉冲响应(dcpi) 结果



- 图**6-2**展示了dcpi、dgdp、dm0受到单位冲击后,被解释变量(dgdp)对该冲击的反应。
- *dgdp*对自身的单位冲击有很强的反应,立刻增长0.006,但随后即降低,在均衡值上下波动;
- dm0给dgdp带来的影响具有滞后性,从第3期开始带来正向影响,之后在均衡值上下波动;
- dcpi给dgdp带来的影响在初始阶段呈负向影响,第3、4期呈正向影响,之后在均衡值上下波动。

图6-2 VAR脉冲响应(dgdp)结果 Response of DGDP to Cholesky

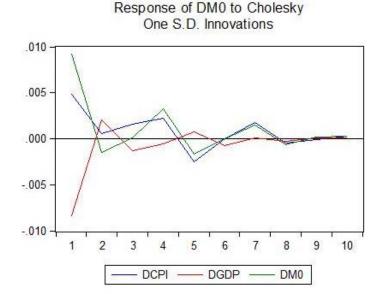


图**6-3**展示了dcpi、 dgdp、dm0受到单位冲击后,被解释变量(dm0)对该冲击的反应。

dm0对自身的单位冲击有很强的反应,立刻增长0.006,但随后即降低,在均衡值上下波动,大约在第9期左右回复原值;

dcpi给dm0带来的影响在初始阶段呈正向影响,之后在均衡值上下波动; dm0对dgdp带来的冲击也有很强的反应,在第1期具有较强的负向影响,但影响的持续时间不长,从第2期开始在均衡值上下波动,大约在第7期回复原值。

图6-3 VAR脉冲响应 (dm0) 结果



第六章 动态模型

- 第二节 (G)ARCH模型的概念和构造
- 一、(G)ARCH模型的概念
- 二、(G)ARCH模型的识别、估计、检验和预测
- 三、实例——(G)ARCH模型在金融数据中的应用

一、(G)ARCH模型的概念

金融时间序列数据的方差呈波动性及丛集性→观测误差的方差呈现某种自相关:

- 金融时间序列数据,如股票价格、通货膨胀率、利率、汇率等,经常出现方差随时间变化的特点;
- 经济随机变量的分布有着很宽的尾部;
- 在方差的变化过程中,幅度较大的变化会相对地集中在某些时间段里,而幅度较小的变化会相对集中在另一些时间段里。

自回归条件异方差(autoregressive conditional heteroscedasticity, 简称ARCH)模型,反映了随机过程的一种特性:方差随时间变化而变化(time varying),且具有波动性(volatility)和丛集性(clustering)。



(一) ARCH模型

ARCH(p)模型:

$$y_{t} = \beta x_{t} + \varepsilon_{t}$$

$$h_{t} = var(\varepsilon_{t} | \Omega_{t-1}) = a_{0} + a_{1}\varepsilon_{t-1}^{2} + a_{2}\varepsilon_{t-2}^{2} + \dots + a_{p}\varepsilon_{t-p}^{2}$$
(6.42)

其中, Ω_{t-1} 表示t-1时刻所有可得信息的集合, h_t 为条件方差。 ε_t 的方差 h_t 由两部分组成:

可以在Eviews软件中对ARCH (p)模型进行极大似然估计

一、(G)ARCH模型的概念

(二) 广义自回归条件异方差模型(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, GARCH)

GARCH(1,1)模型:

$$y_{t} = \beta x_{t} + \varepsilon_{t}$$

$$h_{t} = var(\varepsilon_{t} | \Omega_{t-1}) = a_{0} + a_{1} \varepsilon_{t-1}^{2} + \lambda_{1} h_{t-1}$$
(6.44)
$$(6.45)$$

长期平均数 (a_0)

上期观测到的有关波动的信息 ε_{t-1}^2 (ARCH项)上期预测方差 (h_{t-1})

加权平均 本期方差 (h_t)

GARCH模型也可以用极大似然法估计。

为了保证方差的非负和有限,要求: $a_0 > 0$, $a_1 \ge 0$, $\lambda_1 \ge 0$, $a_1 + \lambda_1 < 1$

一、(G)ARCH模型的概念

(二) 广义自回归条件异方差模型(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, GARCH)

一般的GARCH(p,q)模型:

$$y_{t} = \beta x_{t} + \varepsilon_{t}$$

$$h_{t} = var(\varepsilon_{t}|\Omega_{t-1}) = a_{0} + a_{1}\varepsilon_{t-1}^{2} + \dots + a_{p}\varepsilon_{t-p}^{2} + \lambda_{1}h_{t-1} + \dots + \lambda_{q}h_{t-q}(6.47)$$

GARCH(p,q)可以进一步推广,包含一个或多个外生或预定变量作为误差项方差的其他决定因素。

例如, z_t 是一个外生变量,可以将其加入GARCH(1,1)模型:

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 h_{t-1} + \delta_1 z_t \qquad (6.48)$$



(一) ARCH效应的识别——ARCH LM Test

拉格朗日乘数检验(Lagrange multiplier test): 检验残差项中是否存在自回归条件异方差现象。

$$H_0$$
: 残差中一直到q阶都没有ARCH现象,即 $\beta_0 = \beta_1 = \cdots = \beta_q = 0$
$$e_t^2 = \beta_0 + \beta_1 e_{t-1}^2 + \beta_2 e_{t-2}^2 \dots + \beta_q e_{t-q}^2 + v_t \quad (6.49)$$

其中, e是残差。从Eviews回归中得到两个检验统计量:

- F统计量: 用于检验所有滞后的残差平方和项联合显著;
- LM检验统计量($Obs \times R squared$): 通过观测值个数乘以回归方程的拟合 优度得到。在原假设下,LM检验统计量在一般条件下渐进地服从 $\chi^2(q)$ 分布。

ARCH LM Test对最小二乘法、两阶段最小二乘法、非线性最小二乘法都适用。



(二)(G)ARCH模型的估计

通常使用极大似然估计法估计(G)ARCH模型。

对于AR(1)~GARCH(1,1)模型:

$$\begin{cases} y_t = \mu + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \\ h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 h_{t-1} \end{cases}$$

可以通过最大化下述对数函数来估计模型参数:

$$L = -\frac{T}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\ln(h_t) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\frac{(y_t - \mu - \phi y_{t-1})^2}{h_t}$$



(三)(G)ARCH模型的类型

1. GARCH-M模型

- 标准的资产定价理论认为金融资产的收益应当与其风险成正比。
- 当回归模型的目的是要解释金融资产的收益时,可以把条件方差 h_t (或标准 $差\sqrt{h_t}$)引入均值方程,而条件方差方程不变。

一个GARCH-M(1,1)模型如下:

$$y_{t} = \beta x_{t} + \gamma h_{t} + \varepsilon_{t}$$

$$h_{t} = var(\varepsilon_{t} | \Omega_{t-1}) = a_{0} + a_{1} \varepsilon_{t-1}^{2} + \lambda_{1} h_{t-1}$$
(6.50)
$$(6.51)$$



(三)(G)ARCH模型的类型

2. TARCH模型

- 也称GJR模型,指门限自回归条件异方差模型(threshold ARCH)
- 杠杆效应(leverage effect):好消息和坏消息对波动的影响程度不同,坏消息对波动的作用更大。
- TARCH模型的条件方差方程为:

$$h_{t} = \omega + a\varepsilon_{t-1}^{2} + \gamma \varepsilon_{t-1}^{2} d_{t-1} + \beta h_{t-1} \quad (6.52)$$

其中,
$$d_{t-1} = \begin{cases} 1, 若 \varepsilon_t < 0 \\ 0, 若 \varepsilon_t \geq 0 \end{cases}$$

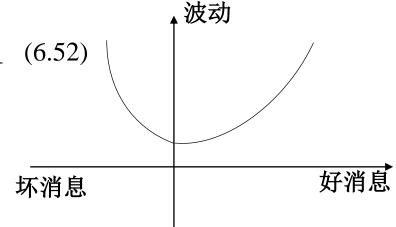


图6-4 收益波动非对称性示意图



(三)(G)ARCH模型的类型

3. EARCH模型

- 指数GARCH模型(exponential GARCH)
- EARCH模型的条件方差方程为:

$$\ln(h_t) = \omega + \beta \ln(h_{t-1}) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$$
 (6.53)

(四)(G)ARCH模型的预测

• (G)ARCH模型的主要作用在于预测时间序列的方差。

三、实例——GARCH模型在金融数据中的应用

例6.2 下面以上证指数和深证成分指数为研究对象,用GARCH类模型来研究我国股市收益的波动性、波动的非对称性以及溢出效应。

样本范围是1999年12月30日至2019年12月31日上证指数(000001)和深圳成指(399001)的日收盘价。

收益率定义:

$$r_t = 100\% \times [lnp_t - lnp_{t-1}]$$

其中, p_t 表示第t个交易日股票指数的收盘价。沪市收益率以rh表示,深市收益率以rz表示。



- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 1.描述性统计

以深市收益率rz为例,双击打开序列rz,选择"View" \rightarrow "Descriptive Statistics & Tests" \rightarrow "Stats Table"

EViews - [Series: RZ Workfile: EX6.2::Untitled\]

| įy | | | | | | | | | | | | |
|--|-------------|----------------|------------------|------------|--|--|--|--|--|--|--|--|
| File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help | | | | | | | | | | | | |
| View Proc Object Properties Print Name Freeze Default View Sort Edit+/- Smpl+/- Adjust+/- Label+/- Wide+/- Title Sample Genr | | | | | | | | | | | | |
| | RZ | | | | | | | | | | | |
| | | | | | | | | | | | | |
| | L | ast updated: (|)2/17/22 - 14:24 | 1 | | | | | | | | |
| | Modified: 1 | 2/30/1999 12/ | 31/2019 // rz=d | (log(sza)) | | | | | | | | |
| | | | | | | | | | | | | |
| 12/30/1999 | NA | | | | | | | | | | | |
| 1/04/2000 | 0.037124 | | | | | | | | | | | |
| 1/05/2000 | -0.003086 | | | | | | | | | | | |
| 1/06/2000 | 0.047314 | | | | | | | | | | | |
| 1/07/2000 | 0.046202 | | | | | | | | | | | |
| 1/10/2000 | 0.024117 | | | | | | | | | | | |
| 1/11/2000 | -0.053611 | | | | | | | | | | | |
| 1/12/2000 | -0.030308 | | | | | | | | | | | |
| 1/13/2000 | -0.006914 | | | | | | | | | | | |
| 1/14/2000 | -0.010714 | | | | | | | | | | | |
| 1/17/2000 | 0.014523 | | | | | | | | | | | |
| 1/18/2000 | -0.006328 | | | | | | | | | | | |
| 1/19/2000 | 0.008886 | | | | | | | | | | | |
| 1/20/2000 | 0.017871 | | | | | | | | | | | |
| 1/21/2000 | 0.009021 | | | | | | | | | | | |
| 1/24/2000 | 0.008777 | | | | | | | | | | | |
| 1/25/2000 | -0.002323 | | | | | | | | | | | |



- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 1.描述性统计

样本期内rz均值为0.023%,标准差为1.761%,偏度为-0.324,左偏。峰度为6.569,远高于正态分布的峰度值3,说明收益率rz具有尖峰(leptokurtosis)和厚尾(fat-tailed)的特征。JB正态性检验统计量为2657.040,对应的p值为0.00,说明在1%显著性水平下,显著异于正态分布。

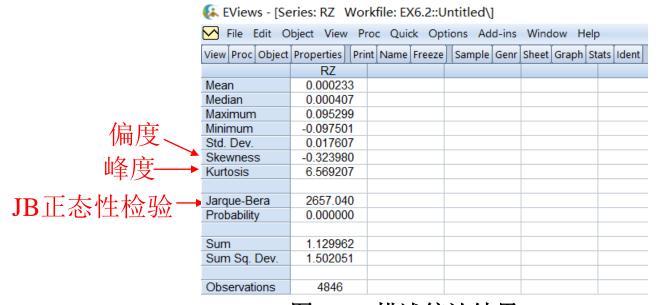


图6-5 rz描述统计结果



(一) 沪深股市收益率的波动性研究

1.描述性统计

同理得到rh的描述统计结果。样本期内rh均值为0.017%,标准差为1.560%,偏度为-0.350,左偏。峰度为7.919,远高于正态分布的峰度值3,说明收益率rh具有尖峰(leptokurtosis)和厚尾(fat-tailed)的特征。JB正态性检验统计量为4985.448,对应的p值为0.00,说明在1%显著性水平下,显著异于正态分布。

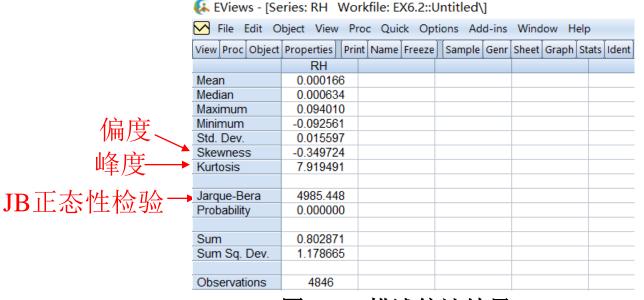


图6-6 rh描述统计结果



- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 2.平稳性检验

对序列rz和rh进行ADF单位根检验,选择滞后4阶,带截距项而无趋势项,结果如下表所示(检验步骤可参考例5.1)。

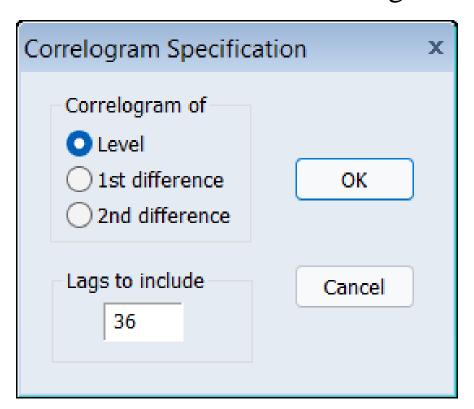
从表中可得,在1%的显著水平下,收益率rz和rh均拒绝随机游走的假设,说明rz和rh是平稳的时间序列数据。

表6-7 两市收益率平稳性检验结果

| | ADF统计量 | 1%临界值 |
|---------|---------|--------|
| 深市收益率rz | -30.199 | -3.432 |
| 沪市收益率rh | -29.794 | -3.432 |



(一)沪深股市收益率的波动性研究 3.均值方程的确定及残差序列自相关检验 双击打开序列rz,选择"View" \rightarrow "Correlogram"。



- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 3.均值方程的确定及残差序列自相关检验 收益率rz与其滞后1阶存在显著的自相关,均值方程采用如下形式:

$$rz_t = \mu + \phi r z_{t-1} + \varepsilon_t$$
 表6-8 rz 自相关检验结果

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|----|--------|--------|--------|-------|
| ф | 1 | 1 | 0.046 | 0.046 | 10.186 | 0.001 |
| P | P | 2 | -0.021 | -0.024 | 12.417 | 0.002 |
| 1 | ļ Ņ | 3 | 0.031 | 0.033 | 17.091 | 0.001 |
| ıβ | 1 | 4 | 0.036 | 0.033 | 23.519 | 0.000 |
| • | • | 5 | -0.010 | -0.012 | 24.043 | 0.000 |
| Ų | • | 6 | -0.026 | -0.024 | 27.288 | 0.000 |
| ıβ | 1 | 7 | 0.042 | 0.042 | 35.877 | 0.000 |
| • | | 8 | 0.011 | 0.006 | 36.481 | 0.000 |
| 1 | | 9 | 0.002 | 0.006 | 36.505 | 0.000 |
| • | | 10 | -0.003 | -0.004 | 36.556 | 0.000 |
| ų | | 11 | 0.016 | 0.013 | 37.836 | 0.000 |
| ų | | 12 | 0.016 | 0.013 | 39.007 | 0.000 |
| ıj | | 13 | 0.033 | 0.035 | 44.260 | 0.000 |
| • | | 14 | -0.003 | -0.008 | 44.309 | 0.000 |
| ij | | 15 | 0.027 | 0.027 | 47.800 | 0.000 |
| • | | 16 | -0.002 | -0.008 | 47.813 | 0.000 |
| • | | 17 | -0.004 | -0.003 | 47.897 | 0.000 |
| ı | | 18 | 0.019 | 0.018 | 49.633 | 0.000 |
| ı | | 19 | 0.001 | -0.002 | 49.639 | 0.000 |
| ı | | 20 | 0.014 | 0.012 | 50.542 | 0.000 |
| • | | 21 | -0.001 | -0.002 | 50.546 | 0.000 |
| ı | | 22 | | 0.013 | 51.809 | 0.000 |
| • | | | -0.012 | | 52.548 | 0.000 |



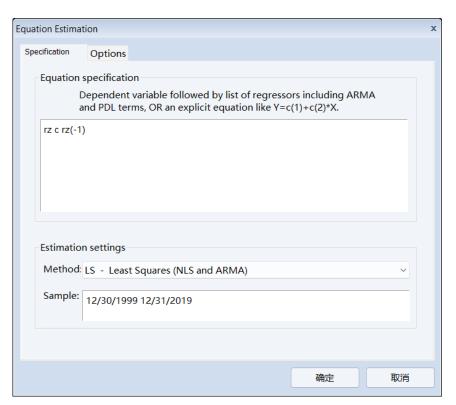
- (一)沪深股市收益率的波动性研究
- 3.均值方程的确定及残差序列自相关检验 收益率rh与其滞后3阶存在显著的自相关,均值方程采用如下形式:

$$rh_t = \mu + \phi r h_{t-3} + \varepsilon_t$$
 表**6-9** rh 自相关检验结果

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|-----------------|---------------------|----------|------------------|----------------|------------------|----------------|
| ! | ! | 1 | 0.021 | 0.021 | 2.1389 | 0.144 |
| ij | | 3 | 0.029 | 0.030 | 8.3034 | 0.040 |
| þ | <u> </u> | 4 | 0.050 | 0.049 | 20.626 | 0.000 |
| ď | | 6 | -0.005 -0.052 | | 20.765 33.944 | 0.001 0.000 |
| Ī |] | 7 | 0.031 | 0.030 | 38.499 | 0.000 |
| ! | ! | 8 | 0.009 | 0.004 | 38.888 39.010 | 0.000 |
| ij | l ii | _ | -0.000 | 0.009 | 39.010 | 0.000 |
| ų. | 1 | 11 | 0.015 | 0.012 | 40.170 | 0.000 |
| 1 | | 12 13 | 0.023 | 0.019 0.048 | 42.708 52.778 | 0.000 |
| i | " | | -0.023 | | 55.259 | 0.000 |
| <u>ļ</u> | 1 1 | 15 | 0.042 | 0.043 | 63.691 | 0.000 |
| 1 | | 16 17 | 0.008 | 0.000 | 63.992 64.108 | 0.000 |
| Ĭ | | 18 | 0.026 | 0.028 | 67.434 | 0.000 |
| 9 | <u> </u> | 19 | -0.024 | | 70.290 | 0.000 |
| " | " | 20 | -0.022 | 0.019 | 72.673 73.007 | 0.000 |
| Ì | 1 | 22 | 0.018 | 0.015 | 74.573 | 0.000 |
| þ | • | 23 | -0.026 | -0.027 | 77.931 | 0.000 |



- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 3.均值方程的确定及残差序列自相关检验
- 对均值方程进行拟合: "Quick"→ "Estimation Equation"





- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 3.均值方程的确定及残差序列自相关检验

在均值方程拟合结果的窗口,选择"Proc"→"Make Residuals",

生成残差序列ez。

| Make Residuals | x |
|---|--------|
| Residual type Ordinary Standardized Generalized | ОК |
| Name for resid series | Cancel |



- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 3.均值方程的确定及残差序列自相关检验

进一步根据ez生成残差平方ez2,选择"Qucik"→"Generate

Series" 。

| Generate Series by Equation | х |
|-----------------------------|---|
| Enter equation | |
| ez2=ez*ez | |
| | |
| Sample | |
| 12/30/1999 12/31/2019 | |
| | |
| OK Cancel | |



- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 3.均值方程的确定及残差序列自相关检验

对残差及残差平方进行自相关检验, 取滞后10阶(方法与对收益率的自相关检验相同),得到结果如表6-10所示。

表6-10表示残差ez与其滞后4至10阶存在显著的自相关,而残差平方ez2与其滞后1至10阶均存在显著的自相关。

表6-10 残差ez及残差平方ez2的自相关系数AC(autocorrelation)及p值(深市)

| 滞后 | 期 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|-----|----|-------|--------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|--------|
| 25 | AC | 0.001 | -0.026 | 0.029 | 0.035 | -0.010 | -0.027 | 0.043 | 0.009 | 0.002 | -0.004 |
| ez | p值 | 0.933 | 0.187 | 0.056 | 0.009 | 0.016 | 0.008 | 0.000 | 0.001 | 0.001 | 0.003 |
| 22 | AC | 0.149 | 0.171 | 0.175 | 0.160 | 0.128 | 0.133 | 0.142 | 0.154 | 0.094 | 0.150 |
| ez2 | p值 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

注: 自相关检验的原假设为该序列不存在自相关。

- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 3.均值方程的确定及残差序列自相关检验

绘制残差平方ez2的线性图。残差平方ez2的波动具有明显的波动性和丛集性,适合用GARCH类模型来建模。

EZ2

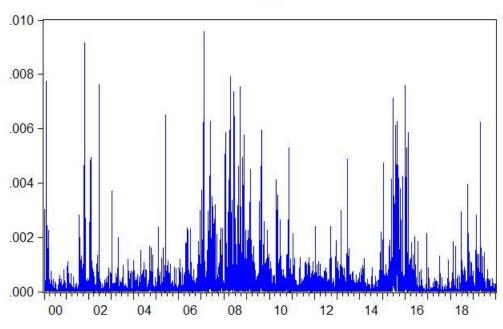
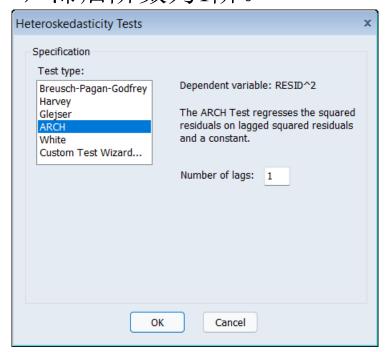


图6-7 残差平方 ez2 线性图 (深市)



- (一)沪深股市收益率的波动性研究
- 3.均值方程的确定及残差序列自相关检验
- 对残差ez进行ARCH-LM Test,在均值方程拟合结果的窗口,依次点击
- "View"→ "Residual Diagnostics"→ "Heteroskedasticity Tests", 选择检验类型为"ARCH", 滞后阶数为1阶。





(一) 沪深股市收益率的波动性研究

3.均值方程的确定及残差序列自相关检验

对残差ez进行ARCH-LM Test,结果同样说明残差中ARCH效应显著。 表6-11 对残差ez的ARCH-LM Test检验结果

Heteroskedasticity Test: ARCH

| F-statistic | Prob. F(1,4842) | 0.0000 |
|---------------|---------------------|--------|
| Obs*R-squared | Prob. Chi-Square(1) | 0.0000 |

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2 Method: Least Squares Date: 02/17/22 Time: 14:42

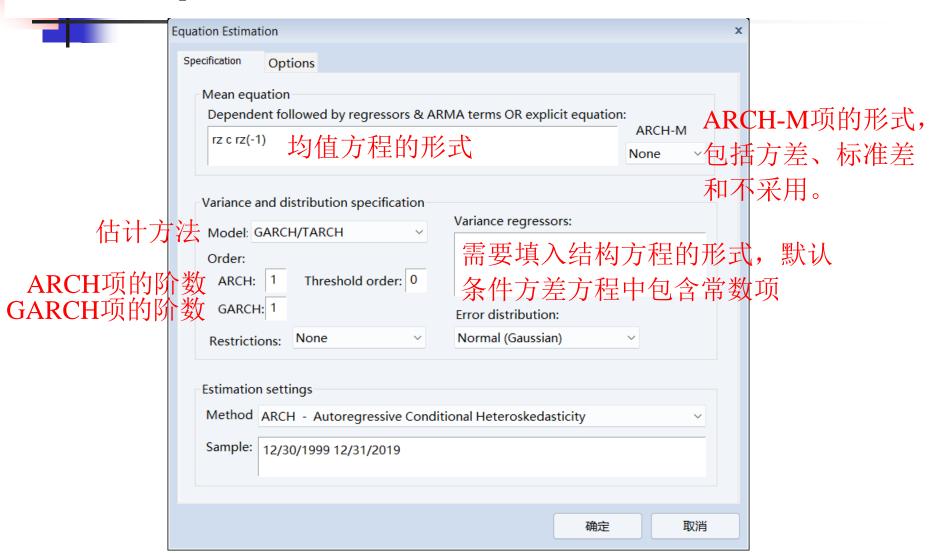
Sample (adjusted): 1/06/2000 12/31/2019 Included observations: 4844 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--|--|---|--|---|
| C RESID ² (-1) | 0.000263 0.149348 | 1.12E-05 0.014210 | 23.45415 10.51015 | 0.0000 0.0000 |
| R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic) | 0.022305 0.022103 0.000718 0.002496 28193.70 110.4633 0.000000 | Mean depend S.D. depend Akaike info c Schwarz crit Hannan-Quir Durbin-Wats | ent var riterion erion nn criter. | 0.000309 0.000726 -11.63984 -11.63717 -11.63890 2.043322 |

对沪市收益率rz均值方程的回归及残差序列自相关检验方法类似, 同样发现残差平方的 波动具有明显的波动性和丛集性,适合用GARCH类模型来建模。

- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 4. GARCH类模型建模

仍以深市收益率*rz*为例,用GARCH(1,1)建模,点击"Quick"→ "Estimate Equation",在"Method"选项中选择"ARCH"。



(一)沪深股市收益率的波动性研究

4. GARCH类模型建模

深市收益率条件方差方程中ARCH项和GARCH项都在1%显著性水平下显著,表明收益率序列rz具有显著的波动性和丛集性。

表6-12 深市收益率GARCH(1,1)模型估计结果

Dependent Variable: RZ

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 02/17/22 Time: 14:52

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/31/2019
Included observations: 4845 after adjustments
Convergence achieved after 14 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)*2 + C(5)*GARCH(-1)

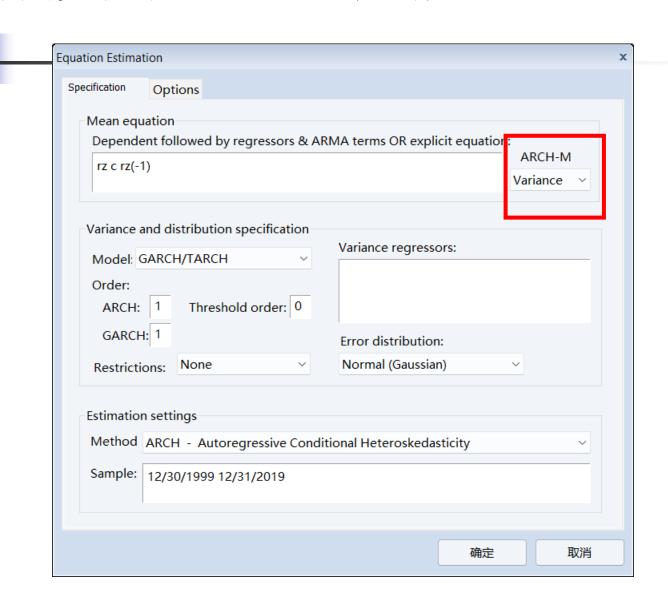
均值方程

| | Variable | Std. Error | Variable Coefficient | z-Statistic | Prob. |
|---------------------------------|----------|------------|----------------------|-------------|--------|
| 0.000110 0.000100 0.011021 0.01 | C | 0.000198 | C 0.000173 | 0.871824 | 0.3833 |
| | RZ(-1) | 0.015124 | RZ(-1) 0.034044 | 2.251083 | 0.0244 |

条件方差方程

| Variance Equation | | | | | | | | | |
|--|--|--|------------------------------|---|--|--|--|--|--|
| | 2.425.06 | 2 005 07 | 0.240547 | 0.0000 | | | | | |
| RESID(-1) ¹ 2 GARCH(-1) | 0.066196 0.924166 | 0.004260 0.004388 | 15.53748 210.6329 | 0.0000 0.0000 | | | | | |
| R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat | 0.001957 0.001751 0.017586 1.497753 13269.35 1.974512 | Mean depend S.D. depend Akaike info c Schwarz crit Hannan-Quir | ent var riterion erion | 0.000226 0.017601 -5.475480 -5.468787 -5.473131 | | | | | |

- (一) 沪深股市收益率的波动性研究
- 4. GARCH类模型建模:收益与风险的关系依照前面的步骤,在"ARCH-M"栏选择"Variance"。



(一) 沪深股市收益率的波动性研究

4. GARCH类模型建模

深市收益率均值方程中条件方差项GARCH的系数估计值为2.702,在5%显著性水平下显著,反映了收益与风险的正相关关系。

表6-13 深市收益率GARCH-M(1,1)模型估计结果

Dependent Variable: RZ

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

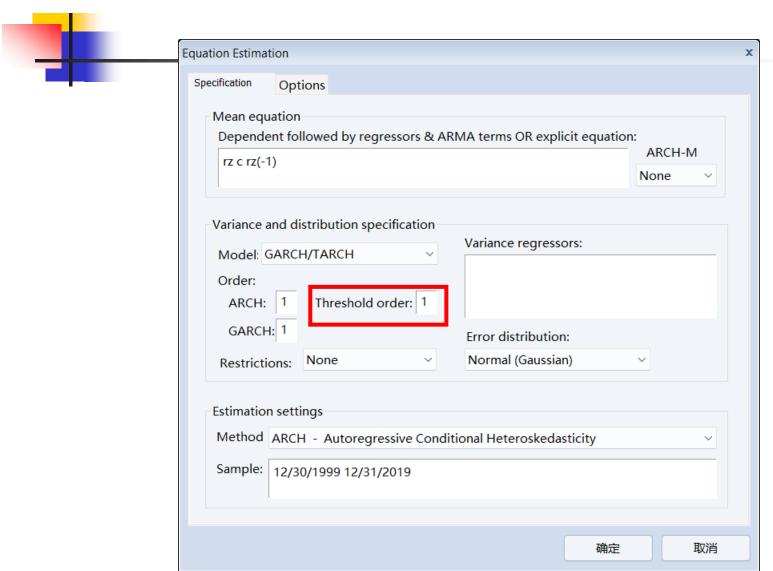
Date: 02/17/22 Time: 14:59

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/31/2019 Included observations: 4845 after adjustments Convergence achieved after 17 iterations Presample variance: backcast (parameter = 0.7) GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)*2 + C(6)*GARCH(-1)

| | Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|------------------|---|----------------------------------|--|---|----------------------------|
| = | GARCH | 2.702432 | 1.303126 | 2.073807 | 0.0381 |
| _ | C RZ(-1) | -0.000378 0.033464 | 0.000339 0.015171 | -1.112132 2.205811 | 0.2661 0.0274 |
| | | Variance l | Equation | | |
| | C RESID(-1) ² GARCH(-1) | 3.18E-06 0.066865 0.923380 | 3.89E-07 0.004306 0.004428 | 8.185034 15.52983 208.5269 | 0.0000 0.0000 0.0000 |
| A S S L | R-squared 0.001160 Adjusted R-squared 0.000748 S.E. of regression 0.017595 Sum squared resid 1.498948 Log likelihood 13271.46 Durbin-Watson stat 1.968329 | | Mean depend S.D. depend Akaike info c Schwarz crit Hannan-Quii | 0.000226 0.017601 -5.475940 -5.467908 -5.473120 | |

- (二)股市收益波动非对称性的研究
- 4. GARCH类模型建模: 杠杆效应

依照前面的步骤,在"Threshold order"中填入"1"。



- (二)股市收益波动非对称性的研究
- 4. GARCH类模型建模
- TARCH模型的条件方差方程为:

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta h_{t-1}, \quad \sharp \oplus, \quad d_{t-1} = \begin{cases} 1, \Xi \varepsilon_t < 0 \\ 0, \Xi \varepsilon_t \ge 0 \end{cases}$$

由表6-14可得,γ的估计值为0.029,在1%水平下显著。说明深圳证券市场中坏 消息引起的波动比同等大小的好消息引起的波动大,存在杠杆效应。

表6-14 深市收益率TGARCH(1,1)模型估计结果

Method: ML - ARCH (Marguardt) - Normal distribution

Date: 02/17/22 Time: 15:04

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/31/2019 Included observations: 4845 after adjustments Convergence achieved after 11 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)*2 + C(5)*RESID(-1)*2*(RESID(-1)<0)

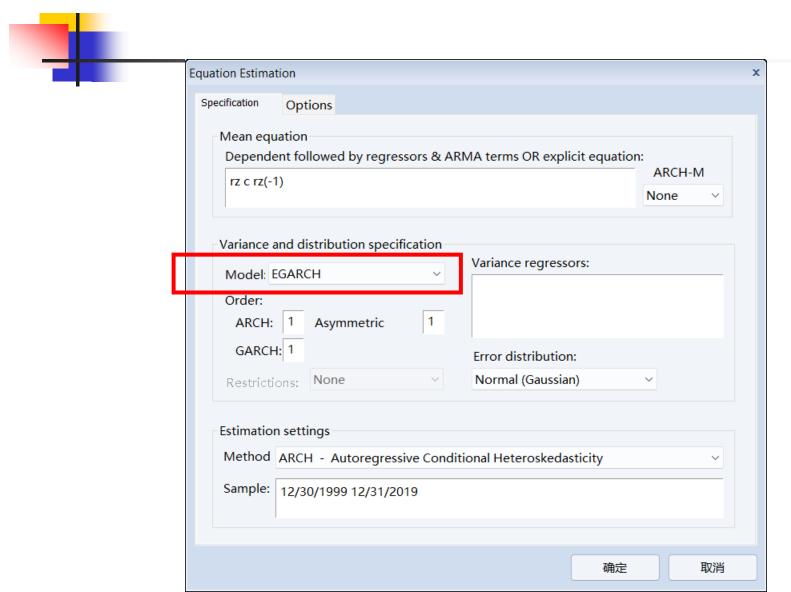
+ C(6)*GARCH(-1)

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. | |
|--|--|--|--|---|--|
| C RZ(-1) | 5.18E-05 0.036052 | 0.000203 0.015059 | 0.254986 2.394116 | 0.7987 0.0167 | |
| Variance Equation | | | | | |
| C RESID(-1)*2 RESID(-1)*2*(RESID(-1)<0) GARCH(-1) | 3.25E-06 0.052269 0.028936 0.923037 | 3.98E-07 0.004653 0.005968 0.004406 | 8.168824 11.23304 4.848874 209.5169 | 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 | |
| R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat | 0.001918 0.001712 0.017586 1.497810 13275.65 1.978273 | Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. | | 0.000226 0.017601 -5.477668 -5.469636 -5.474849 | |

(二)股市收益波动非对称性的研究

4. GARCH类模型建模

依照前面的步骤,在"Model"选项中选择"EGARCH"。



- (二)股市收益波动非对称性的研究
- 4. GARCH类模型建模
- •EARCH模型的条件方差方程为:

$$\ln(h_t) = \omega + \beta \ln(h_{t-1}) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}$$

由表6-15可得,γ的估计值为-0.025,在1%水平下显著,说明存在杠杆效应。

表6-15 深市收益率EGARCH(1,1)模型估计结果

Dependent Variable: RZ

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 02/17/22 Time: 15:14

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/31/2019 Included observations: 4845 after adjustments

Convergence achieved after 13 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1))

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. | | |
|--|--|--|-----------------------|---|--|--|
| C RZ(-1) | 7.79E-05 0.031019 | 0.000200 0.014648 | 0.389513 2.117589 | 0.6969 0.0342 | | |
| Variance Equation | | | | | | |
| C(3) | -0.212264 0.146036 | 0.016781 0.008210 | -12.64879 17.78717 | 0.0000 | | |
| C(5) | -0.025094 | 0.004318 | -5.811278 | 0.0000 | | |
| C(6) | 0.987640 | 0.001637 | 603.4054 | 0.0000 | | |
| R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat | 0.001819 0.001613 0.017587 1.497959 13293.37 1.968488 | Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. | | 0.000226 0.017601 -5.484982 -5.476950 -5.482163 | | |

(三)沪深股市波动溢出效应的研究

溢出效应(spillover effect): 当某个资本市场出现大幅波动时, 会引起投资者在另外的资本市场的投资行为的改变,将这种波动 传递到其他的资本市场。

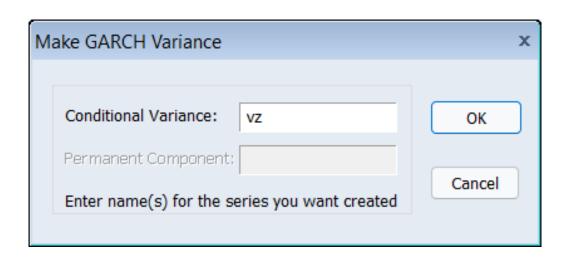
我国沪深股市地理位置接近,所面对的经济、政治和法律环境相同,监管环境、投资者结构、上市公司的质量、治理结构都类似。

两市之间的波动是否存在溢出效应?

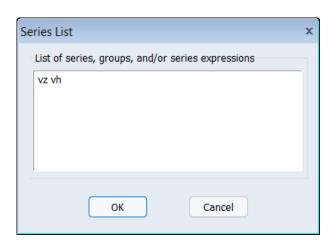


(三) 沪深股市波动溢出效应的研究

从GARCH-M模型的残差项中提取条件方差: 在均值方程拟合结果的窗口,选择"Proc"→"Make GARCH Variance Series",生成条件方差序列vz和vh。



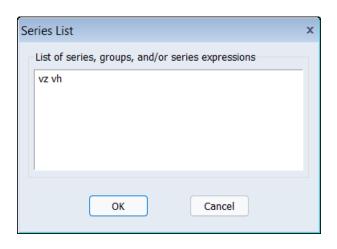
(三)沪深股市波动溢出效应的研究首先,计算vz和vh的相关系数: "Quick" \rightarrow "Group Statistics" \rightarrow "Correlations",在打开的对话框中输入"vz vh"。计算得到vz和vh的相关系数为0.971,说明沪深股市的波动高度正相关。



(三)沪深股市波动溢出效应的研究

进一步进行两市波动的Granger因果关系检验:

"Quick"→ "Group Statistics"→ "Granger Causality Test", 在打开的对话框中输入"vz vh", 依次选择滞后阶数为1-5阶。



(三) 沪深股市波动溢出效应的研究

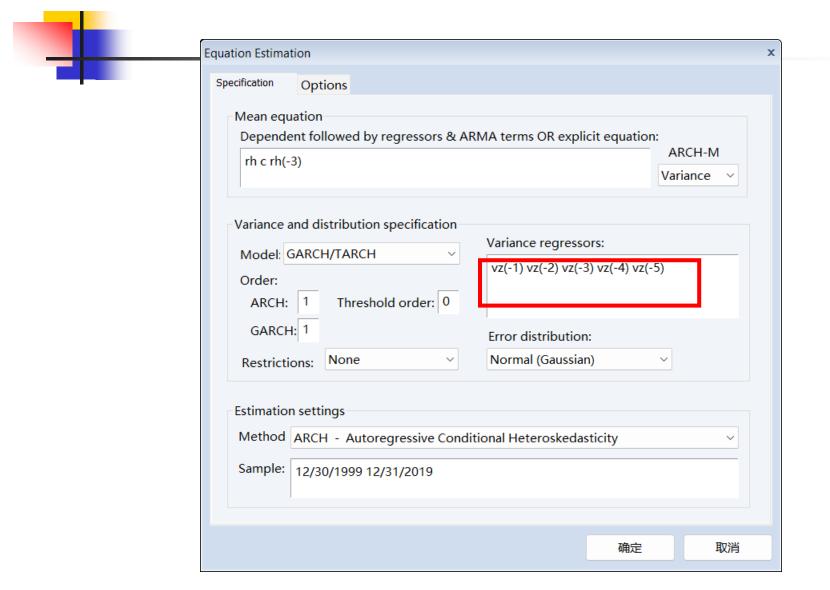
Granger因果检验结果表明,可以拒绝原假设:深市收益率的波动 不是沪市收益率波动的原因;也可以拒绝原假设:沪市收益率的 波动不是深市收益率波动的原因。

初步证明沪深股市之间存在双向的波动溢出效应。

表6-16 两市波动的Granger因果关系检验结果

| D店 | 滞后期 | | | | |
|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| P值 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| vh不是vz的格兰杰原因 | 0.0002 | 0.0002 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0000 |
| vz不是vh的格兰杰原因 | 0.9737 | 0.9993 | 0.0182 | 0.0108 | 0.0030 |

(三)沪深股市波动性溢出效应的研究 在沪市GARCH-M模型的条件方差方程中加入深市波动(vz)的滞后项



(三) 沪深股市波动性溢出效应的研究

表6-17是沪市GARCH-M(1,1)的估计结果,表6-18是加入滞后项vz的估计结果,相比较两张表的结果,加入滞后项后,均值方程的GARCH项估计值变大,且从不显著变为在1%的水平下显著,并且估计的标准误差缩小了。说明在条件方差方程中加入深市波动vz的滞后项是恰当的。

此时,沪市收益率风险(波动性)与收益之间的正相关关系变得显著。

表6-17 沪市GARCH-M(1,1)的估计结果 表6-18 沪市GARCH-M(1,1)(加入滞后项vz)的估计结果

Dependent Variable: RH

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 02/17/22 Time: 16:01

Sample (adjusted): 1/07/2000 12/31/2019 Included observations: 4843 after adjustments Convergence achieved after 21 iterations Presample variance: backcast (parameter = 0.7) GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)*2 + C(6)*GARCH(-1)

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. | | |
|--|---|--|----------------------------------|---|--|--|
| GARCH | 1.115458 | 1.243395 | 0.897107 | 0.3697 | | |
| RH(-3) | 0.028506 | 0.014354 | 1.985873 | 0.0470 | | |
| Variance Equation | | | | | | |
| C RESID(-1) ² GARCH(-1) | 1.38E-06 0.070334 0.926437 | 2.07E-07 0.003811 0.003570 | 6.703729 18.45637 259.4970 | 0.0000 0.0000 0.0000 | | |
| R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat | 0.000301 -0.000112 0.015588 1.176077 14012.05 1.958563 | Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. | | 0.000152 0.015587 -5.784041 -5.776006 -5.781220 | | |

Dependent Variable: RH

Method: ML - ARCH (Marguardt) - Normal distribution

Date: 05/25/22 Time: 10:04

Sample (adjusted): 1/12/2000 12/31/2019 Included observations: 4840 after adjustments Convergence achieved after 6 iterations

Convergence achieved after 6 iterations Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)*2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*VZ(-1) + C(8)*VZ(-2) + C(9)*VZ(-3) + C(10)*VZ(-4) + C(11)*VZ(-5)

| Va | riable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. | | |
|-------------------|---------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|------------------|--|--|
| GA | RCH | 4.141177 | 1.222210 | 3.388268 | 0.0007 | | |
| RI | C H(-3) | -0.000450 0.033079 | 0.000227 0.013876 | -1.984677 2.383956 | 0.0472 0.0171 | | |
| Variance Equation | | | | | | | |
| | С | 1.45E-06 | 2.98E-07 | 4.868214 | 0.0000 | | |
| RESI | D(-1)^2 | 0.073272 | 0.006087 | 12.03788 | 0.0000 | | |
| GAR | CH(-1) | 0.921914 | 0.007524 | 122.5337 | 0.0000 | | |
| VZ | <u>7</u> (-1) | 0.233229 | 0.019828 | 11.76283 | 0.0000 | | |
| VZ | Z(-2) | -0.483481 | 0.039991 | -12.08981 | 0.0000 | | |
| VZ | <u>7</u> (-3) | 0.631973 | 0.013452 | 46.98118 | 0.0000 | | |
| VZ | 7(-4) | -0.766512 | 0.001721 | -445.2619 | 0.0000 | | |
| VZ | Z(-5) | 0.385098 | 0.019272 | 19.98262 | 0.0000 | | |
| R-squared | I | -0.004539 | Mean depen | dent var | 0.000149 | | |
| Adjusted F | R-squared | -0.004954 | S.D. depend | dent var | 0.015569 | | |
| S.E. of reg | ression | 0.015608 | Akaike info | criterion | -5.781881 | | |
| Sum squa | red resid | 1.178296 | Schwarz cri | terion | -5.767143 | | |
| Log likeliho | ood | 14003.15 | Hannan-Qui | inn criter. | -5.776707 | | |
| Durbin-Wa | atson stat | 1 946520 | | | | | |

(三)沪深股市波动性溢出效应的研究 表6-19是深市GARCH-M(1,1)的估计结果,表6-20是加入滞后项vh的估计结果, 相比较两张表的结果,加入滞后项后,均值方程的GARCH项估计值变小,且从 在不再显著,说明在条件方差方程中加入沪市波动vh的滞后项并不恰当。

表6-19 深市GARCH-M(1,1)的估计结果 表6-20 深市GARCH-M(1,1)(加入滞后项vh)的估计结果

Dependent Variable: RZ

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 02/17/22 Time: 14:59

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/31/2019 Included observations: 4845 after adjustments Convergence achieved after 17 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7) GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)*2 + C(6)*GARCH(-1)

| | Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. | |
|---|-------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|------------------|--|
| Ħ | GARCH | 2.702432 | 1.303126 | 2.073807 | 0.0381 | |
| • | C RZ(-1) | -0.000378 0.033464 | 0.000339 0.015171 | -1.112132 2.205811 | 0.2661 0.0274 | |

| Variance Equation | | | | | | |
|--|--|--|----------------------------------|---|--|--|
| C RESID(-1) ² GARCH(-1) | 3.18E-06 0.066865 0.923380 | 3.89E-07 0.004306 0.004428 | 8.185034 15.52983 208.5269 | 0.0000 0.0000 0.0000 | | |
| R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat | 0.001160 0.000748 0.017595 1.498948 13271.46 1.968329 | Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. | | 0.000226 0.017601 -5.475940 -5.467908 -5.473120 | | |

Dependent Variable: RZ

Durbin-Watson stat

Method: ML - ARCH (Marguardt) - Normal distribution

Date: 05/25/22 Time: 10:15

Sample (adjusted): 1/14/2000 12/31/2019 Included observations: 4838 after adjustments Convergence achieved after 23 iterations Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

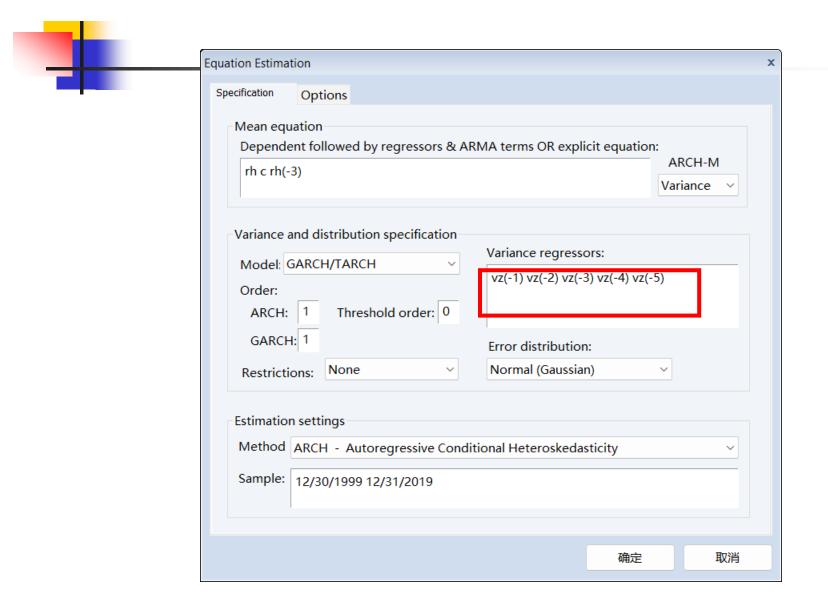
GARCH = $C(4) + C(5)*RESID(-1)^{4} + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*VH(-1) + C(8)*VH(-2) + C(9)*VH(-3) + C(10)*VH(-4) + C(11)*VH(-5)$

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|-------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|------------------|
| GARCH | 2 088248 | 1 385269 | 1.507468 | 0 1317 |
| C RZ(-1) | -0.000258 0.038831 | 0.000352 0.015862 | -0.734600 2.448071 | 0.4626 0.0144 |

| 112(-1) | 0.000001 | 0.010002 | 2.440071 | 0.0144 | | | | |
|--------------------|-------------------|-----------------------|-----------|-----------|--|--|--|--|
| | Variance Equation | | | | | | | |
| C | 4.75E-06 | 8.50E-07 | 5.584618 | 0.0000 | | | | |
| RESID(-1)^2 | 0.053690 | 0.007423 | 7.232799 | 0.0000 | | | | |
| GARCH(-1) | 0.870587 | 0.015452 | 56.34126 | 0.0000 | | | | |
| VH(-1) | 0.541744 | 0.254600 | 2.127825 | 0.0334 | | | | |
| VH(-2) | -0.250397 | 0.487954 | -0.513157 | 0.6078 | | | | |
| VH(-3) | -0.472317 | 0.481059 | -0.981828 | 0.3262 | | | | |
| VH(-4) | 0.080294 | 0.413539 | 0.194162 | 0.8460 | | | | |
| VH(-5) | 0.177045 | 0.186616 | 0.948716 | 0.3428 | | | | |
| R-squared | 0.000876 | Mean dependent var | | 0.000221 | | | | |
| Adjusted R-squared | 0.000462 | S.D. dependent var | | 0.017562 | | | | |
| S.E. of regression | 0.017558 | Akaike info criterion | | -5.479558 | | | | |
| Sum squared resid | 1.490588 | Schwarz criterion | | -5.464815 | | | | |
| Log likelihood | 13266.05 | Hannan-Quinn criter. | | -5.474382 | | | | |

1.984675

(三)沪深股市波动性溢出效应的研究 在沪市GARCH-M模型的条件方差方程中加入深市波动(vz)的滞后项



(三)沪深股市波动性溢出效应的研究

表6-17是沪市GARCH-M(1,1)的估计结果,表6-18是加入滞后项vz的估计结果, 相比较两张表的结果,加入滞后项后,均值方程的GARCH项估计值变大,且从 不显著变为在1%的水平下显著,并且估计的标准误差缩小了。说明在条件方差 方程中加入深市波动vz的滞后项是恰当的。

此时,沪市收益率风险(波动性)与收益之间的正相关关系变得显著。

表6-17 沪市GARCH-M(1,1)的估计结果 表6-18 沪市GARCH-M(1,1)(加入滯后项vz)的估计结果

Dependent Variable: RH

Method: ML - ARCH (Marguardt) - Normal distribution

Date: 02/17/22 Time: 16:01

Sample (adjusted): 1/07/2000 12/31/2019 Included observations: 4843 after adjustments Convergence achieved after 21 iterations Presample variance: backcast (parameter = 0.7) $GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)^{1/2} + C(6)*GARCH(-1)$

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. | | |
|--|---|--|----------------------------------|---|--|--|
| GARCH | 1.115458 | 1.243395 | 0.897107 | 0.3697 | | |
| RH(-3) | 0.028506 | 0.014354 | 1.985873 | 0.0470 | | |
| Variance Equation | | | | | | |
| C RESID(-1) ² GARCH(-1) | 1.38E-06 0.070334 0.926437 | 2.07E-07 0.003811 0.003570 | 6.703729 18.45637 259.4970 | 0.0000 0.0000 0.0000 | | |
| R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat | 0.000301 -0.000112 0.015588 1.176077 14012.05 1.958563 | Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. | | 0.000152 0.015587 -5.784041 -5.776006 -5.781220 | | |

Dependent Variable: RH

Method: ML - ARCH (Marguardt) - Normal distribution

Date: 05/25/22 Time: 10:04

Sample (adjusted): 1/12/2000 12/31/2019 Included observations: 4840 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7) GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)*2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*VZ(-1) +

C(8)*VZ(-2) + C(9)*VZ(-3) + C(10)*VZ(-4) + C(11)*VZ(-5)

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. | | | |
|--|--|--|--|--|--|--|--|
| GARCH | 4.141177 | 1.222210 | 3.388268 | 0.0007 | | | |
| C RH(-3) | -0.000450 0.033079 | 0.000227 0.013876 | -1.984677 2.383956 | 0.0472 0.0171 | | | |
| Variance Equation | | | | | | | |
| C RESID(-1)^2 GARCH(-1) VZ(-1) VZ(-2) VZ(-3) VZ(-4) VZ(-5) | 1.45E-06 0.073272 0.921914 0.233229 -0.483481 0.631973 -0.766512 0.385098 | 2.98E-07 0.006087 0.007524 0.019828 0.039991 0.013452 0.001721 0.019272 | 4.868214 12.03788 122.5337 11.76283 -12.08981 46.98118 -445.2619 19.98262 | 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 0.0000 | | | |
| R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat | -0.004539 -0.004954 0.015608 1.178296 14003.15 1.946520 | Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. | | 0.000149 0.015569 -5.781881 -5.767143 -5.776707 | | | |

(三)沪深股市波动性溢出效应的研究 表6-19是深市GARCH-M(1,1)的估计结果,表6-20是加入滞后项vh的估计结果, 相比较两张表的结果,加入滞后项后,均值方程的GARCH项估计值变小,且从 在不再显著,说明在条件方差方程中加入沪市波动vh的滞后项并不恰当。

表6-19 深市GARCH-M(1,1)的估计结果 表6-20 深市GARCH-M(1,1)(加入滞后项vh)的估计结果

Dependent Variable: RZ

Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution

Date: 02/17/22 Time: 14:59

Sample (adjusted): 1/05/2000 12/31/2019 Included observations: 4845 after adjustments Convergence achieved after 17 iterations

Presample variance: backcast (parameter = 0.7) GARCH = $C(4) + C(5)*RESID(-1)^2 + C(6)*GARCH(-1)$

| | Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| 1 | GARCH | 2.702432 | 1.303126 | 2.073807 | 0.0381 |
| | C | -0.000378 | 0.000339 | -1.112132 | 0.2661 |
| | RZ(-1) | 0.033464 | 0.015171 | 2.205811 | 0.0274 |

| Variance Equation | | | | | | | | |
|--|--|--|----------------------------------|---|--|--|--|--|
| C RESID(-1) ² GARCH(-1) | 3.18E-06 0.066865 0.923380 | 3.89E-07 0.004306 0.004428 | 8.185034 15.52983 208.5269 | 0.0000 0.0000 0.0000 | | | | |
| R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood Durbin-Watson stat | 0.001160 0.000748 0.017595 1.498948 13271.46 1.968329 | Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. | | 0.000226 0.017601 -5.475940 -5.467908 -5.473120 | | | | |

Dependent Variable: RZ

Durbin-Watson stat

Method: ML - ARCH (Marguardt) - Normal distribution

Date: 05/25/22 Time: 10:15

Sample (adjusted): 1/14/2000 12/31/2019 Included observations: 4838 after adjustments Convergence achieved after 23 iterations Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

GARCH = C(4) + C(5)*RESID(-1)*2 + C(6)*GARCH(-1) + C(7)*VH(-1) + C(8)*VH(-2) + C(9)*VH(-3) + C(10)*VH(-4) + C(11)*VH(-5)

| Variable | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|-------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|------------------|
| GARCH | 2 088248 | 1.385269 | 1.507468 | 0 1317 |
| C RZ(-1) | -0.000258 0.038831 | 0.000352 0.015862 | -0.734600 2.448071 | 0.4626 0.0144 |

| NZ(-1) | 0.030031 | 0.013002 | 2.440071 | 0.0144 | | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|-----------|--|--|--|--|
| Variance Equation | | | | | | | | |
| C | 4.75E-06 | 8.50E-07 | 5.584618 | 0.0000 | | | | |
| RESID(-1)^2 | 0.053690 | 0.007423 | 7.232799 | 0.0000 | | | | |
| GARCH(-1) | 0.870587 | 0.015452 | 56.34126 | 0.0000 | | | | |
| VH(-1) | 0.541744 | 0.254600 | 2.127825 | 0.0334 | | | | |
| VH(-2) | -0.250397 | 0.487954 | -0.513157 | 0.6078 | | | | |
| VH(-3) | -0.472317 | 0.481059 | -0.981828 | 0.3262 | | | | |
| VH(-4) | 0.080294 | 0.413539 | 0.194162 | 0.8460 | | | | |
| VH(-5) | 0.177045 | 0.186616 | 0.948716 | 0.3428 | | | | |
| R-squared | 0.000876 | Mean dependent var | | 0.000221 | | | | |
| Adjusted R-squared | 0.000462 | S.D. dependent var | | 0.017562 | | | | |
| S.E. of regression | 0.017558 | Akaike info criterion | | -5.479558 | | | | |
| Sum squared resid | 1.490588 | Schwarz criterion | | -5.464815 | | | | |
| Log likelihood | 13266.05 | Hannan-Quinn criter. | | -5.474382 | | | | |

1.984675

我们运用GARCH模型,对深圳股市收益率的波动性、波动的非对称性,以及沪深股市收益率波动之间的溢出效应做了全面分析。通过分析,基本可以得出以下结论:

- 第一、深市收益率存在明显的GARCH效应。
- 第二、深市收益率存在明显的GARCH-M效应。
- 第三、深市存在明显的杠杆效应,反映了在我国股票市场上坏消息引起的波动要大于好消息引起的波动。
- 第四、沪深股市之间波动存在双向溢出效应。加入深市波动的模型将有助于提高沪市风险溢价的水平,而加入沪市波动的模型并不能提高深市风险溢价的水平。

本章小结

本章第一节主要介绍了VAR模型,它是一种不同于结构联立方程组的多方程模型,是缺乏理论依据的,主要用于预测,VAR模型的出现使得现在的文献中已经很少看到利用联立方程模型建模。第二节介绍了(G)ARCH模型,(G)ARCH模型在金融领域的应用极为广泛,本书中介绍了(G)ARCH模型多种形式,着重以实例说明(G)ARCH模型的作用。

本章小结

- > VAR模型的概念、构造及格兰杰因果检验、脉冲响应。
- > GARCH类模型的概念。
- > ARCH效应的检验。