Finanças Quantitativas: Lista 7

Lucas Moschen

14 de junho de 2020

Exercício 8.1

Suponha que X e σ^2 são duas variáveis aleatórias e que $X|\sigma^2\sim N(0,\sigma^2)$. Prove que:

$$\frac{E[X^4]}{Var[X]^2} = 3\left[1 + \frac{Var[\sigma^2]}{E[\sigma^2]^2}\right]$$

Temos que:

$$\begin{split} E[X^4|\sigma] &= \int_{\mathbb{R}} x^4 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-x^2/2\sigma^2} dx \\ &= 2 \int_0^\infty 4t^2 \sigma^4 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-t} \frac{\sigma^2}{\sqrt{2t}\sigma} dt \\ &= \frac{4\sigma^4}{\sqrt{\pi}} \int_0^\infty t^{3/2} e^{-t} \\ &= \frac{4\sigma^4}{\sqrt{\pi}} \Gamma(5/2) = \frac{4\sigma^4}{\sqrt{\pi}} \frac{3\sqrt{\pi}}{4} \\ &= 3\sigma^4 \end{split}$$

$$Var[X|\sigma] = \sigma^2$$

Logo, utilizando as seguintes propriedades da probabilidade:

$$E[X^4] = E[E[X^4|\sigma]] = 3E[\sigma^4]$$

$$Var[X]^2 = (E[Var[X|\sigma]] + Var[E[X|\sigma]])^2 = E[\sigma^2]^2$$

pois $E[X|\sigma] = 0$.

Portanto:

$$\frac{E[X^4]}{Var[X]^2} = 3\frac{E[\sigma^4]}{E[\sigma^2]^2} = 3\frac{Var[\sigma^2] + E[\sigma^2]^2}{E[\sigma^2]^2} = 3\frac{E[\sigma^4]}{E[\sigma^2]^2} = 3\left(1 + \frac{Var[\sigma^2]}{E[\sigma^2]^2}\right),$$

como queríamos mostrar.

Exercício 8.3

Assuma que $\{Y_t\}_t$ é uma série de log-retornos GARCH(1,1) representada como:

$$Y_t = \sigma_t \tilde{\epsilon}_t \qquad \sigma_t^2 = c + b\sigma_{t-1}^2 + aY_{t-1}^2,$$

onde assumimos $\{\tilde{\epsilon}_t\}_t \sim N(0,1)$ fortemente e os coeficiente são tais que σ_t^2 é estacionário.

1. Seja $\epsilon_t = Y_t^2 - \sigma_t^2$. Assim, temos que $Y_t^2 - \epsilon_t = c + b(Y_{t-1}^2 - \epsilon_{t-1}) + aY_{t-1}^2$, logo

$$Y_t^2 = c + (a+b)Y_{t-1}^2 + \epsilon_t - b\epsilon_{t-1},$$

onde o erro é a diferença que explicitei. Se $Y_t | \sigma_t \sim N(0, \sigma_t^2)$, temos que $Y_t^2 / \sigma_t^2 | \sigma_t \sim \chi(1)$. Logo $\epsilon_t / \sigma_t^2 + 1 | \sigma_t \sim \chi(1)$.

Se $\alpha = E[\epsilon_t^2]$, temos que:

$$E[\epsilon_t^2 | \sigma] = E[(Y_t^2 - \sigma_t^2)^2 | \sigma] = E[Y_t^2 | \sigma] - \sigma_t^2 = 0,$$

logo $\alpha = E[E[\sigma_t^2 | \sigma]] = 0$ e não depende do tempo como já constatado.

Além disso, se $u_t = \epsilon_t + a\epsilon_{t-1} - b(a+b)\epsilon_{t-2}$ e $Y_{t-1} = c + (b+a)Y_{t-2}^2 + \epsilon_{t-1} - b\epsilon_{t-2}$,

$$Y_t^2 = c + (b+a)(c + (b+a)Y_{t-2}^2 + \epsilon_{t-1} - b\epsilon_{t-2}) + \epsilon_t - b\epsilon_{t-1}$$

$$= c(1+a+b) + (b+a)^2 Y_{t-2}^2 + \epsilon_t + a\epsilon_{t-1} - b(b+a)\epsilon_{t-2}$$

$$= c(1+a+b) + (b+a)^2 Y_{t-2}^2 + u_t$$

2. Temos que $\beta = E[u_t^2] = Var[u_t] + E[u_t]^2$. Assim:

$$Var[u_t] = Var[\epsilon_t + a\epsilon_{t-1} - b(a+b)\epsilon_{t-2}]$$

$$= Var[\epsilon_t] + a^2Var[\epsilon_{t-1}] + b^2(a+b)^2Var[\epsilon_{t-2}], \text{dado que são independentes}$$

$$= 1 + a^2 + b^2(a+b)^2, \text{dado que identicamente distribuidas}$$

 $E[u_t] = 0$, dado que as variáveis são i.i.d.

Logo,

$$\beta = 1 + a^2 + b^2(a+b)^2,$$

que não depende do tempo. Além disso, se k > 1

$$\begin{split} E[u_{t}u_{t-2k}] &= E[(\epsilon_{t} + a\epsilon_{t-1} - b(a+b)\epsilon_{t-2})(\epsilon_{t-2k} + a\epsilon_{t-1-2k} - b(a+b)\epsilon_{t-2-2k})] \\ &= E[\epsilon_{t}\epsilon_{t-2k}] + aE[\epsilon_{t}\epsilon_{t-1-2k}] - b(a+b)E[\epsilon_{t}\epsilon_{t-2-2k}] + \\ &+ aE[\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-2k}] + a^{2}E[\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-1-2k}] - ab(a+b)E[\epsilon_{t-1}\epsilon_{t-2-2k}] - \\ &- b(a+b)E[\epsilon_{t-2}\epsilon_{t-2k}] - abE[\epsilon_{t-2}\epsilon_{t-1-2k}] + b^{2}(a+b)^{2}E[\epsilon_{t-2}\epsilon_{t-2-2k}] \\ &= 0, \text{dado que as variáveis são independentes (k > 1 garante isso!)} \end{split}$$

Mas se k = 1, $E[u_t u_{t-2k}] = -b(a+b)E[\epsilon_{t-2}^2] = -b(a+b)$, logo:

$$\frac{E[u_t u_{t-2}]}{E[u_t^2]} = -\frac{b(a+b)}{1+a^2+b^2(a+b)^2}$$

3. Considere a expressão:

$$v_t = \frac{1}{1 - \lambda B^2} u_t,$$

onde B é o backward shift operator. Reescrevemos esse modelo como ARMA(1,1) em: $v_t + 0v_{t-1} - \lambda v_{t-2} = \epsilon_t + a\epsilon_{t-1} - b(a+b)\epsilon_{t-2}$

$$\begin{split} E[v_{2t}v_{2t-2s}] &= E[(\lambda v_{2t-2} + u_{2t})v_{2t-2s}] \\ &= \lambda E[v_{2t-2}v_{2t-2s}] + E[u_{2t}v_{2t-2s}] \\ &= \lambda E[v_{2t-2}v_{2t-2s}] \\ &\cdots \\ &= \lambda^{s-1}E[v_{2t-2s+2}v_{2t-2s}] \\ &= \lambda^{s-1}E[v_{t}v_{t-2}], \text{pois a série temporal \'e WN} \end{split}$$

Além disso, temos que:

$$\begin{split} E[u_t^2] &= E[v_t^2 - 2\lambda v_t v_{t-2} + \lambda^2 v_{t-2}^2] \\ &= E[v_t^2] - 2\lambda E[v_t v_{t-2}] + \lambda^2 E[v_t^2], \text{pois a série temporal \'e WN} \\ &\Rightarrow \\ E[v_t v_{t-2}] &= \frac{1}{2\lambda} \left((1 + \lambda^2) E[v_t^2] - E[u_t^2] \right) \end{split}$$

Temos também que:

$$\begin{split} E[v_t^2] &= E[u_t^2] + 2\lambda E[v_{t-2}u_t] + \lambda^2 E[v_t^2] \\ \Rightarrow \\ E[v_t^2] &= \frac{1}{1 - \lambda^2} \left(E[u_t^2] + 2\lambda E[\lambda v_{t-4}u_t] + 2\lambda E[u_{t-2}u_t] \right) \end{split}$$

Por fim:

$$\begin{split} E[v_t v_{t-2}] &= \frac{1}{2\lambda} \left((1+\lambda^2) E[v_t^2] - E[u_t^2] \right) \\ &= \frac{1}{2\lambda} \left((1+\lambda^2) (\frac{1}{1-\lambda^2} \left(E[u_t^2] + 2\lambda E[u_{t-2} u_t] \right)) - E[u_t^2] \right) \\ &= \frac{1}{2\lambda (1-\lambda^2)} \left(E[u_t^2] + \lambda^2 E[u_t^2] + 2(1+\lambda^2) \lambda E[u_{t-2} u_t] - E[u_t^2] + \lambda^2 E[u_t^2] \right) \\ &= \frac{1}{1-\lambda^2} \left(\lambda E[u_t^2] + (1+\lambda^2) E[u_t u_{t-2}] \right) \\ &\Rightarrow \\ E[v_{2t} v_{2t-2s}] &= \frac{\lambda^{s-1}}{1-\lambda^2} [\lambda E[u_t^2] + (1+\lambda^2) E[u_t u_{t-2}]] \end{split}$$

como queríamos demonstrar.

4. Considere λ a raiz da equação:

$$\frac{\lambda}{1 + \lambda^2} = \frac{b(a+b)}{1 + a^2 + b^2(a+b)^2}$$

então $\lambda(1+a^2+b^2(a+b)^2)=(1+\lambda^2)b(a+b)$ e, pelo que caculamos em 2, $\lambda E[u_t^2]=-(1+\lambda^2)E[u_tu_{t-2}]$, portanto, se fizermos a substituição x=t+s, e usarmos a expressão calculada em 3, temos:

$$E[v_{2x-2s}v_{2x}] = 0, s \ge 1$$

Além disso:

$$E[v_{2t}^2] \\$$

5. Se $\overline{Y_t} = Y_{2t}$, temos que $\overline{Y_t}^2 \sim ARMA(1,1)$ e que a série $\{\overline{Y_t}\}_t$ admite a representação GARCH(1,1).