Aula 3: Modelos de Volatilidade Estocástica (GARCH)

Marcus L. Nascimento

21 de outubro de 2025

- 1. Introdução
- 2. Modelos não-lineares
- 3. Processos de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva (ARCH)
- 4. Processos ARCH generalizados (GARCH)
- 5. Material suplementar

• Vimos que, utilizando o operador defasagem, um modelo ARMA(p,q) é representado da seguinte forma:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)(y_t - \mu) = (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q) w_t$$
$$\phi(B)(y_t - \mu) = \theta(B) w_t. \tag{1}$$

 Reescrevendo a Equação (1) como um processo de médias móveis (representação de Wold), temos:

$$(y_t - \mu) = \phi(B)^{-1}\theta(B)w_t$$

$$(y_t - \mu) = \psi(B)w_t,$$
(2)

onde $\psi(B)w_t = \phi(B)^{-1}\theta(B)$.

• Supondo uma série temporal de tamanho n, a partir da Equação (2), temos:

$$y_{n+l} = \mu + \underbrace{w_{t+l} + \psi_1 w_{t+l-1} + \psi_2 w_{t+l-2} + \dots}_{\text{desconhecido}} + \underbrace{\psi_l w_n + \dots}_{\text{conhecido}}.$$

Logo, os erros de previsão podem ser escritos da seguinte forma:

$$e_{n}(1) = y_{n+1} - y_{n}(1) = w_{n+1}$$

$$e_{n}(2) = y_{n+2} - y_{n}(2) = w_{n+2} + \psi_{1}w_{n+1}$$

$$e_{n}(3) = y_{n+3} - y_{n}(3) = w_{n+3} + \psi_{1}w_{n+2} + \psi_{2}w_{n+1}$$

$$\vdots$$

$$e_{n}(I) = y_{n+I} - y_{n}(I) = \sum_{i=0}^{I-1} \psi_{i}w_{n+I-i},$$

onde $\psi_0 = 1$.

Observações:

- Os erros de previsão podem guardar algum tipo de relação;
- O comportamento dos erros de previsão depende das perturbações w_t :
 - Justificativa plausível para a existência de autocorrelação na variância de w_t ;
 - Variâncias dos erros de previsão não são constantes; autocorrelação na variância de $e_t(I)$;
 - Heterocedasticidade.
- Os itens destacados acima são comumente observados ao prevermos séries temporais econômicas (preços de ações, taxas de inflação, taxas de câmbio, entre outras).
 - Capacidade preditiva de modelos estatísticos oscila entre períodos de análise;
 - Períodos de maior **volatilidade** (variância) tendem a perdurar: maior volatilidade hoje pode implicar maior volatilidade amanhã.

- A partir da análise da série de inflação do Reino Unido, Engle (1982) propôs um modelo não-linear denominado ARCH (Modelo Autorregressivo para a Heteroscedasticidade Condicional) com intuito de capturar a estrutura de correlação na variância.
- Posteriormente, Bollerslev (1986) propôs uma generalização do modelo ARCH denominada GARCH com intuito de descrever a volatilidade com um número menor de parâmetros que o modelo ARCH.
- Neste estágio do curso, focaremos em estudar técnicas estatísticas que têm por finalidade modelar a volatilidade, ou seja, a variância condicional de uma variável (geralmente, retorno).

FATOS ESTILIZADOS SOBRE OS RETORNOS:

- Em geral, séries temporais de retornos não apresentam autocorrelação;
- Usualmente, agrupamentos de volatilidades ao longo do tempo são observados em séries temporais de retornos;
- Ao analisarmos os quadrados dos retornos é possível observar uma correlação pequena e defasagem 1 e uma queda lenta na correlação para a defasagens subsequentes;
- Distribuição (incondicional) dos retornos é, habitualmente, leptocúrtica e simétrica;
- Presença de não-linearidade em algumas das séries temporais de retornos.

Modelos não-lineares

Modelos não-lineares

- Seja Y_1, Y_2, \ldots, Y_n uma série temporal relativa aos preços de uma ação, denotaremos a série temporal dos retornos através da sequência de variáveis aleatórias R_1, R_2, \ldots, R_n , onde $R_t = \log(Y_t/Y_{t-1})$.
- Supondo que as inovações (choques aleatórios) W_t , $t=1,2,\ldots,n$, sejam independentes e identicamente distribuídas, um modelo não-linear pode der escrito da seguinte forma:

$$r_t = \mu(r_{t-1}, r_{t-2}, \ldots) + \tau(r_{t-1}, r_{t-2}, \ldots) w_t,$$

onde

- $\mu(r_{t-1}, r_{t-2}, ...)$ é a função média condicional;
- $\tau(r_{t-1}, r_{t-2}, ...)$ é a função variância condicional.

Modelos não-lineares

- Note que:
 - Se $\mu(r_{t-1}, r_{t-2}, ...)$ for não linear, então o modelo é não-linear na média;
 - Se $\tau(r_{t-1}, r_{t-2}, \ldots)$ for não linear, então o modelo é não-linear na variância.
- Supondo $\mathcal{J}_{t-1} = \{r_1, r_2, \dots, r_{t-1}\}$ a informação disponível no tempo t-1:
 - A média condicional de R_t é dada por $E(R_t|\mathcal{J}_{t-1}) = E_{t-1}(R_t)$;
 - A variância condicional de R_t é dada por $\tau_t^2 = \mathrm{E}\left[(R_t \mu_t)^2 | \mathcal{J}_{t-1}\right] = \mathrm{E}_{t-1}\left[(R_t \mu_t)^2\right]$;
 - Se $\mu_t = 0$, então $\mathrm{E}(R_t^2 | \mathcal{J}_{t-1}) = \mathrm{E}_{t-1}(R_t^2)$.

Processos de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva (ARCH)

• Com o objetivo de estudar algumas das propriedades dos processos ARCH(p), iremos considerar o caso particular onde p=1.

• Seja $\{W_t\}$ ruído branco com média zero e variância igual a um, um processo ARCH(1) é descrito da seguinte forma:

$$r_t = \tau_t w_t$$

onde
$$\tau_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2$$
.

• Média condicional de R_t :

$$E(R_t|\mathcal{J}_{t-1}) = E_{t-1}(R_t)$$

$$= E_{t-1}(\tau_t W_t)$$

$$= \tau_t E_{t-1}(W_t)$$

$$= 0.$$

• Média incondicional de R_t :

$$\mathrm{E}(R_t) = \mathrm{E}(\mathrm{E}(R_t|\mathcal{J}_{t-1}))$$
 (Regra da torre)
= $\mathrm{E}(\mathrm{E}_{t-1}(R_t))$
= 0.

• Processo ARCH(1) possui média zero.

• Covariância entre R_t e R_{t-1} :

$$\gamma_1 = \gamma_R(t, t-1) = \text{Cov}(R_t, R_{t-1})$$

$$= \text{E}(R_t R_{t-1}) - \text{E}(R_t) \text{E}(R_{t-1})$$

$$= \text{E}(\text{E}_{t-1}(R_t R_{t-1})) - 0$$

$$= \text{E}(R_{t-1} \text{E}_{t-1}(R_t))$$

$$= 0.$$

- Seguindo um argumento similar, é possível mostrar que $\gamma_I = 0 \ \forall I \geq 0$.
- Processo ARCH(1) é não correlacionado serialmente.

- Devido à não correlação serial, R_t não pode ser predito através do histórico (\mathcal{J}_{t-1}) : Evidência da hipótese de eficiência de mercado.
- Variância condicional:

$$Var(R_t|\mathcal{J}_{t-1}) = E(R_t^2|\mathcal{J}_{t-1}) - [E(R_t|\mathcal{J}_{t-1})]^2$$

$$= E_{t-1}(\tau_t^2 W_t^2) - [E_{t-1}(R_t)]^2$$

$$= \tau_t^2 E_{t-1}(W_t^2) - 0$$

$$= \tau_t^2.$$

• A variância condicional é au_t^2 que, por definição, é descrita como a seguir:

$$\tau_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2.$$

Logo, R_t^2 pode ser predito (através de R_{t-1}).

Observe que

$$E(R_t^2|\mathcal{J}_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2.$$
(3)

- A partir da Equação (3), temos:
 - R_t^2 segue um processo AR(1);
 - α_0 e α_1 podem ser estimados por uma regressão de r_t^2 em um intercepto e r_{t-1}^2 ;
 - Processo ARCH(1) pode ser estimado via mínimos quadrados ordinários.

Variância incondicional:

$$Var(R_t) = E(R_t^2) - [E(R_t)]^2$$

$$= E(E_{t-1}(R_t^2)) - 0$$

$$= E(\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2)$$

$$= \alpha_0 + \alpha_1 E(R_{t-1}^2).$$

Sob estacionariedade, temos:

$$au^2 = \mathsf{Var}(R_t) = \frac{lpha_0}{1 - lpha_1},$$

onde $\alpha_0 > 0$ e $0 < \alpha_1 < 1$.

- Dos resultados anteriores, temos:
 - Variância incondicional: $\tau^2 = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1}$;
 - Variância condicional: $\tau_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2$.
- Substituindo $\alpha_0 = \tau^2(1 \alpha_1)$, na variância condicional, temos:

$$\tau_t^2 = \tau^2 (1 - \alpha_1) + \alpha_1 r_{t-1}^2$$

= $\tau^2 + \alpha_1 (r_{t-1}^2 - \tau^2).$

Variância condicional pode ser vista como uma combinação entre a variância incondicional e o desvio entre o retorno ao quadrado e seu valor médio.

- Vimos que um dos fatos estilizados de séries temporais de retornos consiste em caudas mais longas que a normal (curtose maior que 3).
- Supondo um modelo ARCH(1) com $W_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1)$, temos que a curtose é dada por:

$$K = \frac{\mathrm{E}(\mathrm{R_t^4})}{[\mathsf{Var}(R_t)]^2} = 3\left(\frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2}\right) > 3.$$

 Assumindo um modelo ARCH, teremos caudas mais pesadas que as da normal - propriedade conveniente do modelo.

• Seja $\{W_t\}$ ruído branco com média zero e variância igual a um, um processo ARCH(p) é obtido se R_t^2 segue um processo AR(p):

$$r_t = \tau_t w_t$$

$$\tau_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i}^2,$$

onde $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \ge 0$, i = 1, 2, ..., p - 1, e $\alpha_p > 0$.

• As restrições anteriores são condições para que $au_t^2 > 0$.

Observações:

- ullet Usualmente, assume-se que W_t segue um distribuição
 - Normal padrão;
 - t-Student com baixos graus de liberdade ν ou alguma outra distribuição de caudas pesadas que melhor descreva séries temporais financeiras.
- Os coeficientes α_i devem satisfazer certas condições a depender do tipo de imposição que colocamos sobre o processo R_t .

Processos ARCH generalizados (GARCH)

Processo GARCH(p,q)

- Não raramente, é necessário que p seja grande para que toda correlação serial em R²_t seja capturada.
- O processo ARCH generalizado (GARCH) consiste em uma alternativa parsimoniosa ao modelo ARCH(p).
- Seja $\{W_t\}$ ruído branco com média zero e variância igual a um, um processo GARCH(p,q) é descrito da seguinte forma:

$$r_t = \tau_t w_t$$

$$\tau_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i r_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \tau_{t-j}^2.$$

Processo GARCH(p,q)

• Como condições para que $au_t^2 > 0$, as seguintes restrições são impostas:

•
$$\alpha_0 > 0$$
, $\alpha_i \ge 0$, $i = 1, 2, \dots, p-1$, e $\alpha_p > 0$;

•
$$\beta_j \geq 0$$
, $j = 1, 2, \ldots, q - 1$, e $\beta_q > 0$;

• Para
$$v = \max\{p, q\}, \sum_{i=1}^{v} (\alpha_i + \beta_i) < 1.$$

• Assim como nos modelos ARCH, é usual supor que W_t tenha distribuição normal ou t-Student, ou ainda uma outra distribuição de cauda pesada.

Processo GARCH(1,1)

• Com o objetivo de estudar alguma das propriedades dos processos GARCH(p,q), consideraremos o caso em que p=q=1:

$$\begin{array}{rcl} r_t & = & \tau_t w_t \\ \tau_t^2 & = & \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \beta_1 \tau_{t-1}^2. \end{array}$$

Variância incondicional:

$$\begin{aligned} \mathsf{Var}(R_t) &=& \mathrm{E}(R_t^2) - [\mathrm{E}(R_t)]^2 \\ &=& \mathrm{E}(\mathrm{E}_{t-1}(R_t^2)) - 0 \\ &=& \mathrm{E}(\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \beta_1 \tau_{t-1}^2) \\ &=& \alpha_0 + \alpha_1 \mathrm{E}(R_{t-1}^2) + \beta_1 \mathrm{E}(\tau_{t-1}^2) \\ \Rightarrow \tau^2 &= \mathsf{Var}(R_t) &=& \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1} \text{ (Sob estacionariedade),} \end{aligned}$$

onde $\alpha_0 > 0$ e $0 < \alpha_1 + \beta_1 < 1$.

Processo GARCH(1,1)

• Supondo um modelo GARCH(1,1) com $W_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1)$, temos que a curtose é dada por:

$$K = \frac{\mathrm{E}(\mathrm{R_t^4})}{\left[\mathsf{Var}(R_t)\right]^2} = 3\left(\frac{1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 - 2\alpha_1^2}\right) > 3.$$

 Assumindo um modelo GARCH, teremos caudas mais pesadas que as da normal propriedade desejável do modelo já que retornos normalmente apresentam tal característica.

Processo GARCH(1,1)

- Modelos ARCH podem ser estimados via mínimos quadrados ordinários ou via máxima verossimilhança.
- Modelos GARCH, em contrapartida, são estimados via máxima verossimilhança:
 - Assumindo $W_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1)$ e $r_0^2 = \tau_0^2 = 0$, a verossimilhança pode ser obtida recursivamente:

$$\begin{aligned}
 & \tau_1^2 &= \alpha_0 \\
 & \frac{r_1}{\tau_1} &\sim N(0,1) \\
 & \vdots &= \vdots \\
 & \tau_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \beta_1 \tau_{t-1}^2 \\
 & \frac{r_t}{\tau_t} &\sim N(0,1).
 \end{aligned}$$

• O estimador de máxima verossimilhanda para α_0 , α_1 e β_1 é obtido maximizando o produto das verossimilhanças.

Material suplementar

Modelo GARCH na média (GARCH-M)

• Um modelo GARCH(1,1)-M é dado por:

$$r_{t} = \mu + c\tau_{t}^{2} + u_{t}$$

$$u_{t} = \tau_{t}w_{t}$$

$$\tau_{t}^{2} = \alpha_{0} + \alpha_{1}u_{t-1}^{2} + \beta_{1}\tau_{t-1}^{2},$$

onde μ e c são constantes.

Observações:

- A formulação do modelo implica correlação serial nos retornos R_t ;
- *c* é chamado de parâmetro de risco de prêmio. Valores positivos de *c* indicam que o retorno é positivamente relacionado com sua volatilidade;
- Outras especificações para o prêmio de risco presentes na literatura incluem: $r_t = \mu + c\tau_t + u_t$ e $r_t = \mu + c\log(\tau_t^2) + u_t$.

Modelo ARMA-GARCH

• Como ilustração, considere um modelo AR(1)-GARCH(1,1):

$$\begin{array}{rcl} r_t & = & \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + u_t \\ u_t & = & \tau_t w_t \\ \tau_t^2 & = & \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \tau_{t-1}^2. \end{array}$$

Observação:

- Neste caso, está sendo considerado que o retorno pode ser predito tanto em nível quanto em seu quadrado.
- Não há evidência da hipótese de eficiência de mercado.

Modelo GARCH exponencial (EGARCH)

- Nelson (1991) propôs o modelo GARCH exponencial (EGARCH).
- Um modelo EGARCH(p,q) é definido como a seguir:

$$r_t = \tau_t w_t$$

$$\log(\tau_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q g_i(w_{t-i}) + \sum_{j=1}^p \beta_j \log(\tau_{t-j}^2),$$

onde $g_i(w_{t-i})$ permite efeitos assimétricos entre retornos positivos e negativos através de uma inovação ponderada:

$$g_i(w_t) = \begin{cases} (\alpha_i + \gamma_i)w_{t-i} - \gamma_i \mathrm{E}(|w_t|), \text{ se } w_{t-i} \ge 0\\ (\alpha_i - \gamma_i)w_{t-i} - \gamma_i \mathrm{E}(|w_t|), \text{ se } w_{t-i} < 0. \end{cases}$$

Modelo GARCH exponencial (EGARCH)

Observações:

- γ captura o efeito assimétrico dos choques aleatórios, permitindo a diferenciação entre mudanças positivas e negativas.
 - Aplicado na modelagem de assimetrias em dados financeiros.
- Captura efeitos em que choques negativos tendem a aumentar a volatilidade de forma mais significativa do que choques positivos de mesma magnitude.
 - Adequado em casos em que o sentimento dos investidores é significativamente afetado por desenvolvimentos negativos.

Modelo Threshold GARCH (TGARCH)

- Proposto por Glosten, Jagannatha, and Runkle (1993) e Zakoian (1994).
- O modelo é descrito da seguinte forma:

$$r_t = \tau_t w_t$$

$$\tau_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i + \gamma_i I_{t-i}) |w_{t-i}|^{\delta} + \sum_{j=1}^p \beta_j \tau_{t-j}^2,$$

onde I_{t-i} é uma variável indicadora que assume valor 1 caso $w_{t-i} < 0$ e 0 caso contrário.

• Denominamos o caso em que $\delta=2$ de GJR-GARCH e o caso em que $\delta=1$ de TGARCH.

Modelo *Threshold* GARCH (TGARCH)

Observações:

 Diferencia explicitamente os impactos positivos e negativos de choques aleatórios na volatilidade.

 Particularmente, aplicável em mercados em que as perdas podem afetar disproporcionalmente os preços se comparadas a ganhos equivalentes.

Referências

- Bollerslev, Tim. 1986. "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity." *Journal of Econometrics* 31 (3): 307–327.
- Engle, Robert F. 1982. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation." *Econometrica* 50 (4): 987–1007.
- Glosten, Lawrence R., Ravi Jagannatha, and David E. Runkle. 1993. "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks." *Journal of Finance* 48 (5): 1779–1801.
- Nelson, Daniel B. 1991. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." Econometrica 59 (2): 347–370.
- Zakoian, Jean-Michel. 1994. "Threshold heteroskedastic models." *Journal of Economic Dynamics and Control* 18 (5): 931–955.