

## Agenda

Geração de séries sintéticas

modelos ARIMA: estimação

modelos ARIMA: validação



## Geração de séries sintéticas | modelos ARIMA

Construção do modelo ARIMA (relembrando...)

- 1. Identificação do modelo Determinar quais componentes farão parte da formulação
- 2. Estimação dos parâmetros Obter os valores dos parâmetros envolvidos
- 3. Validação do modelo Avaliar, teoricamente, se o ajuste é satisfatório

# GERAÇÃO DE SÉRIES SINTÉTICAS

modelos ARIMA: estimação

Objetivo: determinar os valores de  $\varphi_p$  (p=1,2,...) e  $\theta_q$  (q=1,2,...)

Métodos a serem discutidos:

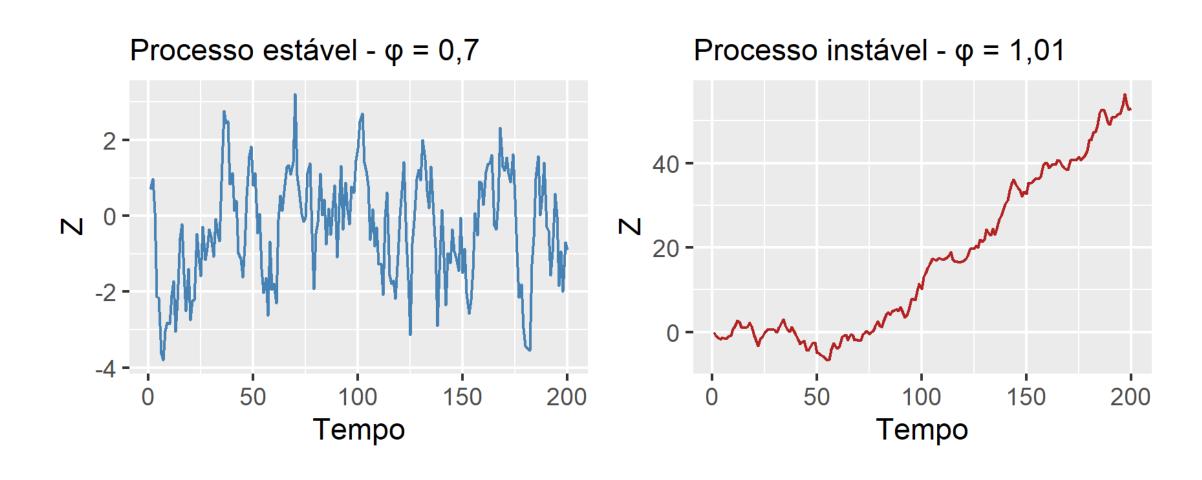
**Momentos** 

Máxima Verossimilhança

Os parâmetros devem obedecer a certas restrições para que produzam modelos estáveis

um modelo estável produz valores que flutuam no entorno de um nível médio sem "explodir"

Representação da estabilidade e instabilidade do modelo AR(1)



As restrições aos parâmetros são denominadas condições de estacionariedade e invertibilidade

estacionariedade: aplicada à componente AR

invertibilidade: aplicada à componente MA

A compreensão dessas condições requer o entendimento da definição do polinômio característico

#### Condição de estacionariedade:

Seja um modelo AR(p):

$$z_t = \varphi_1 z_{t-1} + \varphi_2 z_{t-2} + \dots + \varphi_p z_{t-p} + a_t$$

Ele pode ser reescrito na forma:

$$z_t - \varphi_1 z_{t-1} - \varphi_2 z_{t-2} - \dots - \varphi_p z_{t-p} = a_t$$

Usando o operador defasagem B (lembrando:  $B^k z_t = z_{t-k}$ ):

$$B^0z_t - \varphi_1B^1z_t - \varphi_2B^2z_t - \dots - \varphi_pB^pz_t = a_t$$

Colocando  $z_t$  em evidência:

$$(1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p) z_t = a_t$$

polinômio característico  $\Phi(B)$ 

A condição de estacionariedade é verificada por meio deste polinômio característico  $\Phi(B)$ 

Para tanto, os coeficientes  $\varphi_i$  ( $i=1,2,\ldots,p$ ) são inseridos no polinômio e as raízes  $B_i$  são determinadas

nota: as raízes podem ser complexas

Um modelo é estacionário quando a combinação de coeficientes  $\varphi_i$  (i=1,2,...,p) produz raízes  $|B_i|>1$  diz-se nesse caso que as raízes caem fora do círculo unitário (círculo formado pelas porções reais e imaginária das raízes  $B_i$ )

Representação do círculo unitário e das raízes de  $\Phi(B)$  dos modelos AR(1) estável e instável mostrados anteriormente

obtenção do polinômio:

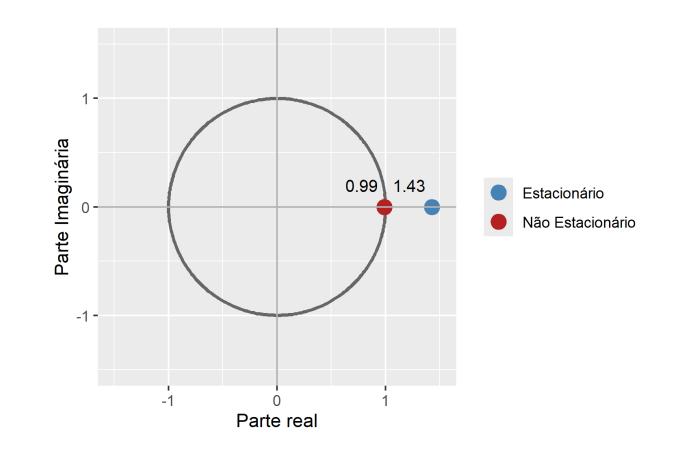
$$1 - \varphi_1 B = 0$$

AR(1) estacionário:

$$\varphi_1 = 0.7 \rightarrow B = 1.43$$

AR(1) não estacionário:

$$\varphi_1 = 1.01 \rightarrow B = 0.99$$



#### Condição de invertibilidade:

Seja um modelo MA(q):

$$z_{t} = a_{t} - \theta_{1} a_{t-1} - \theta_{2} a_{t-2} - \dots - \theta_{q} a_{t-q}$$

Ele pode ser reescrito com operadores *B*:

$$z_t = \left(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_p B^p\right) a_t$$
 polinômio característico  $\Theta(B)$ 

A condição de invertibilidade é verificada por meio deste polinômio característico  $\Theta(B)$ 

Para tanto, os coeficientes  $\theta_i$  ( $i=1,2,\ldots,q$ ) são inseridos no polinômio e as raízes  $B_i$  são determinadas

nota: as raízes podem ser complexas

Um modelo é invertível quando a combinação de coeficientes  $\theta_i$  produz raízes  $|B_i|>1$ 

#### Em resumo:

#### Modelos puramente AR:

Estacionariedade atendida quando as raízes de  $\Phi(B)$  caem fora do círculo unitário

#### Modelos puramente MA:

Invertibilidade atendida quando as raízes de  $\theta(B)$  caem fora do círculo unitário

#### Modelos ARMA:

Ambas as condições devem ser atendidas

[Exemplo] No ajuste de um modelo Box & Jenkins, chegou-se à seguinte equação:

$$z_t = 0.6 \cdot z_{t-1} + 0.2 \cdot z_{t-2} + a_t + 0.1 \cdot a_{t-1} - 0.8 \cdot a_{t-2}$$

#### Pede-se:

- a) Identificar o modelo.
- b) Verificar se ele atende às condições de estacionariedade e invertibilidade.

#### <u>Método dos Momentos (MoM):</u>

Recomendado para modelos puramente AR produz estimadores enviesados quando da presença de componentes MA

Para modelos AR, considera-se a função de autocorrelação teórica:

$$\rho_k = \varphi_1 \rho_{k-1} + \varphi_2 \rho_{k-2} + \dots + \varphi_p \rho_{k-p}, k > 0$$

onde

 $\rho_k$  autocorrelação teórica com defasagem k  $\varphi_i$  parâmetro AR de ordem i (i=1,2,...,p)

A expansão para múltiplas defasagens k (1,2, ..., p) resulta nas equações de Yule-Walker:

$$\rho_{1} = \varphi_{1} + \varphi_{2}\rho_{1} + \dots + \varphi_{p}\rho_{p-1}$$

$$\rho_{2} = \varphi_{1}\rho_{1} + \varphi_{2} + \dots + \varphi_{p}\rho_{p-2}$$

$$\vdots$$

$$\rho_{p} = \varphi_{1}\rho_{p-1} + \varphi_{2}\rho_{p-2} + \dots + \varphi_{p}$$

O MoM consiste em substituir os momentos teóricos (do modelo) pelos momentos empíricos (da série)

dado um modelo AR(p), substituem-se as correlações teóricas  $\rho_p$  por seus estimadores amostrais  $r_p$ 

Lembrando: os estimadores amostrais  $r_k$  são retirados da FAC (ou correlograma)

[Exemplo] Obter os estimadores para os modelos AR de primeira e segunda ordens.

1<sup>a</sup> ordem: Modelo AR(1)  $\rightarrow p = 1$ 

Das equações de Yule-Walker:  $ho_1=\varphi_1$ 

Substituindo pelo estimador amostral:  $r_1 = \varphi_1$ 

$$\therefore \hat{\varphi}_1 = r_1$$

#### Este é um resultado particular muito importante!

interpretação: o coeficiente  $\hat{\varphi}_1$  de um modelo AR(1) é o próprio coeficiente de correlação (de Pearson) de primeira ordem  $r_1$ 

Desdobramento: todo modelo AR(1) será sempre estacionário (estável), pois:

$$1 - \varphi_1 B = 0$$

$$1 - r_1 B = 0$$

$$B = \frac{1}{r_1}$$

Como 
$$-1 < r_1 < 1$$
 por definição, tem-se que  $|B| > 1^*$ 

<sup>\*</sup> Em teoria,  $|r_1|$  pode assumir exatamente 1. Nesse caso, |B|=1 e o modelo é não estacionário. Porém, casos de correlação perfeita não acontecem no contexto de séries de fenômenos naturais.

 $2^a$  ordem: Modelo AR(2)  $\rightarrow p = 2$ 

Das equações de Yule-Walker:

$$\begin{cases} \rho_1 = \varphi_1 + \varphi_2 \rho_1 \\ \rho_2 = \varphi_1 \rho_1 + \varphi_2 \end{cases}$$

Substituindo pelos estimadores amostrais  $r_1$  e  $r_2$  e resolvendo o sistema, chega-se a:

$$\hat{\varphi}_1 = \frac{r_1(1 - r_2)}{1 - r_1^2}$$

$$\hat{\varphi}_2 = \frac{r_2 - r_1^2}{1 - r_1^2}$$

#### Método da Máxima Verossimilhança (MLE):

Recomendado para modelos puramente MA ou mistos ARMA produz estimadores equivalentes às equações de Yule-Walker para modelos AR ajustados a séries com tamanho suficiente (n > 500) e sob normalidade

Princípio: busca pelo melhor conjunto de parâmetros que associa os resultados do modelo às observações

As equações a seguir assumem que os dados são normalmente distribuídos

A função de verossimilhança para um processo ARMA é dada por:

$$L = \frac{1}{(2\pi\hat{\sigma}_a)^{n/2}} \cdot exp\left[ -\frac{1}{2\hat{\sigma}_a} \cdot \sum_{t=1}^n \hat{a}_t(\hat{\boldsymbol{\varphi}}, \hat{\boldsymbol{\theta}})^2 \right]$$

onde

 $\widehat{oldsymbol{arphi}}$  conjunto dos parâmetros AR estimados com base na amostra

conjunto dos parâmetros MA estimados com base na amostra

 $\widehat{a}_t$  série de resíduos obtidos do ajuste, com variância  $\widehat{\sigma}_a$ 

O método busca o conjunto de parâmetros que maximiza a função L

Matematicamente, é conveniente aplicar o logaritmo, chegando-se à função de log-verossimilhança:

$$\ln L = -n \cdot \ln \hat{\sigma}_a - \frac{S(\widehat{\boldsymbol{\varphi}}, \widehat{\boldsymbol{\theta}})}{2\hat{\sigma}_a}$$

onde

 $S(\widehat{\boldsymbol{\varphi}}, \widehat{\boldsymbol{\theta}})$  função soma dos quadrados dos resíduos:

$$S(\widehat{\boldsymbol{\varphi}},\widehat{\boldsymbol{\theta}}) = \sum_{i=1}^{n} a_i^2$$

Qualquer conjunto de parâmetros que maximize a função  $S(\widehat{\boldsymbol{\varphi}},\widehat{\boldsymbol{\theta}})$ , também maximiza a função  $\ln L$ 

O MLE é computacionalmente intenso pois a estimativa de  $S(\widehat{\boldsymbol{\varphi}},\widehat{\boldsymbol{\theta}})$  requer cálculos recursivos para toda série e para cada combinação de parâmetros (recursividade: quando a estimativa do valor atual depende dos valores anteriores)

Lembra-se que as combinações devem respeitar as condições de estacionariedade e invertibilidade

[Exemplo] Obter a função  $S(\widehat{\boldsymbol{\varphi}},\widehat{\boldsymbol{\theta}})$  para um modelo ARMA(1,1).

#### Modelo:

$$z_t = \varphi_1 z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

Escreve-se a equação em função de  $a_t$ :

$$a_t = z_t - \varphi_1 z_{t-1} + \theta_1 a_{t-1}$$

Para os cálculos, a série  $z_t$  assume os valores observados

Variam-se os índices de tempo para t = p + q, ..., n

\* convenciona-se  $a_1 = E[a_t] = 0$ 

$$t = 2: a_{2} = z_{2} - \varphi_{1}z_{1} + \theta_{1}a_{1}^{*}$$

$$t = 3: a_{3} = z_{3} - \varphi_{1}z_{2} + \theta_{1}a_{2} = z_{3} - \varphi_{1}z_{2} + \theta_{1}(z_{2} - \varphi_{1}z_{1} + \theta_{1}a_{1})$$

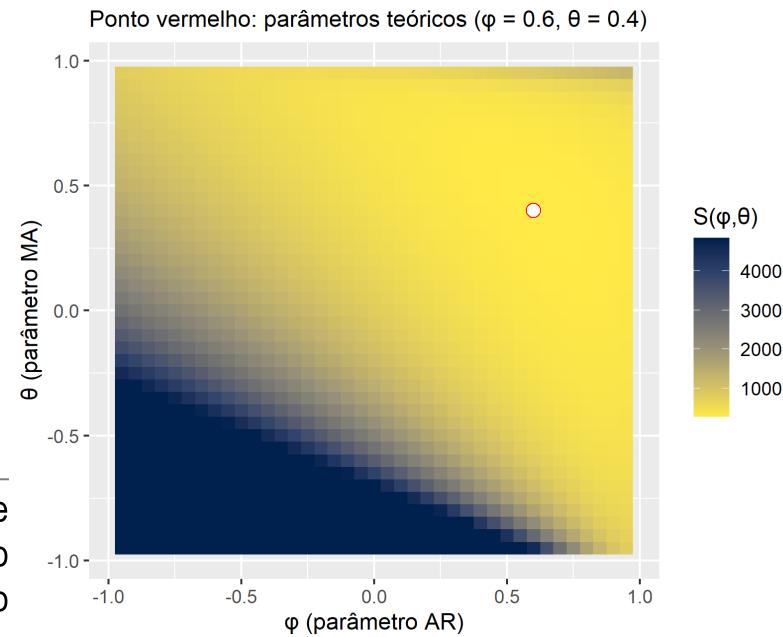
$$t = 4: a_{4} = z_{4} - \varphi_{1}z_{3} + \theta_{1}a_{3}$$

$$= z_{4} - \varphi_{1}z_{3} + \theta_{1}[z_{3} - \varphi_{1}z_{2} + \theta_{1}(z_{2} - \varphi_{1}z_{1} + \theta_{1}a_{1})]$$

$$\vdots$$

$$t = n: a_{n} = z_{n} - \varphi_{1}z_{n-1} + \theta_{1}a_{n-1}$$

A cada novo valor para  $\hat{\varphi}$  ou  $\hat{\theta}$  a função  $S(\hat{\varphi}, \hat{\theta})$  é atualizada



Resultado da combinação de parâmetros para um modelo teórico conhecido

# GERAÇÃO DE SÉRIES SINTÉTICAS

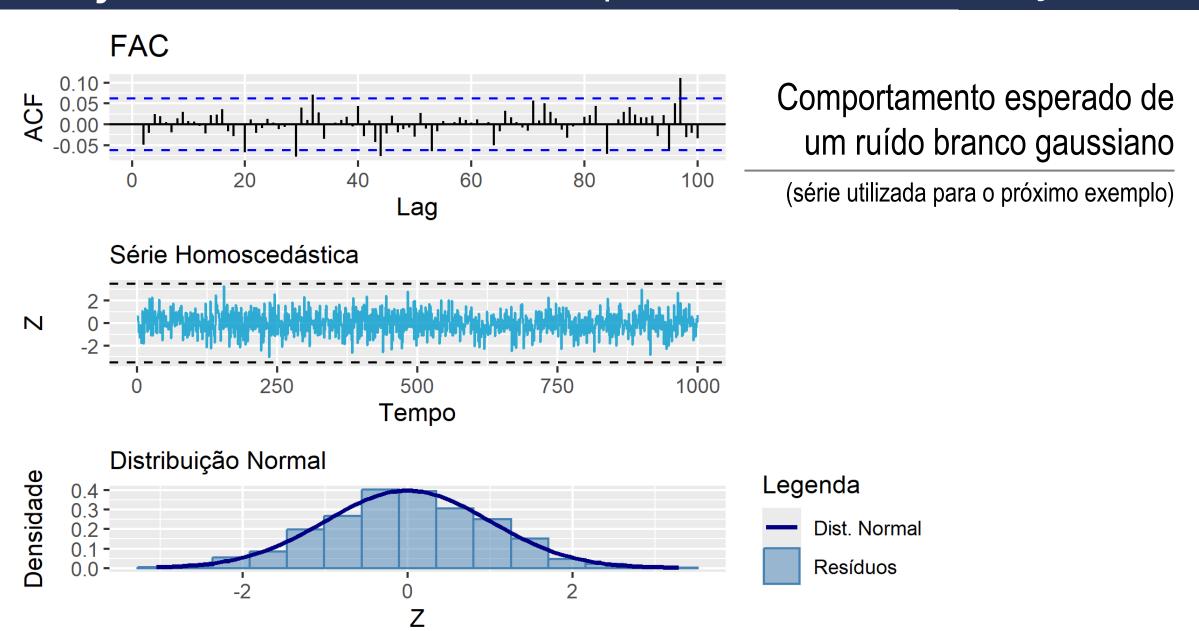
modelos ARIMA: validação

Última etapa antes do uso do modelo

Uma vez que os parâmetros foram estimados, a série de resíduos  $a_t$  resultantes do ajuste é calculada

caso a estimação tenha sido feita via MLE, a série  $a_t$  já estará calculada

Os resíduos do modelo funcionam como indicadores da qualidade do ajuste um modelo bem ajustado produz resíduos com características estatísticas próximas a um ruído branco gaussiano interpretação: as características da série  $z_t$  foram "filtradas" pelo, modelo, sobrando apenas os resíduos  $a_t$ 



#### **Independência:**

Procedimentos usuais inspeção visual da FAC dos resíduos testes estatísticos

Teste estatístico recomendado: Ljung-Box [Box & Pierce, 1970]

H₀: Os resíduos não são correlacionados

H₁: Os resíduos são correlacionados

O procedimento se utiliza da própria função de autocorrelação para testar a significância até um lag pré-determinado k

A estatística do teste é:

$$LB = n(n-2) \sum_{k=1}^{n} \frac{r_k^2}{n-k}$$

onde

n tamanho da série

 $r_k^2$  autocorrelação de lag k

h máxima defasagem a ser testada

A estatística LB tem distribuição qui-quadrado, com h-p-q graus de liberdade:

$$LB \sim \chi_{h-p-q}^2$$

Acerca do número de *lags* a ser considerado atribuído pelo analista de acordo com a série em análise [Box et al., 1994] recomendam  $h \cong 20$ 

#### **Homoscedasticidade:**

Procedimento usual testes estatísticos

Teste estatístico recomendado: Breusch-Pagan [Breusch & Pagan, 1978]

H<sub>0</sub>: Homoscedasticidade presente (a variância dos resíduos é constante)

H<sub>1</sub>: Heteroscedasticidade presente (a variância dos resíduos não é constante)

O teste se utiliza (novamente) da série de resíduos ao quadrado  $a_t^2$  como indicador local da variância

ou seja, a variância dos erros para cada observação  $z_t$  para isso, ele assume que os resíduos são normalmente distribuídos

O procedimento envolve ajustar uma regressão linear à série  $a_t^2$ :

$$a_t^2 = \alpha t + \beta + \varepsilon_t$$

onde

 $\mathcal{E}_{t}$ 

 $\alpha$  e  $\beta$  parâmetros da regressão

resíduos da regressão (não confundir com o resíduo  $a_t!!$ )

A estatística do teste é dada por:

$$BP = n \cdot R^2$$

onde

n tamanho da série  $a_t^2$ 

R<sup>2</sup> coeficiente de determinação da regressão

A estatística BP tem distribuição qui-quadrado, com um grau de liberdade:

$$BP \sim \chi_1^2$$

A lógica do teste é verificar se podemos explicar a variância dos resíduos com uma regressão em função do tempo

se o ajuste for bom (medido pelo  $R^2$ ), a resposta é afirmativa e os resíduos são heteroscedástico

#### Normalidade:

Procedimento usual análise visual via histogramas/densidades (ver aula 1) testes estatísticos (ver aula 2)

Nota: a condição de normalidade dos resíduos é a mais difícil de ser atingida. Portanto, admite-se certo relaxamento nessa condição pode-se verificar a aproximação dos resíduos da distribuição normal, via análises visuais

[Exemplo] Verificar as condições de independência, homoscedasticidade e normalidade da série de resíduos do início do capítulo

#### Independência (Ljung-Box)

```
Box.test(ruidoBranco, lag = 20, type = "Ljung-Box") X-squared = 14.134, df = 20, p-value = 0.8236
```

#### Homoscedasticidade (Breusch-Pagan)

```
bptest(residuo ~ tempo)
BP = 1.481, df = 1, p-value = 0.2236
```

#### Normalidade (Shapiro-Wilk)

```
shapiro.test(ruidoBranco)
W = 0.99906, p-value = 0.9001
```

#### Resumo

Estimação: calcular os valores dos parâmetros do modelo identificado na etapa anterior

observar as condições de estacionariedade e invertibilidade para que o modelo seja estável

Base dos métodos de estimação modelos puramente AR: Yule-Walker (MoM)

modelos puramente MA ou ARMA: soma dos quadrados dos resíduos (MLE)

Validação: verificação teórica do modelo, com base nos resíduos comportamento de ruídos brancos gaussianos independentes, homoscedásticos e (aprox.) normais





## ERHA7016 – Hidrologia Estocástica

Daniel Detzel detzel@ufpr.br