

**Solução do Desafio da Semana**  
 Séries Temporais I - Data: 5 de novembro de 2025.

**Nome:** Caroline de Oliveira Costa

**Matrícula:** 2023101189

### DESAFIO 3

Considere o processo  $\{X_t\}$  com a seguinte representação (com prob. 1):

$$X_1 = W_1; \quad X_t = \phi X_{t-1} + W_t, \quad t = 2, 3, \dots,$$

onde  $\{W_t\}$  é um processo de ruído branco com média 0 e variância  $\sigma_W^2$  e  $|\phi| < 1$ .

- (i) O processo  $\{X_t\}$  é estacionário? Justifique;
- (ii) Calcule a função de autocorrelação do processo  $\{X_t\}$ ;
- (iii) Calcule o valor limite de  $\gamma_X(0)$  e  $\rho_X(h)$ ,  $h \geq 0$ , quando  $t \rightarrow \infty$ . Comente;
- (iv) Aplique um fator de correção na representação do processo em  $t = 1$ , i.e., considere

$$X_1 = \frac{W_1}{\sqrt{1 - \phi^2}}.$$

Repita os itens *i* e *ii*.

## Solução

- (i) O processo  $\{X_t\}$  é estacionário? Justifique.**

Sabemos que:

$$X_1 = W_1, \quad X_t = \phi X_{t-1} + W_t, \quad t = 2, 3, \dots$$

Expandindo recursivamente:

$$\begin{aligned} X_2 &= \phi X_1 + W_2 = \phi W_1 + W_2, \\ X_3 &= \phi X_2 + W_3 = \phi(\phi W_1 + W_2) + W_3 = \phi^2 W_1 + \phi W_2 + W_3. \end{aligned}$$

De forma geral:

$$X_t = \sum_{j=0}^{t-1} \phi^j W_{t-j}.$$

Como  $E[W_t] = 0$ , temos:

$$E[X_t] = \sum_{j=0}^{t-1} \phi^j E[W_{t-j}] = 0, \quad \forall t.$$

A variância é:

$$Var(X_t) = E[X_t^2] = \sum_{j=0}^{t-1} (\phi^j)^2 Var(W_{t-j}) = \sigma_W^2 \sum_{j=0}^{t-1} \phi^{2j}.$$

A soma é uma série geométrica finita:

$$Var(X_t) = \sigma_W^2 \frac{1 - \phi^{2t}}{1 - \phi^2}.$$

Como  $Var(X_t)$  depende de  $t$ , o processo \*\*não é estacionário\*\*. Entretanto, se  $|\phi| < 1$ , então:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} Var(X_t) = \frac{\sigma_W^2}{1 - \phi^2},$$

mostrando que, assintoticamente, o processo tende a uma forma estacionária.

---

### (ii) Função de autocorrelação do processo $\{X_t\}$

Pela definição,

$$\gamma_X(h) = Cov(X_{t+h}, X_t), \quad h \in \mathbb{Z}.$$

Usando a relação recursiva  $X_{t+h} = \phi X_{t+h-1} + W_{t+h}$ :

$$\begin{aligned} \gamma_X(h) &= Cov(\phi X_{t+h-1} + W_{t+h}, X_t) \\ &= \phi Cov(X_{t+h-1}, X_t) + Cov(W_{t+h}, X_t). \end{aligned}$$

Como  $W_{t+h}$  é independente de  $X_t$ , o segundo termo é nulo, e obtemos:

$$\gamma_X(h) = \phi \gamma_X(h-1).$$

Aplicando essa relação recursivamente:

$$\gamma_X(h) = \phi^h \gamma_X(0), \quad h \geq 0.$$

Sabemos que  $\gamma_X(0) = Var(X_t) = \sigma_W^2 \frac{1 - \phi^{2t}}{1 - \phi^2}$ , logo:

$$\boxed{\gamma_X(h) = \phi^h \sigma_W^2 \frac{1 - \phi^{2t}}{1 - \phi^2}.}$$

A função de autocorrelação é dada por:

$$\rho_X(h) = \frac{\gamma_X(h)}{\sqrt{Var(X_{t+h})Var(X_t)}} = \phi^h \sqrt{\frac{1 - \phi^{2t}}{1 - \phi^{2(t+h)}}}.$$

Note que  $\rho_X(h)$  depende de  $t$ , logo o processo não é estacionário em sentido estrito.

---

### (iii) Limite de $\gamma_X(0)$ e $\rho_X(h)$ quando $t \rightarrow \infty$

Como  $|\phi| < 1$ :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \gamma_X(0) = \lim_{t \rightarrow \infty} \sigma_W^2 \frac{1 - \phi^{2t}}{1 - \phi^2} = \frac{\sigma_W^2}{1 - \phi^2}.$$

Substituindo este valor na expressão da autocovariância:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \gamma_X(h) = \phi^h \frac{\sigma_W^2}{1 - \phi^2}.$$

E para a autocorrelação:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \rho_X(h) = \lim_{t \rightarrow \infty} \phi^h \sqrt{\frac{1 - \phi^{2t}}{1 - \phi^{2(t+h)}}} = \phi^h.$$

**Comentário:** Embora o processo inicial não seja estacionário, o efeito da condição inicial  $X_1 = W_1$  desaparece à medida que  $t$  cresce, e o processo converge para um processo estacionário com variância constante e autocorrelação que depende apenas de  $h$ .

---

**(iv) Aplicando o fator de correção em  $t = 1$**

Agora, considere a nova condição inicial:

$$X_1 = \frac{W_1}{\sqrt{1 - \phi^2}}.$$

Expandindo recursivamente:

$$X_t = \phi^{t-1} \frac{W_1}{\sqrt{1 - \phi^2}} + \sum_{j=0}^{t-2} \phi^j W_{t-j}.$$

Calculando a média:

$$E[X_t] = \frac{\phi^{t-1}}{\sqrt{1 - \phi^2}} E[W_1] + \sum_{j=0}^{t-2} \phi^j E[W_{t-j}] = 0.$$

Agora, para a variância:

$$\begin{aligned} Var(X_t) &= Var\left(\phi^{t-1} \frac{W_1}{\sqrt{1 - \phi^2}} + \sum_{j=0}^{t-2} \phi^j W_{t-j}\right) \\ &= \frac{\phi^{2(t-1)}}{1 - \phi^2} Var(W_1) + \sum_{j=0}^{t-2} \phi^{2j} Var(W_{t-j}) \\ &= \sigma_W^2 \left( \frac{\phi^{2(t-1)}}{1 - \phi^2} + \sum_{j=0}^{t-2} \phi^{2j} \right). \end{aligned}$$

Resolvendo a soma geométrica:

$$\sum_{j=0}^{t-2} \phi^{2j} = \frac{1 - \phi^{2(t-1)}}{1 - \phi^2},$$

logo:

$$\begin{aligned} Var(X_t) &= \sigma_W^2 \left( \frac{\phi^{2(t-1)}}{1 - \phi^2} + \frac{1 - \phi^{2(t-1)}}{1 - \phi^2} \right) \\ &= \frac{\sigma_W^2}{1 - \phi^2}. \end{aligned}$$

Portanto,  $Var(X_t)$  é constante, e o processo é \*\*estacionário\*\*.

---

Função de autocovariância e autocorrelação para o processo corrigido  
Como antes,

$$\gamma_X(h) = \phi^h \gamma_X(0), \quad h \geq 0,$$

e agora:

$$\gamma_X(0) = Var(X_t) = \frac{\sigma_W^2}{1 - \phi^2}.$$

Logo:

$$\boxed{\gamma_X(h) = \frac{\sigma_W^2}{1 - \phi^2} \phi^{|h|}.}$$

E a função de autocorrelação:

$$\boxed{\rho_X(h) = \frac{\gamma_X(h)}{\gamma_X(0)} = \phi^{|h|}.}$$

---

## Conclusão geral

- Sem correção ( $X_1 = W_1$ ): o processo não é estacionário, mas tende à estacionariedade conforme  $t \rightarrow \infty$ .
- Com correção ( $X_1 = \frac{W_1}{\sqrt{1-\phi^2}}$ ): o processo é estacionário desde o início, com

$$Var(X_t) = \frac{\sigma_W^2}{1 - \phi^2}, \quad \gamma_X(h) = \frac{\sigma_W^2}{1 - \phi^2} \phi^{|h|}, \quad \rho_X(h) = \phi^{|h|}.$$