### Lista 3 - Processos Estocásticos

Davi de Alencar Mendes (16/0026415) dmendes@aluno.unb.br

Professor: Dr. Cristiano Jacques Miosso

## I Problema 1

Considere que  $X: \mathbb{S} \to \mathbb{R}$  é uma variável aleatória com função densidade de probabilidade  $f_X$ . Considera ainda a variável aleatória definida pela aplicação da função  $g: \mathbb{R} \to \mathbb{R}$  aos resultados de X, com  $g(x) = \alpha x + \beta$ , sendo  $\alpha, \beta \in \mathbb{R}$  e  $\alpha \neq 0$ . Assim,  $Y = \alpha X + \beta$ . A este respeito, responda os seguintes itens.

#### A PDF de Y.

$$g(x) = \alpha x + \beta$$
  $g'(x) = \alpha$   $g^{-1} = \frac{y - \beta}{\alpha} = x$   $f_Y(y) = \frac{f_X\left(\frac{y - \beta}{\alpha}\right)}{\alpha}$ 

## ${f B}$ Valor esperado de Y usando valor esperado de X (LOTUS)

$$\mathbb{E}[Y] = \mathbb{E}[g(x)]$$

$$\mathbb{E}[Y] = \int_{-\infty}^{\infty} (\alpha x + \beta) f_X dx = \alpha \mathbb{E}[X] + \beta$$

#### C Variância de Y usando Variância de X

$$\begin{split} Var[X] &= \mathbb{E}[X^2] - (\mathbb{E}[X])^2 \\ Var[Y] &= \mathbb{E}[Y^2] - (\mathbb{E}[Y])^2 \\ \mathbb{E}[Y^2] &= \int_{-\infty}^{\infty} (\alpha x + \beta)^2 \cdot f_X dx = \int_{-\infty}^{\infty} (\alpha^2 x^2 + +2\alpha \beta x + \beta^2) \cdot f_X dx \\ \mathbb{E}[Y^2] &= \alpha \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f_X dx + 2\alpha \beta \cdot \int_{-\infty}^{\infty} x f_X dx + \beta^2 \cdot \int_{-\infty}^{\infty} f_X dx \\ \mathbb{E}[Y^2] &= \alpha^2 \mathbb{E}[X^2] + 2\alpha \beta \mathbb{E}[X] + \beta^2 \\ Var[Y] &= \alpha^2 \mathbb{E}[X^2] + 2\alpha \beta \mathbb{E}[X] + \beta^2 - (\alpha^2 (\mathbb{E}[X])^2 + \beta^2) \\ Var[Y] &= \alpha^2 Var[X] \end{split}$$

#### II Problema 2

Considere que  $X:\mathbb{S}\to\mathbb{R}$  é uma variável aleatória com distribuição uniforme no intervalo [-1,4). Seja ainda Y=3X+8.

### A PDF de Y

$$X \sim U[-1,4) \qquad Y = 3X + 8, \alpha = 3, \ \beta = 8$$

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{5}, \text{ se } -1 \le x < 4, \\ 0 \text{ c.c.} \end{cases} \qquad f_Y(y) = \frac{f_X\left(\frac{y-8}{3}\right)}{3} = \begin{cases} \frac{1}{15}, \text{ se } 5 \le y < 20 \\ 0 \text{ c.c.} \end{cases}$$

### B Valor Esperado de Y

$$\mathbb{E}[Y] = \int_{5}^{20} y f_Y(y) dy = \int_{-1}^{4} (3x+8) f_X(x) dx = 3\mathbb{E}[X] + 8 = 12.5$$

### C Variância de Y

$$Var[Y] = \mathbb{E}[Y^2] - (\mathbb{E}[Y])^2$$

$$\dots$$

$$Var[Y] = \alpha^2 Var[X] = 9 \cdot Var[X] = 18.75$$

## III Problema 3

... Uma variável X do tipo gaussiano com média 3 e variância 4. Considere Y=2X-6, e respoda os itens seguintes.

# A PDF de Y

$$X \sim \mathcal{N} \begin{cases} \mu = 3 \\ \sigma^2 = 4 \end{cases} \qquad Y = 2X - 6$$

$$f_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) \qquad f_y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot \exp\left(-\frac{(\frac{y-\beta}{\alpha} - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

#### B Média e Variância de Y

$$\mathbb{E}[Y] = \alpha \mathbb{E}[X] + \beta = 2 \cdot 3 - 6 = 0$$

$$Var[Y] = \alpha^{2} Var[X] = 2^{2} \cdot 4 = 16$$

# C Calcule o momento central de ordem 3 normalizado. O valor era esperado?

Pela definição (para uma variável aleatória X):

$$\begin{aligned} Skew[X] &= \widetilde{\mu}_3 = \mathbb{E}\left[\left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right)^3\right] = \frac{\mu_3}{\sigma^3} \\ Skew[X] &= \frac{\mathbb{E}[X^3] - 3\mu\mathbb{E}[X^2] + 3\mu^2\mathbb{E}[X] - \mu^3}{\sigma^3} \\ Skew[X] &= \frac{\mathbb{E}[X^3] - 3\mu(\mathbb{E}[X^2] - \mu\mathbb{E}[X]) - \mu^3}{\sigma^3} \\ Skew[X] &= \frac{\mathbb{E}[X^3] - 3\mu\sigma^2 - \mu^3}{\sigma^3} \end{aligned}$$

Buscando  $\mathbb{E}[Y^3]$ :

$$\begin{split} \mathbb{E}[Y^3] &= \int_{-\infty}^{\infty} y^3 f_Y(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} (2x-6)^3 f_X(x) dx \\ \mathbb{E}[Y^3] &= \int_{-\infty}^{\infty} (8x^3 - 72x^2 + 216x - 216) f_X(x) dx \\ \mathbb{E}[Y^3] &= \int_{-\infty}^{\infty} (8x^3) f_X(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} (-72x^2) f_X(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} (216x) f_X(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} (-216) f_X(x) dx \\ \mathbb{E}[Y^3] &= \int_{-\infty}^{\infty} (8x^3) f_X(x) dx + \int_{-\infty}^{\infty} (-72x^2) f_X(x) dx + 216 \cdot \mathbb{E}[X] + 216 \end{split}$$

As integrais restantes são integrais de Laplace com solução para:

$$\int_{-\infty}^{\infty} z^n \cdot e^{-\alpha \cdot z^n} = \frac{1 \cdot 3 \cdot 5 \cdot \dots (n+1)\pi^{1/2}}{2^{n/2}\alpha^{(n+1)/2}}$$

Aplicando para as integrais anteriores a mudança:  $z=x-\mu, dx=dz$  é possível obter (omitindo boa parte do desenvolvimento)

$$\mathbb{E}[Y^3] = 8 \cdot (\mu \cdot \sigma^2 + \mu^3) - 72 \cdot (\mu^2 + \sigma^2) + 216 \cdot \mu + 216$$

$$\mathbb{E}[Y^3] = 8 \cdot (3 \cdot 3 \cdot 4 + 3^3) - 72 \cdot (3^3 + 4) + 216 \cdot 3 + 216 = 0$$

$$Skew[Y] = 0$$

O valor era esperado já que VAs do tipo gaussiano são totalmente descritas em termos de média e variância (2 momentos somente).

# D Trace o gráfico da PDF de Y e compare com o de X. O que muda?

#### IV Problema 4

Seja X um vetor aleatório de 2 componentes com distribuição uniforme em  $[-1,4] \times [-2,8]$ . Responda os seguintes itens.

#### A PDF Conjunta de X

$$X = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} \qquad X \sim \mathcal{U}[-1, 4] \times [-2, 8]$$

$$\int_{-1}^{4} \int_{-2}^{8} c \cdot dx_1 \, dx_2 = 1, \quad c = \frac{1}{50} \qquad f_X(x_1, x_2) = \frac{1}{50}$$

B PDF Marginal da 1a componente

$$f_{x_1}(x_1) = \int_{-2}^{8} \frac{1}{50} dx_2 = \frac{1}{5}$$

C PDF Marginal da 2a componente

$$f_{x_2}(x_2) = \int_{-1}^4 \frac{1}{50} dx_1 = \frac{1}{10}$$

D Vetor de valores esperados

$$\mathbb{E}[X] = \begin{bmatrix} 1.5\\3 \end{bmatrix}$$

E Vetor de variâncias

$$\mathbb{E}[x_1^2] = \int_{-1}^4 x_1^2 \frac{1}{5} dx_1 = \frac{x^3}{15} \Big|_{-1}^4 = \frac{13}{3}$$

$$Var[x_1] = \frac{13}{3} - (1.5)^2 = \frac{25}{12}$$

$$\mathbb{E}[x_2^2] = \int_{-2}^8 x_2^2 \frac{1}{10} dx_2 = \frac{x^3}{10} \Big|_{-2}^8 = \frac{52}{3}$$

$$Var[x_2] = \frac{52}{3} - (3)^2 = \frac{25}{3}$$

$$Var[X] = \left[\frac{25}{12} - \frac{25}{3}\right]^T$$

F Matriz de Autocovariâncias

$$R_{X} = \mathbb{E}[XX^{T}]$$

$$C_{X} = \mathbb{E}[(X - \mu_{X})(X - \mu_{X})^{T}]$$

$$C_{X} = R_{X} - \mu_{X}\mu_{X}^{T}$$

$$R_{X} = \begin{bmatrix} \mathbb{E}[x_{1}^{2}] & \mathbb{E}[x_{1}x_{2}] \\ \mathbb{E}[x_{2}x_{1}] & \mathbb{E}[x_{2}^{2}] \end{bmatrix}$$

$$\mathbb{E}[x_{2}x_{1}] = \mathbb{E}[x_{1}x_{2}] = \int_{-1}^{4} \int_{-2}^{8} x_{1}x_{2} \cdot \frac{1}{50} dx_{1} dx_{2} = \frac{9}{2}$$

$$R_X = \begin{bmatrix} \frac{13}{3} & \frac{9}{2} \\ \frac{9}{2} & \frac{52}{3} \end{bmatrix} \qquad \mu_X \mu_X^T = \begin{bmatrix} 2.25 & 4.5 \\ 4.5 & 9 \end{bmatrix}$$

$$C_X = \begin{bmatrix} \frac{25}{12} & 0 \\ 0 & \frac{26}{3} \end{bmatrix}$$

G As componentes são correlatas ou não?

Não são!  $C_X$  é matrix diagonal.

H As componentes são dependentes ou não?

São independentes visto que a PDF pode ser fatorada.

V Problema 5

Sobre o Problema 4, determine:

**A**  $P(X_2 > X_1)$ ?

$$P(X_2 > X_1) = \int_{-1}^{4} \int_{x_1}^{8} \frac{1}{50} dx_2 dx_1 = 0.65$$
$$P(X_1 > X_2) = \int_{-1}^{4} \int_{-2}^{x_1} \frac{1}{50} dx_2 dx_1 = 0.35$$

**B**  $P(X_2 > 2X_1)$ ?

$$P(X_2 > 2X_1) = \int_{-1}^{4} \int_{2x_1}^{8} \frac{1}{50} dx_2 dx_1 = 0.5$$

# VI Problema 6

$$f_X(x_1, x_2, x_3) = \frac{3}{4\pi a^3}, \text{ se } \sqrt{x_1 + x_2 + x_3} < a$$

$$P[A] = \int \int \int_S f_X(x_1, x_2, x_3) dx_1 dx_2 dx_3, \text{ com } S = \{\sqrt{x_1 + x_2 + x_3} < 2a/3\}$$

$$\begin{cases} r^2 = x_1^2 + x_2^2 + x_3^2 \\ x_1 = r \sin \phi \cos \theta \\ x_2 = r \sin \phi \sin \theta \end{cases}$$

$$x_3 = r \cos \phi$$

$$P[A] = \frac{3}{4\pi a^3} \int_0^{2a/3} \int_0^{\pi} \int_0^{2\pi} r^2 \sin \phi \, d\theta \, d\phi dr$$

A integral é bastante simples e corresponde a uma fração do volume total já que  $f_X$  é uniforme ao longo do raio. Por esse motivo P[A] pode ser obtido como uma razão dos volumes:  $(2a/3)/a^3 = 8/27 \approx 0.3$ .

## VII Problema 7

Considere que X é um vetor aleatório de 2 componentes com:

$$C_{XX} = \begin{bmatrix} 4 & 1 \\ 1 & 4 \end{bmatrix} \qquad \mu_X = \begin{bmatrix} 2 \\ 3 \end{bmatrix}$$
$$Y = AX + b, \qquad A = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ -2 & 3 \end{bmatrix}, \quad b = \begin{bmatrix} 1 \\ 4 \end{bmatrix}$$

#### A Matriz de Autocovariâncias de Y?

$$\mu_{Y} = \mathbb{E}[AX + b] = A\mu_{X} + b$$

$$Y - \mu_{Y} = A(X - \mu_{X})$$

$$C_{YY} = \mathbb{E}[(Y - \mu_{Y})(Y - \mu_{Y})^{H}]$$

$$C_{YY} = \mathbb{E}[(A(X - \mu_{X}))(A(X - \mu_{X}))^{H}]$$

$$com (AB)^{T} = B^{T}A^{T} \text{ e também } (AB)^{H} = B^{H}A^{H}$$

$$(A(X - \mu_{X}))^{H} = (X - \mu_{X})^{H}A^{H}$$

$$C_{YY} = \mathbb{E}[A(X - \mu_{X})(X - \mu_{X})^{H}A^{H}]$$

$$C_{YY} = A\mathbb{E}[(X - \mu_{X})(X - \mu_{X})^{H}]A^{H}$$

$$C_{YY} = AC_{XX}A^{H}$$

Aplicando em  $C_{XX}$ :

$$C_{YY} = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ -2 & 3 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 4 & 1 \\ 1 & 4 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 1 & -2 \\ 2 & 3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 24 & 15 \\ 15 & 40 \end{bmatrix}$$

# B Matriz de autocorrelações de Y?

$$R_{YY} = \mathbb{E}[YY^{H}]$$

$$R_{YY} = \mathbb{E}[(AX + b)(AX + b)^{H}]$$

$$R_{YY} = \mathbb{E}[(AX + b)((AX)^{H} + b^{H})]$$

$$R_{YY} = \mathbb{E}[AXX^{H}A^{H} + AXb^{H} + bX^{H}A^{H} + bb^{H}]$$

$$R_{YY} = AR_{XX}A^{H} + (A\mu_{X})b^{H} + b(A\mu_{X})^{H} + bb^{H}$$

Buscando  $R_{XX}$ :

$$C_{XX} = R_{XX} - \mu_X \mu_X^T$$

$$R_{XX} = \begin{bmatrix} 8 & 7 \\ 7 & 13 \end{bmatrix}$$

$$R_{YY} = \begin{bmatrix} 105 & 96 \\ 96 & 121 \end{bmatrix}$$

C Valor Médio de Y

$$\mu_Y = A \cdot \mu_X + b = \begin{bmatrix} 1 & 2 \\ -2 & 3 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} 2 \\ 3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 9 \\ 9 \end{bmatrix}$$

D O vetor Y é correlato?

Sim, o vetor é correlato.  $C_{YY}$  não é matriz diagonal.

E O vetor Y é independente?

Não é independente.

F Qual a PDF de Y, supondo distribuição gaussiana?

$$f_Y(\mathbf{y}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^2 \det C_{YY}}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}(y - \mu_Y)^T C_{YY}^{-1}(y - \mu_Y)\right)$$

$$C_{YY}^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{8}{147} & \frac{-1}{49} \\ \frac{-1}{49} & \frac{8}{245} \end{bmatrix}, \quad \det C_{YY} = 735,$$

$$f_Y(\mathbf{y}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^2 \cdot 735}} \cdot \exp\left(-\frac{4y_1^2}{147} + y_1 \frac{(y_2 + 15)}{49} - \frac{4y_2^2}{245} + \frac{27y_2}{245} - \frac{459}{245}\right)$$

G Matriz de Transformação M e vetor v tal que Z = MY + v seja não correlato e possua média nula

Para obter o vetor v basta:

$$\mathbb{E}[Z] = \mathbb{E}[MY + v] = M\mu_Y + v = 0$$
$$v = M\mu_Y$$

G.1 EVD - Decomposição Espectral (Eigenvalue Decomposition)

Em uma matriz  $A_{N\times N}$ , Solucionando  $(A-\lambda I)k=0$  é possível encontrar os autovetores associados aos autovalores k. O polinômio característico  $p(\lambda)=det(A-\lambda I)$  possui N raízes, algumas com possível multiplicidade maior que 1.

Pelas características dos autovetores é possível decompor:

$$Av = \lambda v$$

$$AQ = Q\Lambda$$

$$A = Q\Lambda Q^{-1}$$

7

- $A_{N\times N}$  matriz com n autovetores  $q_i$  linearmente independentes
- $\Lambda$  matriz diagonal com autovalores ao longo da diagonal principal  $(\Lambda_{ii} = \lambda_i)$
- Q matriz com i-ésima coluna sendo autovetor  $q_i$  de A.

Algumas propriedades:

- 1. Se A é simétrica, Q (matriz formada pelos autovetores de A) é ortogonal com  $Q^{-1}=Q^T$
- 2.  $[\Lambda^{-1}]_{ii} = 1/\lambda_i$ , pois  $\Lambda$  é diagonal
- 3. Se A é hermitiana e positiva definida, Qserá unitária com  $Q^{-1}=Q^{H}$

#### ${f G.2}$ Buscando a Matriz de Transformação M

$$C_{ZZ}=MC_{YY}M^H,$$
fazendo  $C_{YY}=Q\Lambda Q^{-1}$  
$$C_{ZZ}=MQ\Lambda Q^{-1}M^H=MQ\Lambda Q^HM^H,$$
fazendo  $M=Q^H=Q^{-1}$  
$$C_{ZZ}=Q^{-1}Q\Lambda Q^{-1}Q=I\Lambda I=\Lambda$$
 
$$C_{ZZ}=\Lambda, \text{ para } M=Q^H$$

Os dados do problema são:

$$C_{YY} = \begin{bmatrix} 24 & 15 \\ 15 & 40 \end{bmatrix} \qquad p(\lambda) = \lambda^2 - 64\lambda + 735 \begin{cases} \lambda_1 = 15 \\ \lambda_2 = 49 \end{cases}$$

$$C_{YY} - 15I = \begin{bmatrix} 9 & 15 \\ 15 & 25 \end{bmatrix} \qquad (RREF) \begin{bmatrix} 1 & 5/3 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} = m_1 + \frac{5}{3}m_2 = 0$$

$$v_1 = \begin{bmatrix} 1 \\ 5/3 \end{bmatrix}, \qquad \widehat{v_1} = \frac{\sqrt{34}}{34} \begin{bmatrix} 5 \\ -3 \end{bmatrix}$$

$$C_{YY} - 49I = \begin{bmatrix} -25 & 15 \\ 15 & -9 \end{bmatrix} \qquad (RREF) \begin{bmatrix} 1 & -3/5 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} = m_1 - \frac{3}{5}m_2 = 0$$

$$v_2 = \begin{bmatrix} 1 \\ -3/5 \end{bmatrix}, \qquad \widehat{v_2} = \frac{\sqrt{34}}{34} \begin{bmatrix} 3 \\ 5 \end{bmatrix}$$

Finalmente, obtemos  $Q, \Lambda, v$ :

$$Q = \frac{\sqrt{34}}{34} \begin{bmatrix} 5 & 3 \\ -3 & 5 \end{bmatrix}$$

$$\Lambda = \begin{bmatrix} 15 & 0 \\ 0 & 49 \end{bmatrix}$$

$$M = Q^{-1} = \frac{\sqrt{34}}{34} \begin{bmatrix} 5 & -3 \\ 3 & 5 \end{bmatrix}$$

$$v = M\mu_Y = \frac{\sqrt{34}}{17} \begin{bmatrix} 9 \\ 36 \end{bmatrix}$$

## VIII Problema 8

Considere que X é um vetor aleatório com função de densidade de probabilidade dada por

$$f_X(x_1, x_2) = \frac{\sqrt{2}}{16\pi} \exp\left(-\frac{9}{64}x_1^2 + \frac{1}{16}x_1x_2 - \frac{1}{16}x_2^2\right)$$

## A Calcule M tal que Y = MX seja um vetor não correlato

É possível usar uma PDF gaussiana multivariada como protótipo para  $f_X(\mathbf{x})$  de maneira que

$$f_X(\mathbf{x}) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^2 \det C_{XX}}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2}\mathbf{x}^T C_{XX}^{-1}\mathbf{x}\right)$$

$$C_{XX}^{-1} = \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix} \qquad C_{XX} = \frac{1}{ad - bc} \begin{bmatrix} d & -b \\ -c & a \end{bmatrix} \qquad \det C_{XX} = (4 \cdot \sqrt{2})^2$$

$$\left(-\frac{1}{2}\mathbf{x}^T C_{XX}^{-1}\mathbf{x}\right) = \left(-\frac{9}{64}x_1^2 + \frac{1}{16}x_1x_2 - \frac{1}{16}x_2^2\right)$$

Buscando  $C_{XX}^{-1}$ 

$$\begin{pmatrix} -\frac{1}{2}\mathbf{x}^T C_{XX}^{-1}\mathbf{x} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\frac{9}{64}x_1^2 + \frac{1}{16}x_1x_2 - \frac{1}{16}x_2^2 \end{pmatrix}$$

$$-\frac{1}{2}\left(ax_1^2 + (b+c)x_1x_2 + dx_2^2\right) = \begin{pmatrix} -\frac{9}{64}x_1^2 + \frac{1}{16}x_1x_2 - \frac{1}{16}x_2^2 \end{pmatrix}$$

$$a = 9/32 \quad b = c = -1/16 \quad d = 1/8, \text{ b \'e igual a c por simetria de } C_{XX}$$

Montando  $C_{XX}$ :

$$C_{XX}^{-1} = \begin{bmatrix} 9/32 & -1/16 \\ -1/16 & 1/8 \end{bmatrix} \quad C_{XX} = \begin{bmatrix} 4 & 2 \\ 2 & 9 \end{bmatrix}$$

Aplicando a KLT com a matriz M e realizando EVD de  $C_{XX}$ 

$$C_{YY} = MC_{XX}M^{H}$$

$$C_{XX} = Q\Lambda Q^{-1}$$

$$com M = Q^{-1}, C_{YY} = \Lambda$$

$$Q = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ -\frac{(\sqrt{41}-5)}{4} & \frac{\sqrt{41}+5}{4} \end{bmatrix} \qquad \Lambda = \begin{bmatrix} -\frac{(\sqrt{41}-13)}{2} & 0 \\ 0 & \frac{(\sqrt{41}+13)}{2} \end{bmatrix} \qquad M = Q^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{5\sqrt{41}}{82} + \frac{1}{2} & -\frac{2\sqrt{41}}{41} \\ \frac{1}{2} - \frac{5\sqrt{41}}{82} & \frac{2\sqrt{41}}{41} \end{bmatrix}$$

# B O vetor Y é independente ou dependente?

 $C_{YY} = \Lambda, \det C_{YY} \neq 0$ . É independente (pdf pode ser fatorada) em duas exponenciais.

# C – Forneça gráfico da PDF de X

# D Forneça gráfico da PDF de Y e compare como o item anterior

### IX Problema 9

Seja  $X: \mathbb{S} \to \mathbb{R}^N$  um vetor aleatório, com N sendo inteiro positivo. Seja ainda  $X_i$  a variável aleatória correspondente à i-ésima componente de X, com  $i \in \{1, 2, ..., N\}$ . Responda os itens.

# A Determine a PDF de $X_1 + X_2$ . Qual a operação entre as PDFs de $X_1$ e $X_2$ que gera essa PDF?

Iniciamos com  $g(X) = Y = X_1 + X_2$ . Para tal

$$h(x_1, x_2) = \begin{bmatrix} x_1 + x_2 \\ x_1 \end{bmatrix}$$
  $J_h = \det \left( \frac{\partial h}{\partial x} \right) = \begin{vmatrix} 1 & 1 \\ 1 & 0 \end{vmatrix} = 1$ 

Com  $w \in \mathbb{R}^2$ , temos a PDF de W no ponto w:

$$f_W(w) = \sum_i \frac{f_X(x^{(i)})}{|\det J_h(x^{(i)})|}, \text{ com } \{x^{(1)}, x^{(2)}, \ldots\}$$

Conjunto de todos os vetores  $x^{(i)}$  tais que  $g(x^{(i)})=w\ \forall\ w\in\mathbb{R}^2, x^{(i)}=\begin{bmatrix}w_2\\w_1-w_2\end{bmatrix}$ 

Fazemos:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_x(w_2, y - w_2) dw_2$$
 (caso geral)

Para o caso em que as componentes de X são independentes:

$$f_Y(y) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(w_2) \cdot f_X(y - w_2) dw_2$$
 (note que trata-se de uma convolução!)

# B Determine PDF de $X_1^2 + X_2^2$ para $X_1, X_2$ gaussianas e independentes entre si

# C As variáveis $X_1, X_2$ são independentes?

Considere que a correlação entre  $X_1$  e  $X_2$  vale 400, que as médias de  $X_1$  e  $X_2$  são, respectivamente, 10 e 20, que as variância sejam 4 e 16 respectivamente.

Pelos dados da questão:

$$\mathbb{E}[X_2 X_1] = \mathbb{E}[X_1 X_2] = 400 \quad \mu_X = \begin{bmatrix} 10 \\ 20 \end{bmatrix} \quad Var[X] = \begin{bmatrix} 4 \\ 16 \end{bmatrix}$$

Buscando a matriz de correlação

$$Var[X_{i}] = \mathbb{E}[X_{i}^{2}] - (\mathbb{E}[X_{i}])^{2}$$

$$\begin{bmatrix} 4\\16 \end{bmatrix} = \mathbb{E}[X^{2}] - \left(\begin{bmatrix} 10\\20 \end{bmatrix}\right)^{2}$$

$$\mathbb{E}[X^{2}] = \begin{bmatrix} 104\\416 \end{bmatrix}$$

$$R_{XX} = \begin{bmatrix} \mathbb{E}[X_{1}^{2}] & \mathbb{E}[X_{1}X_{2}] \\ \mathbb{E}[X_{2}X_{1}] & \mathbb{E}[X_{2}^{2}] \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 104 & 400\\400 & 416 \end{bmatrix}$$

$$C_{XX} = R_{XX} - \mu_{X}\mu_{X}^{T} = \begin{bmatrix} 4 & 200\\200 & 16 \end{bmatrix}$$

SOS: Algo deu errado aqui!  $C_{XX}$  possui autovalores negativos. Determinante igualmente negtivo!

# D Igual ao anterior (?)

O problema D está igual ao item C. Possível typo.

# X Problema 10

Seja  $X:\mathbb{S}\to\mathbb{R}^N$ um vetor aleatório, com distribuição gaussiana.

Repetindo parte do procedimento do exercício anterior:

$$Var[X] = \begin{bmatrix} 1\\4 \end{bmatrix} \quad \mu_X = \begin{bmatrix} 1\\4 \end{bmatrix} \quad \mathbb{E}[X^2] = \begin{bmatrix} 2\\20 \end{bmatrix}$$
$$R_{XX} = \begin{bmatrix} 2 & 100\\100 & 20 \end{bmatrix} \quad C_{XX} = \begin{bmatrix} 1 & 96\\96 & 4 \end{bmatrix}$$

Algo está errado (???)  $C_{XX}$  possui autovalores negativos. Determinante igualmente negtivo!

That's all Folks