

# Probabilidade e Processos Estocásticos

Mestrado Métodos Matemáticos em Energia/Finanças

Prova Final - Solução

(1) O evento  $B$  pode ser escrito como

$$B = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k$$

Dado qualquer  $n \geq 1$ ,

$$\mathcal{P}\left(\sum_{k=n}^{\infty} A_k\right) \leq \sum_{k=n}^{\infty} \mathcal{P}(A_k)$$

e a hipótese significa que esta expressão converge para zero quando  $n \rightarrow \infty$ . Como a sequência de conjuntos

$$\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k$$

é não-crescente, concluímos (propriedade de monotonia da probabilidade) que

$$\mathcal{P}\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathcal{P}\left(\bigcup_{k=n}^{\infty} A_k\right) = 0.$$

(2) Note que  $Y = X_1 - X_2$  se  $X_1 \geq X_2$  e  $Y = X_2 - X_1 - 1$  se  $X_2 \geq X_1$ . Em qualquer dos casos  $Y \in [0, 1]$ . Portanto  $\mathcal{F}_Y(a) = 0$  para todo  $a < 0$  e  $\mathcal{F}_Y(a) = 1$  para todo  $a > 1$ . Para  $0 \leq a \leq 1$ ,

$$\mathcal{F}_Y(a) = \mathcal{P}(Y \leq a) = \mathcal{P}(X_1 \geq X_2, X_1 - X_2 \leq a) + \mathcal{P}(X_1 < X_2, X_2 - X_1 \leq a).$$

As duas parcelas correspondem às regiões sombreadas na figura. Como  $X_1$  e

PSfrag replacements

$a$   
 $X_1$   
 $X_2$

$X_2$  têm distribuição uniforme e são independentes,  $(X_1, X_2)$  tem distribuição uniforme em  $[0, 1] \times [0, 1]$ . Portanto,

$$\mathcal{F}_Y(a) = 1 - (1 - a)^2 = 2a - a^2 \quad \text{para } 0 \leq a \leq 1.$$

Considere

$$f(x) = \begin{cases} 2 - 2a & \text{se } 0 \leq a \leq 1 \\ 0 & \text{se } a \notin [0, 1] \end{cases}.$$

Então  $\mathcal{F}_Y(a) = \int_{-\infty}^a f(x) dx$  para todo  $a$ . Isto prova que a variável  $Y$  é absolutamente contínua, tendo  $f$  como função de densidade.

**(3)(a)** Queremos calcular  $\mathcal{F}_{X_1, X_2}(a_1, a_2) = \mathcal{P}(X_1 \leq a_1, X_2 \leq a_2)$  para todo  $a_1 \geq 0$  e  $a_2 \geq 0$ . Se  $a_1 + a_2 > 1$  então  $\mathcal{F}_{X_1, X_2}(a_1, a_2) = 1$ . No caso  $a_1 + a_2 \leq 1$

PSfrag replacements

$R$   
1  
-1  
 $a_1$   
 $a_2$

$$\mathcal{F}_{X_1, X_2}(a_1, a_2) = \frac{a_1 a_2}{2} + \frac{a_2}{2} \frac{2 - a_2}{2} + \frac{a_1}{2} \frac{2 - a_1}{2} + \frac{1}{4}$$

(a função de densidade é constante =  $1/2$ ).

**(3)(b)** pelo item anterior,

$$\mathcal{P}(X_1 \leq \frac{1}{2}, X_2 \leq \frac{1}{2}) = \mathcal{F}_{X_1, X_2}(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}) = \frac{3}{4}.$$

Por outro lado,

$$\mathcal{P}(X_1 \leq \frac{1}{2}) = \mathcal{P}(X_2 \leq \frac{1}{2}) = \frac{7}{8}.$$

Portanto, as variáveis não são independentes:

$$\mathcal{P}(X_1 \leq \frac{1}{2}, X_2 \leq \frac{1}{2}) \neq \mathcal{P}(X_1 \leq \frac{1}{2})\mathcal{P}(X_2 \leq \frac{1}{2}).$$

**(4)(a)** Seja  $N$  o número de lançamentos. Sempre temos  $N \geq 2$ .

Se  $X_1 = 6$  então  $N = 2$  com probabilidade total. Dado  $k = 2, 3, \dots$

Se  $X_1 = 5$  então  $N > k$  com probabilidade  $(1/6)^{k-1}$ .

Se  $X_1 = 4$  então  $N > k$  com probabilidade  $(2/6)^{k-1}$ .

Se  $X_1 = 3$  então  $N > k$  com probabilidade  $(3/6)^{k-1}$ .

Se  $X_1 = 2$  então  $N > k$  com probabilidade  $(4/6)^{k-1}$ .

Se  $X_1 = 1$  então  $N > k$  com probabilidade  $(5/6)^{k-1}$ .

Portanto

$$\begin{aligned} E(N) &= \sum_{k=0}^{\infty} \mathcal{P}(N > k) = 2 + \sum_{k=2}^{\infty} \mathcal{P}(N > k) = 2 + \sum_{k=2}^{\infty} \sum_{i=1}^5 \frac{1}{6} \left( \frac{6-i}{6} \right)^{k-1} \\ &= 2 + \sum_{i=1}^5 \frac{1}{6} \sum_{k=1}^{\infty} \left( \frac{6-i}{6} \right)^k = 2 + \sum_{i=1}^5 \frac{6-i}{6i} \end{aligned}$$

(4)(b)

Os resultados  $(X_1, X_2)$  possíveis são

$(1, 1)$ , com probabilidade  $(1/6)$

$(2, 1)$ ,  $(2, 2)$ , com probabilidade  $(1/6)(1/2)$  cada um

$(3, 1)$ ,  $(3, 2)$ ,  $(3, 3)$ , com probabilidade  $(1/6)(1/3)$  cada um

$(4, 1)$ ,  $(4, 2)$ ,  $(4, 3)$ ,  $(4, 4)$ , com probabilidade  $(1/6)(1/4)$  cada um

$(5, 1)$ ,  $(5, 2)$ ,  $(5, 3)$ ,  $(5, 4)$ ,  $(5, 5)$  com probabilidade  $(1/6)(1/5)$  cada um

$(6, 1)$ ,  $(6, 2)$ ,  $(6, 3)$ ,  $(6, 4)$ ,  $(6, 5)$ ,  $(6, 6)$  com probabilidade  $(1/6)(1/6)$  cada

um

Portanto  $\text{cov}(X_1 X_2) = E(X_1 X_2) - E(X_1)E(X_2)$  vem dada por

$$E(X_1) = 1 \frac{1}{6} + 2 \frac{1}{6} + 3 \frac{1}{6} + 4 \frac{1}{6} + 5 \frac{1}{6} + 6 \frac{1}{6} = \frac{16}{6}$$

$$\begin{aligned} E(X_2) &= \frac{1}{6} \left( 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{5} + \frac{1}{6} \right) + \frac{2}{6} \left( \frac{1}{2} + \frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{5} + \frac{1}{6} \right) \\ &\quad + \frac{3}{6} \left( \frac{1}{3} + \frac{1}{4} + \frac{1}{5} + \frac{1}{6} \right) + \frac{4}{6} \left( \frac{1}{4} + \frac{1}{5} + \frac{1}{6} \right) + \frac{5}{6} \left( \frac{1}{5} + \frac{1}{6} \right) + \frac{6}{6} \frac{1}{6} \end{aligned}$$

e

$$\begin{aligned} E(X_1 X_2) &= 1 \frac{1}{6} + (2+4) \frac{1}{6} \frac{1}{2} + (3+6+9) \frac{1}{6} \frac{1}{3} + (4+8+12+16) \frac{1}{6} \frac{1}{4} \\ &\quad + (5+10+15+20+25) \frac{1}{6} \frac{1}{5} + (6+12+18+24+30+36) \frac{1}{6} \frac{1}{6} \\ &= \frac{1}{6} (1 + 3 + 6 + 10 + 15 + 21) = \frac{46}{6} \end{aligned}$$

(5)(a) A função de densidade conjunta de  $X_{2n-1}$  e  $X_{2n}$  é constante igual a 1 no quadrado  $[0, 1] \times [0, 1]$ , uma vez que estas variáveis são independentes e uniformemente distribuídas em  $[0, 1]$ . Portanto  $\text{Var}(Z_n) = E(Z_n^2) - E(Z_n)^2 = 1$ , já que

$$E(Z_n) = \int_0^1 \int_0^1 (x_1 - x_2) dx_1 dx_2 = \int_{-1}^1 \int_{|t|}^{|t|} t dt ds = \int_{-1}^1 2t|t| dt = 0$$

$$E(Z_n^2) = \int_0^1 \int_0^1 (x_1 - x_2)^2 dx_1 dx_2 = \int_{-1}^1 2t^2 |t| dt = 2 \int_0^1 2t^3 dt = 1.$$

**(5)(b)** Como os  $X_n$  são independentes e identicamente distribuídos, e cada  $Z_n$  depende apenas de  $X_{2n-1}$  e  $X_{2n}$ , as variáveis  $Z_n$  também são independentes e identicamente distribuídas. No item anterior vimos que elas têm esperança e variância finitas. Logo podemos aplicar o teorema central do limite para concluir que existem constantes  $m$  e  $\sigma$  (neste caso  $m = \text{esperança} = 0$  e  $\sigma^2 = \text{variância} = 1$ ) tais que a sequência das funções de distribuição  $\mathcal{F}_{W_n}$  das variáveis

$$W_n = \frac{1}{\sqrt{n}}(Z_1 + \dots + Z_n)$$

converge em todo ponto para a função de distribuição normal

$$\mathcal{F}(a) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \int_{-\infty}^a e^{-(x-m)^2/2}.$$