

Cálculo das Probabilidades II - 1º semestre de 2015

Solução da 2ª Prova

1ª Questão:

$$U = X/V \Rightarrow X = UV \text{ e } V = X+Y = UV+Y \Rightarrow Y = V-UV = V(1-U)$$

$$f(x,y) = \begin{cases} e^{-(x+y)} & , x \geq 0 \text{ e } y \geq 0 \\ 0 & , \text{c.c.} \end{cases}$$

$$(a) J = \begin{vmatrix} \partial X / \partial U & \partial X / \partial V \\ \partial Y / \partial U & \partial Y / \partial V \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} V & U \\ -V & 1-U \end{vmatrix} = V(1-U) - (-V)U = V - UV + UV = V$$

$$g(u,v) = f(x(u,v), y(u,v)) \cdot |J| = \begin{cases} e^{-(uv + v(1-u))} & v = \begin{cases} v e^{-v} & , uv \geq 0 \text{ e } v(1-u) \geq 0 \\ 0 & \end{cases} \\ 0 & , \text{c.c.} \end{cases}$$
$$= \begin{cases} v e^{-v} \cdot 1 & , v \geq 0 \text{ e } 0 \leq u \leq 1 \\ 0 & , \text{c.c.} \end{cases}$$

$$(b) \text{ Como a densidade conjunta } g(u,v) \text{ fatora em } g_v(v) = \begin{cases} v e^{-v} & , v \geq 0 \\ 0 & , \text{c.c.} \end{cases}$$

$$\text{e } g_u(u) = \begin{cases} 1 & , 0 \leq u \leq 1 \\ 0 & , \text{c.c.} \end{cases} \text{ , } U \text{ e } V \text{ são independentes com densidades}$$

marginais $g_u(u)$ e $g_v(v)$.

$$(c) E(U) = \int_{-\infty}^{\infty} u g_u(u) du = \int_0^1 u \cdot 1 du = \frac{1}{2} \text{ e}$$

$$E(V) = \int_{-\infty}^{\infty} v g_v(v) dv = \int_0^{\infty} v^2 e^{-v} dv = \frac{\Gamma(3)}{1^3} = 2, \text{ usando dado da 3ª Q.}$$

2ª Questão:

$$a) E(Z) = E(X - 2Y + 1) = E(X) - 2E(Y) + 1 = 1 - 2 \cdot 2 + 1 = -2$$

$$V(Z) = V(X - 2Y + 1) = V(X) + (-2)^2 V(Y) + 2(-2) \text{Cov}(X, Y) = 3 + 4 \cdot 4 + 0 = 19$$

$$b) E(Z) = -2, \text{ pelo item anterior}$$

$$V(Z) = V(X) + (-2)^2 V(Y) - 4 \text{Cov}(X, Y) = 3 + 4 \cdot 4 - 4 \cdot 0,5 \cdot \sqrt{3} \cdot \sqrt{4} = 19 - 4\sqrt{3}$$

3ª Questão:

$$f(x|y) = \frac{f(y|x)f(x)}{f(y)} = \frac{[e^{-x} x^y / y!]}{\int_{-\infty}^{\infty} f(x,y) dx} e^{-x} = \frac{e^{-2x} x^y / y!}{\int_0^{\infty} (e^{-2x} x^y / y!) dx} = \frac{e^{-2x} x^y / y!}{\Gamma(y+1) / (y! 2^{y+1})}$$

$$= \begin{cases} \frac{2^{y+1}}{\Gamma(y+1)} \cdot x^{(y+1)-1} e^{-2x}, & \text{se } x > 0 \\ 0 & , \text{ c.c.} \end{cases}$$

e, portanto $X|Y=y \sim G(y+1, 2)$.

(a) $E(X|Y=y) = \frac{y+1}{2}$ e $V(X|Y=y) = \frac{y+1}{2^2} = \frac{y+1}{4} \Rightarrow E(X|Y) = \frac{Y+1}{2}$ e $V(X|Y) = \frac{Y+1}{4}$

(b) Da solução acima, vemos que $f(y) = \begin{cases} \Gamma(y+1) / (y! 2^{y+1}) = 1/2^{y+1}, & y=0,1,2,\dots \\ 0 & , \text{ c.c.} \end{cases}$

Logo, $P(E(X|Y) > 1) = P\left(\frac{Y+1}{2} > 1\right) = P(Y > 1) = 1 - [P(Y=0) + P(Y=1)] = 1 - \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{4}\right) = \frac{1}{4}$ e

$P(V(X|Y) > 1) = P\left(\frac{Y+1}{4} > 1\right) = P(Y > 3) = 1 - [P(Y=0) + P(Y=1) + P(Y=2) + P(Y=3)] =$
 $= 1 - \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{4} + \frac{1}{8} + \frac{1}{16}\right) = \frac{1}{16}$

4ª Questão

(a) Sabemos que os valores possíveis de Y_n não $[0, 1]$. Logo, $F_n(x) = \begin{cases} 1, & x > 1 \\ 0, & x < 0 \end{cases}$

Suponha $0 \leq x \leq 1$:

$$F_n(x) = P(Y_n \leq x) = P(X_{i_1} \leq x, \dots, X_{i_n} \leq x) \stackrel{\text{ind.}}{\downarrow} \prod_{i=1}^n P(X_{i_i} \leq x) \stackrel{\text{i.i.d.}}{\downarrow} [P(X_{i_1} \leq x)]^n = x^n$$

Assim $F_n(x) = \begin{cases} 1, & \text{se } x \geq 1 \\ x^n, & \text{se } 0 \leq x < 1 \\ 0, & \text{se } x < 0 \end{cases} \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} F_n(x) = \begin{cases} 1, & \text{se } x \geq 1 \\ 0, & \text{se } x < 1 \end{cases}$

(b) $Y_n \xrightarrow{d} c$ se $F_n(x) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \begin{cases} 1, & \text{se } x \geq c \\ 0, & \text{se } x < c \end{cases} \Rightarrow$ Como $F_n(x)$ converge para tal função com $c=1$, $\{Y_n\}$ converge em distribuição para 1.

(c) O candidato natural para a constante c é $c=1$.

Logo, vamos calcular $P(|Y_n - 1| > \epsilon), \forall \epsilon > 0$

$$P(|Y_n - 1| > \epsilon) = P(Y_n < 1 - \epsilon \text{ ou } Y_n > 1 + \epsilon) = P(Y_n < 1 - \epsilon) + P(Y_n > 1 + \epsilon)$$

$$= F_n(1 - \epsilon) + (1 - F_n(1 + \epsilon)) = (1 - \epsilon)^n + (1 - 1) = (1 - \epsilon)^n$$

Assim, $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|Y_n - 1| > \epsilon) = \lim_{n \rightarrow \infty} (1 - \epsilon)^n = 0$ e $\{Y_n\}$ converge em probabilidade para 1.