## MSc Probabilidade 2023.1

Escola de Matemática Aplicada, Fundação Getulio Vargas Professor Paulo César P. Carvalho Monitor Lucas Machado Moschen

## Lista 7

Solução 1. Seja X uma variável com densidade

$$f(x) = \frac{e^{-x}}{(1 + e^{-x})^2}$$

Pelo Teorema 3.1, temos que

$$\mathbb{E}[e^X] = \int_{-\infty}^{\infty} e^x dF_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} e^x \frac{e^{-x}}{(1 + e^{-x})^2} dx = \frac{1}{e^x + 1} + \log(e^x + 1) \Big|_{-\infty}^{\infty},$$

que diverge. Agora, vamos encontrar a densidade de  $y=e^x$ , cuja inversa é  $x=\log y$ . Pelo método do Jacobino,

$$f_Y(y) = \frac{e^{-\log(y)}}{(1 + e^{-\log(y)})^2} \frac{1}{y} = \frac{y^{-2}}{(1 + y^{-1})^2} = \frac{1}{(y+1)^2}$$

Assim.

$$\mathbb{E}[Y] = \int_0^\infty \frac{y}{(y+1)^2} \, dy = \frac{1}{1+y}$$

que também diverge.

**Solução 2.** Na lista 3, fizemos um exercício similar, mas com o objetivo de encontrar a f.d.a. Como a variável só toma valores não negativos, podemos usar a f.d.a e o Corolário 1 da página 112 que diz que

$$\mathbb{E}[X] = \int_0^\infty [1 - F_X(x)] \, dx.$$

Seja  $U \sim \text{Unif}[0, 1000]$  o valor ganho na roleta. Temos que o candidato ganha U com probabilidade 5/6 e U + 500 com probabilidade 1/6. Com isso, se X é o prêmio recebido, Como  $F_X(x) = \frac{5}{6}\mathbb{P}(U \leq x) + \frac{1}{6}\mathbb{P}(U \leq x - 500)$  para  $x \in [0, 1500]$ , e 1 para x > 1500,

$$\mathbb{E}[X] = \int_0^{1500} 1 - \frac{5}{6} \mathbb{P}(U \le x) - \frac{1}{6} \mathbb{P}(U \le x - 500) dx$$

$$= 1500 - \frac{5}{6} \int_0^{1000} \frac{x}{1000} dx - \frac{5}{6} 500 - \frac{1}{6} \int_{500}^{1500} \frac{x - 500}{1000} dx$$

$$= \frac{6500}{6} - \frac{5}{6} 500 - \frac{1}{6} 500 = \frac{1750}{3}$$

Vamos fazer de uma maneira alternativa, através de esperança condicional,

$$\mathbb{E}[X] = \frac{5}{6}\mathbb{E}[U] + \frac{1}{6}\mathbb{E}[U + 500] = \frac{2500}{6} + \frac{1000}{6} = \frac{1750}{3}.$$

Vamos usar esse conceito para resolver o (b). Assim:

$$\mathbb{E}[X] = \frac{1}{6} \cdot 0 + \frac{1}{6}1000 + \frac{4}{6}\mathbb{E}[U] = \frac{3000}{6} = 500.$$

**Solução 3.** Seja X uma variável integrável qualquer. Portanto  $\mathbb{E}[X]$  está bem definida. Assim, usando a linearidade do valor esperado,

$$\mathbb{E}[(X - c)^{2}] = \mathbb{E}[X^{2}] - 2c\mathbb{E}[X] + c^{2}.$$

Queremos resolver o seguinte problema:

$$\min \mathbb{E}[X^2] - 2c\mathbb{E}[X] + c^2 \text{ s.a. } c \in \mathbb{R}.$$

Como queremos minimizar um polinômio com coeficiente positivo, minizamos ele com

$$c^* = \mathbb{E}[X].$$

Para quando  $X \sim \text{Unif}[a, b], c^* = (a + b)/2.$ 

**Solução 4.** Lembre que  $X \leq Y$  implica que  $\mathbb{E}[X] \leq \mathbb{E}[Y]$ . Com isso, obtemos que  $a \leq X \leq b$  implica  $a = \mathbb{E}[a] \leq \mathbb{E}[X] \leq \mathbb{E}[b] = b$ . Além do mais, usando o problema anterior, sabemos que Var(X) é conta inferior, para valores de c, de  $\mathbb{E}[(X-c)^2]$ . Portanto,

$$\operatorname{Var}(X) \leq \mathbb{E}\left[\left(X - \frac{a+b}{2}\right)^2\right] \leq \mathbb{E}\left[\left(b - \frac{a+b}{2}\right)^2\right] = \frac{(b-a)^2}{4},$$

pois  $X \le b$  e fazendo  $0 \le a < b$ . Seja agora a < b valores quaisquer. Defina Y = X - a e teremos  $Y \in [0, b - a]$ . Note que b - a > 0 independente do sinal de a. Assim,

$$Var(X) = Var(Y) \le \frac{(b-a-0)^2}{4} = \frac{(b-a)^2}{4}.$$

**Solução 5.** Sejam X e Y variáveis aleatórias independentes, então  $X^2$  e  $Y^2$  também são independentes. Assim,

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

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

$$= \mathbb{E}[X^{2}]\mathbb{E}[Y^{2}] - \mathbb{E}[X]^{2}\mathbb{E}[Y]^{2}$$

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

$$= Var(X) Var(Y) + \mathbb{E}[Y]^{2} Var(X) + \mathbb{E}[X]^{2} Var(Y).$$

**Solução 6.** Sejam  $X,Y \sim \text{Unif}[0,1]$  independentes e defina  $W = \min(X,Y)$  e  $Z = \max(X,Y)$ . Sabemos de capítulos anteriores que

$$f_{W,Z}(w,z) = 2\mathbb{1}(w \le z).$$

Assim, por LOTUS,

$$\mathbb{E}[WZ] = \int_0^1 \int_0^1 wz 2\mathbb{1}(w \le z) \, dw \, dz$$
$$= 2 \int_0^1 \int_0^z wz \, dw \, dz$$
$$= \int_0^1 z^3 \, dz = 1/4.$$

Ademais,

$$\mathbb{E}[W] = \int_0^1 \int_0^z 2w \, dw \, dz = 1/3, \mathbb{E}[Z] = \int_0^1 \int_0^z 2z \, dw \, dz = 2/3,$$

o que implica que  $Cov(W,Z)=\mathbb{E}[WZ]-\mathbb{E}[W]\mathbb{E}[Z]=1/4-2/9=1/36.$  Por fim, calculamos

$$\mathbb{E}[W^2] = \int_0^1 \int_0^z 2w^2 \, dw \, dz = 1/6, \mathbb{E}[Z^2] = \int_0^1 \int_0^z 2z^2 \, dw \, dz = 1/2,$$

que implica  $Var(W) = \mathbb{E}[W^2] - \mathbb{E}[W]^2 = 1/6 - 1/9 = 1/18$  e Var(Z) = 1/2 - 4/9 = 1/18. Então,

$$\rho(W, Z) = \frac{1/36}{\sqrt{1/18 \cdot 1/18}} = \frac{18}{36} = 1/2.$$

**Solução 7.** Seja  $X = X_1 + \cdots + X_n$ , em que  $X_i = 1$  se na *i*-ésima retirada, tiramos um dos r objetos de interesse, e 0 caso contrário. Veja que  $\mathbb{P}(X_1 = 1) = r/N$  para todo N, r Suponha agora que  $\mathbb{P}(X_i = 1) = r/N$  para  $i \ge 1$  e todo N, r. Assim,

$$\mathbb{P}(X_{i+1} = 1) = \mathbb{P}(X_1 = 1)\mathbb{P}(X_{i+1} = 1|X_1 = 1) + \mathbb{P}(X_1 = 0)\mathbb{P}(X_{i+1} = 1|X_1 = 0) 
= \frac{r}{N} \frac{r-1}{N-1} + \left(1 - \frac{r}{N}\right) \frac{r}{N-1} 
= \frac{r(r-1) + r(N-r)}{N(N-1)} = \frac{r}{N},$$

em que na segunda igualdade usamos o fato de que, após a retirada do primeiro item, temos um conjunto de N-1 itens que também segue uma hipergeométrica com r ou r-1 itens de interesse. Com isso,  $X_i \sim \text{Bernoulli}(r/N)$  para todo  $i=1,\ldots,n$ . Usando que  $\mathbb{E}[X_iX_j] = \mathbb{P}(X_i=1,X_j=1) = \mathbb{P}(X_1=1,X_2=1) = (r/N) \cdot (r-1)/(n-1)$ , dada a permutabilidade dessas variáveis, temos que  $Cov(X_i,X_j) = (r/N) \cdot (r-1)/(N-1) - r^2/N^2 = -r(N-r)/(N-1)N^2$ . Então,

$$Var(X) = \sum_{i=1}^{n} Var(X_i) + \sum_{j \neq i} Cov(X_i, X_j) = n \frac{r}{N} \left( 1 - \frac{r}{N} \right) - \frac{n(n-1)r(N-r)}{(N-1)N^2}$$
$$= \frac{nr(N-r)}{N^2} \left( 1 - \frac{n-1}{N-1} \right)$$
$$= n \frac{r}{N} \left( 1 - \frac{r}{N} \right) \frac{N-n}{N-1}.$$