## Cálculo das Probabilidades II - Lista 3 - Gabarito - 2021/02

Prof. Hugo Carvalho

27/02/2022

## Questão 1:

a) Como, à medida que n cresce a probabilidade se concentra cada vez mais em  $\{X_n = -1\}$ , parece razoável admitir que a convergência em probabilidade se dá para tal valor. Verifiquemos então este fato, a partir da definição de convergência em probabilidade. Tomando  $\varepsilon > 0$ , temos que:

$$\mathbb{P}(|X_n - (-1)| > \varepsilon) = \mathbb{P}(X_n \neq -1)$$

$$= \mathbb{P}(X_n - -(n+4)) + \mathbb{P}(X_n = n+4)$$

$$= \frac{4}{n+4}$$

$$\to 0, \text{ quando } n \to \infty.$$

Portanto, a convergência  $X_n \stackrel{p}{\to} X$  se verifica, onde X assume o valor -1 com probabilidade 1. No entanto, temos que:

$$\mathbb{E}[X_n] = -(n+4)\frac{1}{n+4} + (n+4)\frac{3}{n+4} - \left(1 - \frac{4}{n+4}\right)$$

$$= -1 + 3 - 1 + \frac{4}{n+4}$$

$$= 1 = \frac{4}{n+4}$$

$$\to 1, \text{ quando } n \to \infty,$$

um valor diferente de  $\mathbb{E}[X] = -1$ .

b) Para estudar a convergência quase-certa da sequência  $(X_n)_{n\in\mathbb{N}}$ , fixado  $\varepsilon>0$ , precisamos analisar o evento

$$\mathbb{P}(\{|X_n - (-1)| > \varepsilon\} \text{ para infinitos } n).$$

Pelo Lema de Borel-Cantelli, tal probabilidade é zero se e somente se

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n - (-1)| > \varepsilon) < \infty.$$

Porém, pelo raciocínio do item a), temos que  $\mathbb{P}(|X_n-(-1)|>\varepsilon)=\frac{4}{n+4}$ , de modo que o somatório acima é divergente, e portanto, concluímos que  $X_n$  não converge quase-certamente para -1, e portanto, para nenhuma outra variável aleatória (pois se os limites quase-certo e em probabilidade existem, eles devem ser iguais).

Questão 2: Analogamente à Questão 1, independente do valor de  $\alpha > 0$ , a probabilidade torna-se cada vez mais concentrada em 0 à medida que n cresce. Estudemos, portanto, a convergência quase-certa para tal limite. Fixado  $\varepsilon > 0$ , devemos estudar a probabilidade

$$\mathbb{P}(|X_n| > \varepsilon \text{ para infinitos } n),$$

e tal probabilidade é zero se e somente se o somatório  $\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| > \varepsilon)$  é convergente. É imediato notar que

$$\sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(|X_n| > \varepsilon) = \sum_{n=1}^{\infty} \mathbb{P}(X_n = n) + \mathbb{P}(X_n = -n)$$
$$= \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n^{\alpha}},$$

que é convergente se  $\alpha > 1$  e divergente se  $\alpha \in (0,1]$ . Portanto, para  $\alpha > 1$  a sequência  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  converse quase-certamente para zero, e para  $\alpha \in (0,1]$ , não o é. Finalmente, note que 0 é o único candidato ao limite quase-certo de  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  para  $\alpha \in (0,1]$ , pois 0 é o limite em probabilidade de tal sequência, para todo  $\alpha > 0$ .

Questão 3: Denote por  $X_i$  o deslocamento do bêbado em cada passo. Pelas hipóteses do enunciado, temos que

$$\mathbb{P}(X_n = -1) = \mathbb{P}(X_n = 1) = \frac{1}{2},$$

e além disso tais variáveis aleatórias são independentes. Dessa forma, temos que  $D_n = |X_1 + \dots + X_n|$ , e queremos estudar o comportamento assintótico de tal variável aleatória. Primeiramente, analisemos o comportamento assintótico de  $S_n = X_1 + \dots + X_n$ , ou seja,  $D_n$  mas sem o valor absoluto. Como a sequência  $(X_n)_{n \in \mathbb{N}}$  é independente e identicamente distribuída, temos, pelo Teorema Central do Limite, que

$$\frac{\sqrt{n}}{\sigma} \left( \frac{S_n}{n} - \mu \right) \stackrel{d}{\to} \mathcal{N}(0, 1).$$

Sendo  $\mu = \mathbb{E}[X_n] = 0$  e  $\sigma^2 = \mathbb{V}(X_n) = 1$ , tal resultado simplifica-se para

$$\frac{S_n}{\sqrt{n}} \stackrel{d}{\to} \mathcal{N}(0,1),$$

e portanto, informalmente temos que  $S_n \approx \sqrt{n} \mathcal{N}(0,1)$ . Assim, concluímos que

$$D_n = |S_n| \approx \sqrt{n} |\mathcal{N}(0,1)|,$$

de onde concluímos os resultados desejados, usando a dica.

## Questão 4:

$$\mathcal{H}(X) = -\sum_{x \in \mathcal{X}} p(x) \log_2 p(x) = \mathbb{E}\left[\log_2\left(\frac{1}{p(X)}\right)\right].$$

a) Por um lado, temos que:

$$\mathbb{P}(X = X') = \sum_{x \in \mathcal{X}} \mathbb{P}(X = x \text{ e } X' = x)$$
$$= \sum_{x \in \mathcal{X}} \mathbb{P}(X = x) \mathbb{P}(X' = x)$$
$$= \sum_{x \in \mathcal{X}} p(x)^2,$$

o que prova a igualdade (1). Para provar (2), use o ponto (1) e note que:

$$\mathbb{P}(X = X') = \sum_{x \in \mathcal{X}} p(x)^2$$

$$= \sum_{x \in \mathcal{X}} p(x)p(x)$$

$$= \sum_{x \in \mathcal{X}} p(x)2^{\log_2 p(x)}$$

$$= \mathbb{E}[2^{\log_2 p(X)}]$$

$$\stackrel{*}{\geq} 2^{\mathbb{E}[\log_2 p(X)]}$$

$$\stackrel{**}{=} 2^{-\mathcal{H}(X)}$$

onde em (\*) usamos a desigualdade de Jansen para a função convexa  $g(x)=2^x$  e em (\*\*) usamos a definição de entropia.

b) Note que:

$$-\frac{1}{n}\log_2 p(X_1, \dots, X_n) = -\frac{1}{n}\log_2[p(X_1) \dots p(X_n)]$$

$$= -\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n \log_2 p(X_i)$$

$$= -\overline{\log_2 p(X_i)}$$

$$= \overline{\log_2\left(\frac{1}{p(X_i)}\right)}$$

$$\xrightarrow{qc} \mathcal{H}(X),$$

pela Leis Forte de Kolmogorov, e usando o fato de que as variáveis aleatórias  $\log_2\left(\frac{1}{p(X_i)}\right)$  são iid e com valor esperado igual a  $\mathcal{H}(X)$ . Portanto, também se dá a convergência em probabilidade.

c) É imediato da definição do conjunto típico que:

$$(x_1, \dots, x_n) \in A_{\varepsilon}^{(n)} \Leftrightarrow 2^{-n(\mathcal{H}(X) + \varepsilon)} \leq p(x_1, \dots, x_n) \leq 2^{-n(\mathcal{H}(X) - \varepsilon)}$$
$$\Leftrightarrow -(\mathcal{H}(X) + \varepsilon) \leq \frac{1}{n} \log_2 p(x_1, \dots, x_n) \leq -(\mathcal{H}(X) - \varepsilon)$$
$$\Leftrightarrow \mathcal{H}(X) + \varepsilon \geq -\frac{1}{n} \log_2 p(x_1, \dots, x_n) \geq \mathcal{H}(X) - \varepsilon.$$

Uma interpretação probabilística do conjunto típico é que ele representa as sequências de observações  $(x_1, \ldots, x_n)$  tais que retornam uma estimativa  $\varepsilon$ -próximas da entropia de  $X_n$ . Uma interpretação no contexto de Teoria da Informação é que o conjunto típico é um conjunto relativamente pequeno e de alta probabilidade, cujos elementos podem ser codificados em poucos bits, sendo portanto, fundamental para a teoria de códigos.

 d) Do item c), temos que o conjunto típico está bastante associado à convergência em probabilidade demonstrada no item b), a saber:

$$\mathbb{P}\left(\left|-\frac{1}{n}\log_2 px_1,\ldots,x_n\right) - \mathcal{H}(X)\right| > \varepsilon\right) = \mathbb{P}\left(\left(x_1,\ldots,x_n\right) \notin A_{\varepsilon}^{(n)}\right) = \mathbb{P}\left(A_{\varepsilon}^{(n)^c}\right) \\
\Leftrightarrow \mathbb{P}\left(\left|-\frac{1}{n}\log_2 p(x_1,\ldots,x_n) - \mathcal{H}(X)\right| \le \varepsilon\right) = \mathbb{P}\left(\left(x_1,\ldots,x_n\right) \in A_{\varepsilon}^{(n)}\right) = \mathbb{P}\left(A_{\varepsilon}^{(n)}\right).$$

A convergência em probabilidade do item b) nos implica, portanto, que:

$$\begin{split} & \mathbb{P}\left(A_{\varepsilon}^{(n)^c}\right) \to 0, \text{ quando } n \to \infty \\ \Leftrightarrow & \mathbb{P}\left(A_{\varepsilon}^{(n)}\right) \to 1, \text{ quando } n \to \infty. \end{split}$$

Da definição de limite, temos que existe n suficientemente grande tal que  $\mathbb{P}\left(A_{\varepsilon}^{(n)}\right) \geq 1-\varepsilon$ , como queríamos demonstrar.

e) Começando usando a dica nos dois primeiros passos, temos que:

$$1 = \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in \mathcal{X}^n} p(x_1, \dots, x_n)$$

$$\geq \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in A_{\varepsilon}^{(n)}} p(x_1, \dots, x_n)$$

$$\stackrel{*}{\geq} \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in A_{\varepsilon}^{(n)}} 2^{-n(\mathcal{H}(X) + \varepsilon)}$$

$$= 2^{-n(\mathcal{H}(X) + \varepsilon)} \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in A_{\varepsilon}^{(n)}} 1$$

$$= 2^{-n(\mathcal{H}(X) + \varepsilon)} \# A_{\varepsilon}^{(n)},$$

onde na desigualdade marcada com (\*) usamos a definição do conjunto típico. Daí concluímos que  $\#A_\varepsilon^{(n)} \leq 2^{n(\mathcal{H}(X)+\varepsilon)}.$ 

f) Seguindo a dica, tome n suficientemente grande para que tenhamos  $\mathbb{P}\left(A_{\varepsilon}^{(n)}\right) \geq 1 - \varepsilon$ . Dessa forma:

$$1 - \varepsilon \leq \mathbb{P}\left(A_{\varepsilon}^{(n)}\right)$$

$$= \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in A_{\varepsilon}^{(n)}} p(x_1, \dots, x_n)$$

$$\stackrel{*}{\leq} \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in A_{\varepsilon}^{(n)}} 2^{-n(\mathcal{H}(X) - \varepsilon)}$$

$$= 2^{-n(\mathcal{H}(X) - \varepsilon)} \sum_{(x_1, \dots, x_n) \in A_{\varepsilon}^{(n)}} 1$$

$$= 2^{-n(\mathcal{H}(X) - \varepsilon)} \# A_{\varepsilon}^{(n)},$$

de modo que  $\#A_{\varepsilon}^{(n)} \geq (1-\varepsilon)2^{n(\mathcal{H}(X)-\varepsilon)}$ , para n suficientemente grande.