

MAE 224 - PROBABILIDADE II

LISTA 7 - CLASSE

Prof. Vanderlei da Costa Bueno

1) Verifique, nos casos abaixo, se a sequência de variáveis aleatórias  $(X_n)_{n \geq 1}$  converge em distribuição. Em caso afirmativo, qual a distribuição limite:

a)  $X_n \sim U(0, n)$ .

Solução

$X_n$  tal que

$$F_{X_n}(x) = 0, \text{ se } x < 0;$$

$$F_{X_n}(x) = \frac{x}{n}, \text{ se } 0 \leq x < n;$$

$$F_{X_n}(x) = 1, \text{ se } x \geq n.$$

Portanto  $\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = 0$ , que não é uma função de distribuição.

b)  $X_n$  tal que

$$F_{X_n}(x) = 0, \text{ se } x < \frac{1}{n};$$

$$F_{X_n}(x) = \frac{1}{2}(x + 1 - \frac{1}{n}), \text{ se } \frac{1}{n} \leq x < 1 + \frac{1}{n};$$

$$F_{X_n}(x) = 1, \text{ se } x \geq 1.$$

Solução Tomando o limite temos

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = 0, \text{ se } x < 0;$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} F_{X_n}(x) = \frac{1}{2}(x + 1), \text{ se } 0 \leq x < 1;$$

$$F_{X_n}(x) = 1, \text{ se } x \geq 1.$$

que é uma função de distribuição de uma variável aleatória mista, pois tem probabilidade  $\frac{1}{2}$ , no ponto zero, que corresponde

ao salto de  $F(\cdot)$  neste ponto e tem distribuição uniforme no intervalo  $(0, 1)$ , com probabilidade  $\frac{1}{2}$ .

2) Seja  $(X_n)_{n \geq 1}$  uma sequência de variáveis aleatórias com

$$P(X_n = k) = \frac{2(k+1)}{(n+1)(n+2)}, \quad k \in \{0, 1, \dots, n\}.$$

Prove que  $\frac{X_n}{n}$  converge em distribuição para  $X$ , com função de distribuição  $F_x(x) = x^2$ .

Solução

A função de distribuição de  $X_n$  é  $F_{X_n}(x) = 0$ , se  $x < 0$ ;

$$\begin{aligned} F_{X_n}(x) &= \sum_{j=0}^{[x]} \frac{2(j+1)}{(n+1)(n+2)} = \frac{2}{(n+1)(n+2)} \sum_{j=0}^{[x]} (j+1) = \\ &= \frac{2}{(n+1)(n+2)} \sum_{j=1}^{[x]+1} j = \frac{2}{(n+1)(n+2)} \frac{([x]+1)([x]+2)}{2} = \\ &= \frac{([x]+1)([x]+2)}{(n+1)(n+2)}, \quad \text{se } 0 \leq x < n \end{aligned}$$

$F_{X_n}(x) = 1$ , se  $x \geq n$ .

Seja  $Y_n = \frac{X_n}{n}$ . A função de distribuição de  $Y_n$  é  $G_{Y_n}(y) = P(Y_n \leq y) =$

$$G_{Y_n}(y) = P(Y_n \leq y) = P(X_n \leq ny) = P\left(\frac{X_n}{n} \leq y\right) =$$

$$P(X_n \leq ny) = F_{X_n}(ny) = \frac{([ny] + 1)([ny] + 2)}{(n + 1)(n + 2)}.$$

Portanto,  $\lim_{n \rightarrow \infty} G_{Y_n}(y)$  é igual a zero se  $y < 0$  e é igual a 1 se  $Y \geq 1$ . Se  $0 \leq y \leq 1$  temos

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} G_{Y_n}(y) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{([ny] + 1)([ny] + 2)}{(n + 1)(n + 2)} = \\ \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{([ny] + 1)}{(n + 1)} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{([ny] + 2)}{(n + 2)} &= y^2, 0 \leq y < 1. \end{aligned}$$

3) Seja  $(X_n)_{n \geq 1}$  uma sequência de variáveis aleatórias i.i.d. com função característica igual a  $\varphi_{X_i}(t) = e^{-|t|}$ , isto é, com distribuição de Cauchy padrão. Qual o limite em distribuição de  $(\bar{X}_n = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n})_{n \geq 1}$ ?

Solução

Calculamos a função característica de  $\bar{X}_n$ :

$$\varphi_{\bar{X}_n}(t) = E[e^{it\bar{X}_n}] = E[e^{i\frac{t}{n} \sum_{j=1}^n X_j}] =$$

$$E\left[\prod_{j=1}^n e^{i\frac{t}{n} X_j}\right] = \prod_{j=1}^n E[e^{i\frac{t}{n} X_j}] =$$

$$\prod_{j=1}^n \varphi_{X_j}\left(\frac{t}{n}\right) = \prod_{j=1}^n \varphi_{X_1}\left(\frac{t}{n}\right) =$$

$$\left(\varphi_{X_1}\left(\frac{t}{n}\right)\right)^n = \left(e^{-|\frac{t}{n}|}\right)^n = e^{-|t|}.$$

Concluimos que  $\bar{X}_n$  também tem distribuição de Cauchy padrão, independente de  $n$ , e o limite em distribuição é Cauchy padrão.

4) Seja  $(X_n)_{n \geq 1}$  uma sequência de variáveis aleatórias com distribuições geométricas de parâmetros  $\frac{\lambda}{n}, \lambda > 0$ . Seja  $Y_n = \frac{X_n}{n}$ . Prove que a sequência  $(Y_n)_{n \geq 1}$  converge em distribuição. Qual o limite?

Solução

A distribuição geométrica de parâmetro  $\frac{\lambda}{n}$  tem função de probabilidade

$$P(X_n = k) = \frac{\lambda}{n} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{k-1}, \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

A função de distribuição é:  $F_{X_n}(x) = 0$ , se  $x < 1$  e

$$\begin{aligned} F_{X_n}(x) &= P(X_n \leq x) = \sum_{k=1}^x P(X_n = k) = \\ &= \frac{\lambda}{n} \sum_{k=1}^x \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{k-1} = \\ &= \frac{\lambda}{n} \frac{1 - \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^x}{1 - \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)} = 1 - \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^x \end{aligned}$$

A função de distribuição de  $Y_n$  é

$$G_{Y_n}(y) = P(Y_n \leq y) = P\left(\frac{X_n}{n} \leq y\right) =$$

$$P(X_n \leq ny) = 1 - (1 - \frac{\lambda}{n})^{ny} = 1 - ((1 - \frac{\lambda}{n})^n)^y.$$

Portanto

$$\lim_{n \rightarrow \infty} G_{Y_n}(y) = \lim_{n \rightarrow \infty} 1 - ((1 - \frac{\lambda}{n})^n)^y = 1 - e^{-\lambda y}.$$