

**Esercizio 2.** Sia  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$  una successione definita su  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  di variabili aleatorie *indipendenti ed identicamente distribuite* con comune distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda > 0$ . Per  $n \in \mathbb{N}$ , poniamo

$$M_n(\omega) \doteq \min_{i \in \{1, \dots, n\}} X_i(\omega), \quad \omega \in \Omega.$$

Indichiamo con  $F_n$  la funzione di ripartizione di  $M_n$ . Nota:  $F_1$  coincide con la funzione di ripartizione della distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda$ .

- (i) Per  $x \in \mathbb{R}$ ,  $n \in \mathbb{N}$ , si esprima  $\mathbf{P}(X_1 > x, \dots, X_n > x)$  in termini di  $F_1$ .
- (ii) Si calcoli  $F_n$  per ogni  $n \in \mathbb{N}$ .
- (iii) Si mostri che, per  $x \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$ ,  $F_n(x) \rightarrow \mathbf{1}_{[0, \infty)}(x)$  per  $n \rightarrow \infty$ , e si concluda che  $(M_n)_{n \in \mathbb{N}}$  converge in distribuzione.

$(1 - e^{-x})$   
F. ripart. (F)  
EXP

$$(x \cdot e^{-x})$$

densità (f)

$$F(x) = \mathbf{P}(X \leq x) = (1 - e^{-x})$$

$$\mathbf{P}(X_1 > x, \dots, X_n > x) = \text{l.l.d.}$$

$$\begin{aligned} &= \mathbf{P}(X_1 > x) \cdot \mathbf{P}(X_2 > x) \cdot \dots \cdot \mathbf{P}(X_n > x) \\ &= [1 - \mathbf{P}(X_1 \leq x)] \cdot [1 - \mathbf{P}(X_2 \leq x)] \cdot \dots \cdot [1 - \mathbf{P}(X_n \leq x)] \\ &= (1 - e^{-\lambda x_1}) \cdot (1 - e^{-\lambda x_2}) \cdot \dots \cdot (1 - e^{-\lambda x_n}) \\ &M_n = \min_{i \in \{1, \dots, n\}} X_i(\omega) \rightarrow (1 - e^{-\lambda x})^n \approx (1 - \mathbf{P}(X_1 \leq x))^n \\ &\approx (1 - F_1(x))^n \end{aligned}$$

**Esercizio 2.** Sia  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$  una successione definita su  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  di variabili aleatorie *indipendenti ed identicamente distribuite* con comune distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda > 0$ . Per  $n \in \mathbb{N}$ , poniamo

$$M_n(\omega) \doteq \min_{i \in \{1, \dots, n\}} X_i(\omega), \quad \omega \in \Omega.$$

Indichiamo con  $F_n$  la funzione di ripartizione di  $M_n$ . Nota:  $F_1$  coincide con la funzione di ripartizione della distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda$ .

- (i) Per  $x \in \mathbb{R}$ ,  $n \in \mathbb{N}$ , si esprima  $\mathbf{P}(X_1 > x, \dots, X_n > x)$  in termini di  $F_1$ .
- (ii) Si calcoli  $F_n$  per ogni  $n \in \mathbb{N}$ .
- (iii) Si mostri che, per  $x \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$ ,  $F_n(x) \rightarrow \mathbf{1}_{[0, \infty)}(x)$  per  $n \rightarrow \infty$ , e si concluda che  $(M_n)_{n \in \mathbb{N}}$  converge in distribuzione.

$$F_1 = (1 - \mathbf{P}(X_1 \leq x))^1$$

$$F_n = [(1 - \mathbf{P}(X_1 \leq x))^{n=1} \cdot (1 - \mathbf{P}(X_2 \leq x))^{n=1}] \cdot \dots$$

$$1 - \frac{[1 - P(X_i \leq x)]^n}{[1 - e^{-\lambda x}]^n}$$

$$F_n(x) = [1 - e^{-\lambda x}] \cdot \mathbf{1}_{[0, \infty)}(x)$$

$$1 - F_n(x) = 1 - e^{-\lambda x} \cdot \mathbf{1}_{[0, \infty)}(x) + \mathbf{1}_{[-\infty, 0]}(x)$$

$$F_n(x) = [1 - e^{-\lambda x} \cdot \mathbf{1}_{[0, \infty)}(x) + \mathbf{1}_{[-\infty, 0]}(x)]^n$$

**Esercizio 2.** Sia  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$  una successione definita su  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  di variabili aleatorie *indipendenti ed identicamente distribuite* con comune distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda > 0$ . Per  $n \in \mathbb{N}$ , poniamo

$$M_n(\omega) \doteq \min_{i \in \{1, \dots, n\}} X_i(\omega), \quad \omega \in \Omega.$$

Indichiamo con  $F_n$  la funzione di ripartizione di  $M_n$ . Nota:  $F_1$  coincide con la funzione di ripartizione della distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda$ .

- (i) Per  $x \in \mathbb{R}$ ,  $n \in \mathbb{N}$ , si esprima  $\mathbf{P}(X_1 > x, \dots, X_n > x)$  in termini di  $F_1$ .
- (ii) Si calcoli  $F_n$  per ogni  $n \in \mathbb{N}$ .
- (iii) Si mostri che, per  $x \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$ ,  $F_n(x) \rightarrow \mathbf{1}_{[0, \infty)}(x)$  per  $n \rightarrow \infty$ , e si concluda che  $(M_n)_{n \in \mathbb{N}}$  converge in distribuzione.

$$F_n(x) \rightarrow \mathbf{1}_{[0, \infty)}(x) \quad \downarrow \quad (1 - e^{-\lambda x})^n, \quad n \rightarrow \infty$$

$$M_n(\omega) \doteq \min_{i \in \{1, \dots, n\}} X_i(\omega), \quad \omega \in \Omega$$

$$F_n(x) = \begin{cases} 0 & X \in (-\infty, 0) \\ 1 - e^{-\lambda x} \rightarrow 1 - e^{-\infty} = 1 - 0 = 1 & X \in (0, \infty) \end{cases}$$

$\lim_{n \rightarrow \infty}$

$\begin{cases} 0 \\ 1 \end{cases} \rightarrow M_n$

Bernoulli

$$\text{Ber}(x) = \begin{cases} 1 \rightarrow p \\ 0 \rightarrow (1-p) \end{cases}$$

**Esercizio 2.** Siano  $X, Y$  variabili aleatorie su  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  indipendenti e a valori in  $\{0, 1\}$ . Poniamo

$$Z \doteq \frac{1}{2} \cdot \mathbf{1}_{\{(0,0)\}}(X, Y) + \mathbf{1}_{\{(0,1),(1,0)\}}(X, Y) + \frac{4}{5} \cdot \mathbf{1}_{\{(1,1)\}}(X, Y).$$

- (i) Si esprima  $\mathbf{E}[Z]$  in termini di  $p \doteq \mathbf{P}(X=1)$ ,  $q \doteq \mathbf{P}(Y=1)$ .
- (ii) Si esprima  $\text{var}[Z]$  in termini di  $p, q$ .
- (iii) Si calcoli  $\mathbf{E}[Z]$  supponendo che  $p = 5/7$ .

$$\mathbf{E}[Z] = \sum_x x(\omega) \cdot P(\omega)$$

$$\begin{aligned} \mathbf{E}[Z] &= \frac{1}{2} \cdot 0 + [1 \cdot P(X=0, Y=1)] + [1 \cdot P(X=1, Y=0)] \\ &\quad + \frac{4}{5} P(X=1, Y=1) \\ &= (1 \cdot 1) + \frac{4}{5} = \frac{5+4}{5} = \frac{9}{5} \end{aligned}$$

$$\begin{array}{cc} p & / & q \\ / & & \backslash \\ 1 = p & & 1 = q \\ 0 = (1-p) & & 0 = (1-q) \end{array}$$

$$\begin{aligned} (i) \quad \mathbf{E}[Z] &= \frac{1}{2} \cdot P(X=0, Y=0) + 1 \cdot (P(X=1, Y=0) + P(X=0, Y=1)) \\ &\quad + \frac{4}{5} \cdot P(X=1, Y=1) \end{aligned}$$

$| X, Y \text{ indipendenti}$

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{2} \underbrace{P(X=0)} \cdot \underbrace{P(Y=0)} + (P(X=1) \cdot P(Y=0) + P(X=0) \cdot P(Y=1)) \\ &\quad + \frac{4}{5} P(X=1) \cdot P(Y=1) \\ &= \frac{1}{2} (1-p)(1-q) + \underbrace{p(1-q)} + \underbrace{q(1-p)} + \frac{4}{5} pq \\ &= \frac{1}{2} (1+p+q) - \frac{7}{10} pq. \end{aligned}$$

$$(\bar{u}) \quad \text{var}(Z) = E[Z^2] - E[Z]^2$$

Sfruttando di nuovo l'indipendenza tra  $X$  e  $Y$ ,

$$\begin{aligned} E[Z^2] &= \frac{1}{4}(1-p)(1-q) + 1 \cdot (p(1-q) + q(1-p)) + \frac{16}{25}p \cdot q \\ &= \frac{1}{4}(1+3p+3q) - \frac{11}{100}p \cdot q. \end{aligned}$$

$$\leadsto \text{var}(Z) = E[Z^2] - E[Z]^2$$

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{4}(1+3p+3q) - \frac{11}{100}p \cdot q \\ &\quad - \left( \frac{1}{2}(1+p+q) - \frac{7}{10}p \cdot q \right)^2. \end{aligned}$$

( $\bar{u}$ ) Calcolare  $E[Z]$  quando  $p = \frac{5}{7}$ :

$$(i) \leadsto E[Z] = \frac{1}{2}(1+p+q) - \frac{7}{10}p \cdot q$$

$$\begin{aligned} p = \frac{5}{7} \leadsto E[Z] &= \frac{1}{2} + \frac{5}{14} + \frac{q}{2} - \frac{7}{10} \cdot \frac{5}{7} \cdot q \\ &= \frac{1}{2} + \frac{5}{14} = \frac{12}{14} = \frac{6}{7}. \end{aligned}$$

**Esercizio 2.** Sia  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$  una successione definita su  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  di variabili aleatorie indipendenti ed identicamente distribuite con comune distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda > 0$ . Per  $n \in \mathbb{N}$ , poniamo

$$M_n(\omega) \doteq \max_{i \in \{1, \dots, n\}} X_i(\omega), \quad \omega \in \Omega.$$

Indichiamo con  $F$  la funzione di ripartizione comune delle  $X_i$  (cioè la funzione di ripartizione della distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda$ ). Definiamo inoltre la funzione  $G: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  mediante

$$G(x) \doteq \exp(-e^{-x}), \quad x \in \mathbb{R}.$$

(i) Si verifichi che  $G$  è una (funzione di ripartizione.)

(ii) Si mostri che, per ogni  $n \in \mathbb{N}$ , ogni  $x \in \mathbb{R}$ ,

$$\mathbf{P}(\lambda M_n - \log(n) \leq x) = F\left(\frac{x + \log(n)}{\lambda}\right)^n.$$

(iii) Si mostri che

$$F\left(\frac{x + \log(n)}{\lambda}\right)^n = \left(1 - \frac{e^{-x}}{n}\right)^n \cdot \mathbf{1}_{[-\log(n), \infty)}(x),$$

e si concluda che

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(\lambda M_n - \log(n) \leq x) = G(x) \text{ per ogni } x \in \mathbb{R}.$$

$$\begin{aligned} 1 - e^{-\lambda x} &= F(x) \\ \lambda \cdot e^{-x} &= f \end{aligned}$$

**Esercizio 2.** Sia  $(X_i)_{i \in \mathbb{N}}$  una successione definita su  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbf{P})$  di variabili aleatorie indipendenti ed identicamente distribuite con comune distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda > 0$ . Per  $n \in \mathbb{N}$ , poniamo

$$M_n(\omega) \doteq \max_{i \in \{1, \dots, n\}} X_i(\omega), \quad \omega \in \Omega.$$

Indichiamo con  $F$  la funzione di ripartizione comune delle  $X_i$  (cioè la funzione di ripartizione della distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda$ ). Definiamo inoltre la funzione  $G: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  mediante

$$G(x) \doteq \exp(-e^{-x}), \quad x \in \mathbb{R}.$$

$$1 - e^{-\lambda x}$$

① VERIFICA CHE SIA  $\tilde{F}$  DI RIPARTIZIONE  $\rightarrow$  3 COSE DA

1.  $\lim_{n \rightarrow \infty} F(x) = 1$  2.  $\lim_{n \rightarrow -\infty} F(x) = 0$  VERIFICATO

3.  $F'(x) > 0$

$$F(x) \exp(e^{-x}) = e^{-e^{-x}}$$

$$F'(x) = e^{-e^{-x}} \cdot (-1 \cdot e^{-x}) > 0$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} e^{-e^{-x}} = 1$$

$$\lim_{n \rightarrow -\infty} e^{-e^{-x}} = 0$$

(ii) Si mostri che, per ogni  $n \in \mathbb{N}$ , ogni  $x \in \mathbb{R}$ ,

$$\mathbf{P}(\lambda M_n - \log(n) \leq x) = F\left(\frac{x + \log(n)}{\lambda}\right)^n.$$

$$\underline{M_n}(\omega) = \max_{i \in \{1, \dots, n\}} X_i(\omega) = (F(X_1 \leq x) \cdot F(X_2 \leq x) \dots \cdot F(X_n \leq x))$$

$$= \mathbf{P}(\lambda M_n - \log(n) \leq x) = F\left(\frac{x + \log(n)}{\lambda}\right)^n$$

$$= \mathbf{P}\left(\underbrace{\lambda \cdot (F(X_1 \leq x) \dots F(X_n \leq x))}_{> 0 \dots \text{M.M.}} - \log(n) \leq x\right) = F\left(\frac{x + \log(n)}{\lambda}\right)^n$$

INDIPENDENTI

$$\prod_{i=1}^n \mathbf{P}(F(X_i \leq x)) \leq \prod_{i=1}^n (F(X_i + \log(n)))^n$$

$$\prod_{i=1}^n P\left(\frac{x_i + \log(n)}{\lambda}\right)^n = F\left(\frac{x + \log(n)}{\lambda}\right)^n$$

(iii) Si mostri che

$$F\left(\frac{x + \log(n)}{\lambda}\right)^n = \left(1 - \frac{e^{-x}}{n}\right)^n \cdot \mathbf{1}_{[-\log(n), \infty)}(x),$$

e si concluda che

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(\lambda M_n - \log(n) \leq x) = G(x) \text{ per ogni } x \in \mathbb{R}.$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{P}(\lambda M_n - \log(n) \leq x) = \underbrace{G(x)}_{\exp(e^{-x})}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{e^{-x}}{n}\right)^n \cdot \mathbf{1}_{[-\log(n), \infty) - \log(n)}(x) \leq x$$

$$\downarrow -\log(n) = e^{-\log(n)} = \frac{1}{n}$$

$$\leadsto \left(1 - \frac{1}{n}\right)^n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{\text{noto}} \left(1 - \frac{1}{n} \cdot e^{-x}\right)^n \cdot \mathbf{1}_{[-\log(n), \infty)}(x)$$

$$\xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} e^{-e^{-x}} = G(x)$$

poiché  $\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{a}{n}\right)^n = e^{-a} \quad \forall a \in \mathbb{R}$

e  $\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbf{1}_{[-\log(n), \infty)}(x) \rightarrow 1 \quad \forall x \in \mathbb{R}.$

[andare bene così].