

Cognome:..... Nome:.....

Probabilità - Prof. L.Beghin

8-9-2015

Esercizio 1

Una cellula dopo ogni ora può scomparire (con probabilità $1/4$) oppure sopravvivere senza riprodursi (con probabilità $1/2$) oppure scindersi in due cellule (con probabilità $1/4$).

Se ho più cellule supponiamo che ciò che avviene ad ognuna di esse sia indipendente da ciò che avviene alle altre. Se all'inizio ho una sola cellula, calcolare la probabilità che:

- i) dopo due ore ci sia almeno una cellula;
- ii) dopo un'ora ci siano due cellule, sapendo che dopo 2 ore non ce n'è più nessuna.

Esercizio 2

Sia X una v.a. si studi la convergenza della seguente successione

$$Y_n = n(e^{X/n} - 1)$$

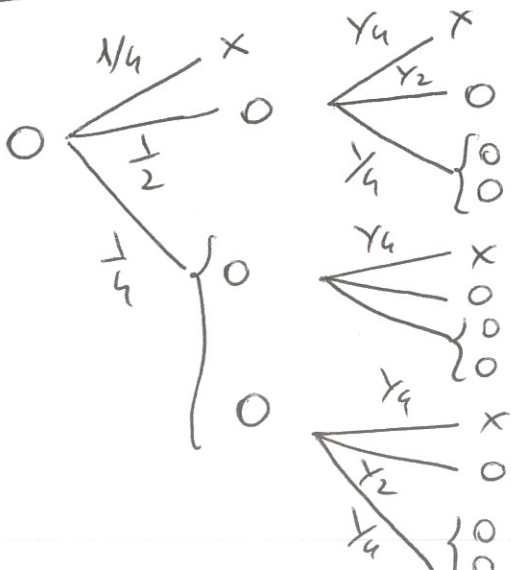
per $n \rightarrow \infty$, sotto le seguenti ipotesi particolari:

- i) X è una v.a. uniforme in $(0, 1)$.
- ii) X è una v.a. esponenziale di parametro λ_n , con $\lambda_n = \lambda$, $\lambda_n = n$ o $\lambda_n = 1/n$.

Cosa si può affermare riguardo alla convergenza nel caso generale di una distribuzione qualunque?

SOLUZIONI

ES. 1



$$\begin{aligned}
 (i) \quad P(\text{1 cell. dopo 2 ore}) &= \\
 &= 1 - P(\text{0 cell. dopo 2 ore}) \\
 &= 1 - \left\{ \frac{1}{4} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} + \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4} \right\} = \\
 &= 1 - \frac{16+8+1}{64} = 1 - \frac{25}{64} = \frac{39}{64}
 \end{aligned}$$

$$(ii) \quad P(\text{2 cell.} \mid \text{0 cell.}) \\ \text{dopo 1 ore} \mid \text{dopo 2 ore}) \\ = \frac{P(\text{0 cell.} \mid \text{2 cell.} \mid \text{dopo 1 ore}) P(\text{2 cell.} \mid \text{dopo 1 ore})}{P(\text{0 cell.} \mid \text{dopo 2 ore})}$$

$$= \frac{\frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{4}}{\frac{25}{64}} = \frac{1}{25}$$

ES. 2

(i) $X \sim \text{Unif}(0,1)$
 $Y_m = m(e^{X/m} - 1) \in (0, m(e^{1/m} - 1))$ p.c. $\forall m$

$$F_{Y_m}(z) = P(m(e^{X/m} - 1) < z) \\ = P(e^{X/m} - 1 < \frac{z}{m}) \\ = P(e^{X/m} < \frac{z}{m} + 1) = P\left(\frac{X}{m} < \ln\left(\frac{z}{m} + 1\right)\right)$$

$$= P\left(X < m \ln\left(\frac{z}{m} + 1\right)\right) \\ \Rightarrow = m \ln\left(\frac{z}{m} + 1\right) = \ln\left(\frac{z}{m} + 1\right)^m \\ \xrightarrow{m \rightarrow +\infty} \ln e^z = z$$

$$\Rightarrow F_{Y_m}(z) \rightarrow \begin{cases} 0 & z \leq 0 \\ z & 0 < z \leq 1 \\ 1 & z > 1 \end{cases}$$

per $z < 1$
 per $z < 1$
 $m(e^{X/m} - 1) = \frac{e^{X/m} - 1}{\frac{1}{m}}$
 $\xrightarrow{m \rightarrow +\infty} 1$

Quindi $Y_n \stackrel{d}{\rightarrow} Z \sim \text{Uif}(0,1)$

$Y_n \geq 0$ p.c.

(ii)
$$F_{Y_n}(z) = P(X < n \ln(\frac{z}{n} + 1))$$

$$= 1 - e^{-\lambda n \ln(\frac{z}{n} + 1)}$$

$$= 1 - e^{-\lambda \ln(\frac{z}{n} + 1)^n}$$

per $z > 0$

Se $du = \frac{1}{n} dz$

$$= 1 - e^{-\lambda u}$$

$$= 1 - \left(\frac{z}{n} + 1\right)^{-\lambda n}$$

Quindi $Y_n \stackrel{d}{\rightarrow} Z \sim \text{Exp}(\lambda)$

per $z > 0$

ma $\rightarrow 1 - e^{-\lambda z}$

Quindi

$Y_n \stackrel{d}{\rightarrow} Z \sim \text{Exp}(\lambda)$

Se $du = \frac{1}{n}$

$$F_{Y_n}(z) = 1 - e^{-\lambda \ln(\frac{z}{n} + 1)^n} \left(\frac{z}{n} + 1\right)^{-1}$$

ma $\rightarrow 0$

Quindi

$Y_n \not\rightarrow$ non converge

Se $du = n$

$$F_{Y_n}(z) = 1 - \left(\frac{z}{n} + 1\right)^{-n^2} \rightarrow 1$$

per $z > 0$

ma $\rightarrow 0$

Quindi $F_{Y_n}(z) \rightarrow \begin{cases} 0 & z \leq 0 \\ 1 & z > 0 \end{cases}$

$Y_n \stackrel{d}{\rightarrow} Y \stackrel{\text{p.c.}}{=} 0$

(iii) In generale, se la distribuzione di X non dipende da n , $Y_n \stackrel{\text{p.c.}}{\rightarrow} X$.

Infatti $P(n(e^{X/n} - 1) \rightarrow X) = 1$

per il limite notevole $\frac{e^{X/n} - 1}{X/n} \xrightarrow{\text{p.c.}} 1$