

Cognome:..... Nome:.....  
Data orale:....□ 2-7-2015.....□ 21-7-2015

Probabilità - Prof. L.Beghin

1 luglio 2015

**Esercizio 1**

Date le due v.a.  $X$  e  $Y$ , tra loro indipendenti ed entrambe con distribuzione esponenziale di parametro  $\lambda$ , si studi la convergenza della seguente successione

$$Z_n = \frac{nX}{X + nY}$$

per  $n \rightarrow \infty$ , in distribuzione e quasi certa. Se indichiamo con  $Z$  la v.a. limite si calcoli inoltre

$$E[(Z+1)^2 e^{-Z}]$$

**Esercizio 2**

In un torneo di tennis due giocatori, A e B, disputano un incontro su tre set (cioè per vincere l'incontro bisogna vincere due set). Il giocatore A ha probabilità  $p$  di vincere ciascuno dei primi due set, indipendentemente l'uno dall'altro; se però si arriva al terzo set, la sua probabilità di vincerlo è  $p_1$ .

Calcolare la probabilità che:

- (a) vinca A;
- (b) si arrivi al terzo set;
- (c) A vinca al terzo set;
- (d) l'incontro duri tre set, dato che vince A.

SOLUZIONI

Esercizio 1

$$Z_n \in (0, n) \quad \text{q.c.}$$

$$F_{Z_n}(z) = \begin{cases} 0 & z \leq 0 \\ ? & 0 < z \leq n \\ 1 & z > n \end{cases}$$

$$F_{Z_n}(z) = P(Z_n < z) = P\left(\frac{nX}{X+nY} < z\right)$$

$$= P(mX < zX + mzY)$$

$$= P(Y > \frac{m-z}{mz} X)$$

$$= \int_0^{\infty} dx \int_{\frac{m-z}{mz}x}^{+\infty} e^{-dx - dy} dy$$

$\frac{m-z}{mz} > 0 \quad \text{per } z < m$

$$= \lambda^2 \int_0^{\infty} e^{-dx} \left[ -\frac{e^{-dx}}{\lambda} \right]_{\frac{m-z}{mz}x}^{+\infty} dx$$

$$= \lambda^2 \int_0^{\infty} e^{-dx - d\frac{m-z}{mz}x} dx = \lambda^2 \int_0^{+\infty} e^{-dx \left( 1 + \frac{m-z}{mz} \right)} dx$$

$$= \lambda^2 \left[ -\frac{e^{-dx \left( 1 + \frac{m-z}{mz} \right)}}{d \frac{m-z}{mz}} \right]_0^{+\infty} = \frac{mz}{(m-1)z+m}$$

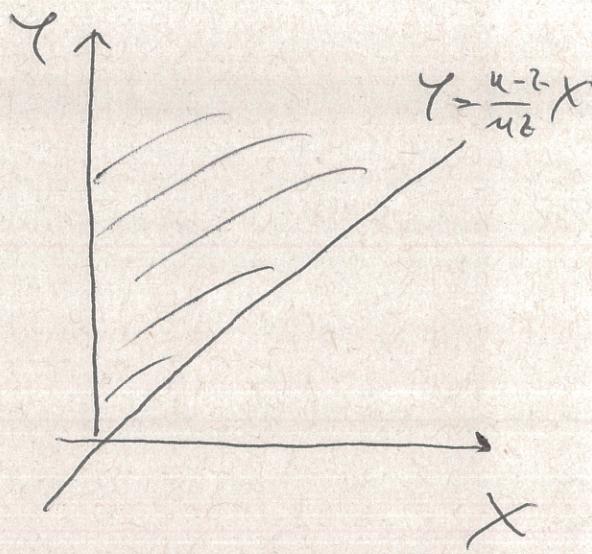
per  $z < m$

$$\Rightarrow F_{Zm}(z) = \begin{cases} 0 & z \leq 0 \\ \frac{mz}{(m-1)z+m} & 0 < z \leq m \\ 1 & z > m \end{cases}$$

verifice for  $z=0$   $F_{Zm}(z)=0$   
 per  $z=m$   $F_{Zm}(z)=\frac{m}{(m-1)m+m}=1$

per  $z \rightarrow +\infty$   $F_{Zm}(z) \rightarrow 1$   $z \leq 0$

per  $m \rightarrow +\infty$   $F_{Zm}(z) \rightarrow \begin{cases} 0 & z \leq 0 \\ \frac{z}{z+1} & z > 0 \end{cases}$



Quindi  $Z_n \xrightarrow{d} Z$  con densità

$$f_Z(z) = \frac{d}{dt} F_Z(t) = \frac{z+1-z}{(z+1)^2} = \frac{1}{(z+1)^2} \quad z \geq 0$$

Per dimostrare la convergenza p.c. basta considerare  
che

$$Z_n(\omega) = \frac{n X(\omega)}{X(\omega) + n Y(\omega)} = \frac{\frac{X_n(\omega)}{n}}{\frac{X_n(\omega)}{n} + Y(\omega)} \xrightarrow{\text{notio}} \frac{X(\omega)}{Y(\omega)}$$

per ogni  $\omega \in \{\omega : X(\omega), Y(\omega) \in \mathbb{R}^+\}$

Quindi  $P\left(Z_n(\omega) \xrightarrow{\text{notio}} \frac{X(\omega)}{Y(\omega)}\right) = 1$

$$Z_n \xrightarrow{\text{P.C.}} Z = \frac{X}{Y}$$

che le distribuzioni

Infatti  $Z = \frac{X}{Y}$

Trovate prima:

$$P(Z < t) = P\left(\frac{X}{Y} < t\right) = P(X < tY) \quad \text{per } t > 0$$

$$= \int_0^\infty dY \int_0^{tY} e^{-\lambda X - \lambda Y} dX$$

$$= \int_0^\infty dY e^{-\lambda Y} \left(-e^{-\lambda X}\right)_0^{tY}$$

$$= \int_0^\infty e^{-\lambda Y} dY - \int_0^\infty e^{-\lambda Y(1+t)} dY$$

$$= 1 - \left[-\frac{e^{-\lambda Y(1+t)}}{\lambda(1+t)}\right]_0^\infty = 1 - \frac{1}{1+t} = \frac{t}{1+t} \quad t > 0$$

$$E\left[(z+1)^2 e^{-z}\right] = \int_0^{+\infty} e^{-z} \frac{(z+1)^2}{(z+1)^2} dz = 1$$

E.S. 2

I = "A nace il I set"

$$P(I) = P(II) = p$$

II = "A nace il II set"

$$P(III) = P_1$$

III = " " " III "

A nace el III)

$$\begin{aligned} 1) P(\text{A nace}) &= P(\text{A nace el II} \cup \text{A nace el III}) \\ &= P(\text{A nace el II}) + P(\text{A nace el III}) \\ &= p^2 + 2p(1-p)p_1 \end{aligned}$$

$$2) P(\text{avere el III}) = 2p(1-p)$$

$$3) P(\text{A nace el III}) = 2p(1-p)p_1$$

$$4) P(\text{incontro due 3 set} \mid \text{nace A})$$

$$= \frac{P(\text{avere el III} \cap \text{nace A})}{P(\text{nace A})}$$

$$= \frac{P(\text{A nace el III})}{P(\text{nace A})} = \frac{2p(1-p)p_1}{p^2 + 2p(1-p)p_1} = \frac{2(1-p)p_1}{p + 2(1-p)p_1}$$