

ESERCIZI

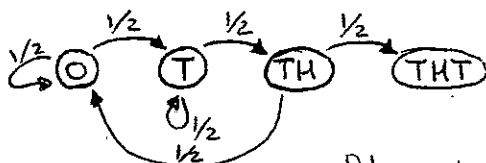


X E1 - 25-07-2005

① Gioco: viene lanciata una moneta ripetutamente finché non compare la sequenza THT;

- # medio di lanci prima che il gioco finisca (costuire cdH);
 - ripetere se la seq. di fine è TH;
 - lanci ripetuti: se ottengo THT perdo un punto; se ottengo TH guadagno un punto; (considerare le sovrapposizioni THT contiene THT e TH);
- ↳ sia $R(N)$ il punteggio dopo N lanci; $R(0)=0$; calcolare $\lim_{N \rightarrow \infty} R(N)$ e $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{R(N)}{N}$

a) THT stato assorbente.



⇒ il tempo medio per arrivare in THT è il tempo di 4° passaggio;

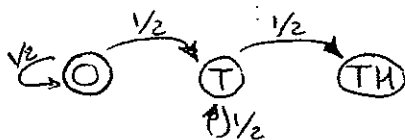
$$\begin{cases} V_O = 1 + \frac{1}{2} V_O + \frac{1}{2} V_T \\ V_T = 1 + \frac{1}{2} V_T + \frac{1}{2} V_{TH} \\ V_{TH} = 1 + \frac{1}{2} V_O \end{cases}$$

$$V_T = (\frac{1}{2} V_O - 1) \cdot 2 = (V_O - 2);$$

$$V_O - 2 = 1 + \frac{1}{2} V_O - 1 + \frac{1}{2} + \frac{1}{4} V_O \Rightarrow V_O (1 - \frac{1}{2} - \frac{1}{4}) = (2 + \frac{1}{2})$$

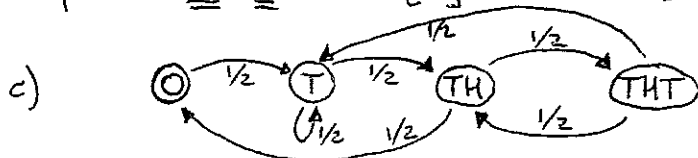
$$V_O = 4 \cdot \frac{5}{2} = 10 \Rightarrow V_T = 8 \Rightarrow V_{TH} = 6 \neq$$

b) TH stato assorbente,



$$\begin{cases} V_O = 1 + \frac{1}{2} V_O + \frac{1}{2} V_T \\ V_T = 1 + \frac{1}{2} V_T \end{cases} \Rightarrow V_T = 2 \Rightarrow V_O = 4 \neq$$

(oppure dato che non tempo indicato uso il tempo di una geometria di parametro $p = \frac{1}{2} \Rightarrow E[T] = \frac{1}{p} = 2 = V_T \Rightarrow$ sono lanci indipendenti finché da $\underline{I} \Rightarrow E[TH] = 2 \Rightarrow V_{TH} = 4$)



↳ dato che voglio il calcolo al limite devo usare le probabilità limite degli stati TH e THT ⇒

$$R(N) \xrightarrow{\text{limite}} (\pi_{TH} - \pi_{THT}) \cdot N \quad (N \text{ di visite})$$

⇒ σ risolvo la catena (sistema);

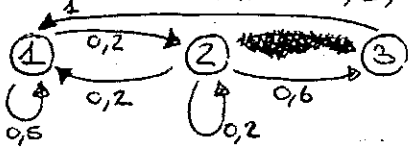
⇒ σ cerco la probabilità che cominci una certa combinazione;

$$\pi_{TH} = \frac{1}{2}, \pi_{THT} = \frac{1}{8} \Rightarrow \text{dato che ho lanci indipendenti};$$

$$R(N) \rightarrow \frac{N}{8} \Rightarrow \lim_{N \rightarrow \infty} R(N) = \infty; \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{R(N)}{N} = \frac{1}{8}$$

② E1-22-09-2005

cdH con $X(t)$ a stati 1, 2, 3; $X(0) = 3$; $P = \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 0,5 & 0,3 & 0,2 \\ 0,2 & 0,2 & 0,6 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$



$$\begin{aligned}
 a) \quad & \begin{cases} \pi_1 = 0,5 \pi_1 + 0,2 \pi_2 + \pi_3 \\ \pi_2 = 0,3 \pi_1 + 0,2 \pi_2 + \pi_3 \\ \pi_3 = 0,2 \pi_1 + 0,6 \pi_2 + \pi_3 \\ \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1 \end{cases} \Rightarrow \pi_2 = \frac{0,3}{0,8} \pi_1 = \frac{3}{8} \pi_1 \\
 & \downarrow \pi_3 = 0,2 \pi_1 + \frac{0,6 \cdot 0,3}{0,8} \pi_1 \\
 & = \left(\frac{2}{10} + \frac{6 \cdot 18}{10 \cdot 8} \right) \pi_1 \\
 & = \frac{\pi_1 (16 + 18)}{80} = \frac{34}{80} \pi_1
 \end{aligned}$$

$$\pi_1 + \frac{3}{8} \pi_1 + \frac{34}{80} \pi_1 = 1 \Rightarrow \pi_1 = \frac{80}{144} = \frac{5}{9}$$

$$\pi_2 = \frac{3}{8} \cdot \frac{80}{144} = \frac{30}{144} = \frac{5}{24}; \quad \pi_3 = \frac{34}{80} \cdot \frac{80}{144} = \frac{34}{144} = \frac{17}{72}$$

$$\Rightarrow \text{tempo medio di ricorrenza: } M_1 = \frac{1}{\pi_1} = \frac{144}{80}$$

$$M_2 = \frac{1}{\pi_2} = \frac{144}{30}; \quad M_3 = \frac{1}{\pi_3} = \frac{144}{34}$$

$$b) \quad g_{ij} = \text{tempo 1° passaggio}; \quad E[g_{ij}] = \text{tempo medio di 1° passaggio} \\
 = 1 + \sum_{k \neq j} P_{ik} \cdot E[g_{kj}]$$

$$E[g_{11}] = 1 + P_{12} \cdot E[g_{21}] + P_{13} \cdot E[g_{31}] = 1$$

(infatti la probabilità di andare da 3 a 1 è 1)

(se non fossero stati 0 le P_{ii} dove risolvere anche $E[g_{22}] \dots$)

$$\Rightarrow E[g_{ij}^2] = 1 + 2 \cdot (E[g_{ij}] - 1) + \sum_{k \neq j} P_{ik} \cdot E[g_{kj}^2]$$

(vedi calcolo VARIANZA)

$$\begin{aligned}
 c) \quad E[g_{13}] &= 1 + P_{11} \cdot E[g_{13}] + P_{12} \cdot E[g_{23}] = \\
 i=1; j=3 & \\
 &= 1 + 0,5 \cdot E[g_{13}] + 0,2 \cdot E[g_{23}]
 \end{aligned}$$

$$E[g_{23}] = 1 + P_{21} \cdot E[g_{13}] + P_{22} \cdot E[g_{23}]$$

$$i=2; j=3$$

$$Q = \begin{pmatrix} 0,5 & 0,2 \\ 0,2 & 0,2 \end{pmatrix} \quad (I - Q)^{-1} \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \end{pmatrix}$$

INVERSA $A^{-1} = \frac{1}{|A|} \begin{pmatrix} d & -b \\ -c & a \end{pmatrix}$

⇒ SISTEMA;
⇒ SOSTITUISCO:

$$E[Y_{23}] = 1 + P_{11} \cdot \left(\frac{E[Y_{23}] \cdot (1 - P_{22}) - 1}{P_{21}} \right)$$

$$E[Y_{23}] \cdot \left(1 - \frac{P_{11} (1 - P_{22})}{P_{21}} \right) = 1 + \frac{P_{11}}{P_{21}}$$

$$E[Y_{23}] = \left(1 - \frac{0,5}{0,2} \right) \cdot \frac{1}{1 - \frac{0,5 \cdot (1 - 0,2)}{0,2}} = -\frac{3}{2} \cdot \frac{1}{1 - \frac{400 \cdot 10}{100 \cdot 2}}$$

$$= + \frac{3}{2} \cdot \frac{1}{1} = \boxed{\frac{3}{2}}$$

$$E[Y_{13}] = (1 - P_{11}) = 1 + P_{12} \cdot E[Y_{23}]$$

$$E[Y_{13}] = \frac{1 + P_{12} \cdot E[Y_{23}]}{(1 - P_{11})} = \frac{1 + 0,2 \cdot \frac{3}{2}}{1 - 0,5} = \frac{25}{100} \cdot 2 = \boxed{5}$$

⇒ VARIANZA: $\boxed{\text{Var}(E[Y_{ij}]) = E[Y_{ij}^2] - \{E[Y_{ij}]\}^2}$

PUNTO b: $E[Y_{31}^2] = 1 + 2 \cdot (E[Y_{31}] - 1) + P_{32} \cdot E[Y_{21}^2] + P_{33} \cdot E[Y_{31}^2]$

$$E[Y_{31}^2] = 1 + 2 \cdot (1 - 1) = 1$$

$$\text{Var}(E[Y_{31}]) = 1 - (1)^2 = \boxed{0} \neq$$

PUNTO c:

$$E[Y_{13}^2] = 1 + 2 \cdot (E[Y_{13}] - 1) + P_{11} \cdot E[Y_{13}^2] + P_{12} \cdot E[Y_{23}^2]$$

$$E[Y_{23}^2] = 1 + 2 \cdot (E[Y_{23}] - 1) + P_{21} \cdot E[Y_{13}^2] + P_{22} \cdot E[Y_{23}^2]$$

$$E[Y_{23}^2] \cdot (1 - P_{22}) = 1 + 2 \cdot \left(\frac{3}{2} - 1 \right) + 0,2 \cdot E[Y_{13}^2]$$

SOSTITUISCO:

$$E[Y_{13}^2] = 1 + 2 \cdot (5 - 1) + 0,5 \cdot E[Y_{13}^2] + 0,2 \cdot \frac{1 + 1 + 0,2 E[Y_{13}^2]}{1 - 0,2}$$

$$E[Y_{13}^2] \cdot \left(1 - 0,5 \cdot \frac{2 \cdot 2 \cdot 10}{10 \cdot 10 \cdot 8} \right) = 1 + 8 + \frac{2}{10} \cdot 2 \cdot \frac{10}{8} = 1 + 8 + \frac{1}{2}$$

$$= \frac{19}{2}$$

$$E[Y_{13}^2] = \frac{10}{3} \cdot \frac{19}{2} = \frac{190}{6}$$

$$\text{Var}(E[Y_{13}]) = \frac{190}{6} - 25 = \frac{190 - 150}{6} = \frac{40}{6} = \boxed{\frac{20}{3}}$$

$$d) \Rightarrow P[X(1)=1; X(3)=1 | X(2)=2] = \frac{P[X(1)=1; X(3)=1; X(2)=2]}{P[X(2)=2]}$$

$$\Rightarrow P[X(0)=3] \Rightarrow \frac{P[X(1)=1; X(2)=2; X(3)=1 | X(0)=3]}{P[X(2)=2 | X(0)=3]}$$

$$= \cancel{P_{31}} \cdot \cancel{P_{12}} \cdot P_{21} / \cancel{P_{32}^{(2)}} = \cancel{P_{31}} \cdot \cancel{P_{12}} \text{ (solo questo)} = P_{21}$$

$$\Rightarrow P[X(2)=2 | X(1)=1; X(3)=1] = \frac{P[X(2)=2; X(1)=1; X(3)=1]}{P[X(1)=1; X(3)=1]}$$

$$[X(0)=3]$$

$$\Rightarrow = \frac{P[X(1)=1; X(2)=2; X(3)=1 | X(0)=3]}{P[X(1)=1; X(3)=1 | X(0)=3]}$$

$$P[X(1)=1; X(3)=1 | X(0)=3]$$

$$= \frac{P_{31} \cdot P_{12} \cdot P_{21}}{P_{31} \cdot P_{13}}$$

$$= \frac{P_{31} \cdot P_{12} \cdot P_{21}}{P_{31} \cdot P_{13}}$$

$$= \frac{P_{21}}{P_{13}}$$

~~~~~ E2 - 22-09-2005. ?

x ③ CODA con arrivi di Poisson di intensità  $\lambda = 1$  pck/sec.

↳ ~~1) 2 pcks in coda;~~  
(TUTTI i pcks TRASHATI) 2) 1 pck con tempo di attesa = 2 sec.

⇒ ARRIVA un pck ⇒ la coda si svuota se ce n'è già uno in coda o se il pck che è in coda ha troppo ritardo;

a) calcolare la percentuale di tempo durante la quale la coda è vuota;

b) media del ritardo di un pck (tempo medio in coda);

$$a) [\% \text{ VUOTA}] = \frac{E[\text{tempo VUOTA}]}{E[\text{tempo VUOTA}] + E[\text{tempo PIENA}]} = P[\text{CODA VUOTA}]$$

⇒ per un processo di arrivi di Poisson di parametro  $\lambda \Rightarrow$   
i tempi di intervento son  $\sim \mathcal{E}(\lambda)$ ;

↳ i tempi medi di intervento sono:  $\boxed{1/\lambda} = 1 \text{ sec.}$ ;  $Y = \text{tempo di intervento}$

$$f_Y(t) = \lambda e^{-\lambda t}$$

$$F_Y(t) = P[Y \leq t] = 1 - e^{-\lambda t}$$

⇒ devo ora integrare tra 0 e 2 che sono tutti i valori di tempo per i quali la coda può essere piena: (PER un coda)

$$E[T_{\text{CODA PIENA}}] = \int_0^2 \lambda \cdot e^{-\lambda t} dt = -\frac{1}{\lambda} \cdot e^{-\lambda t} \Big|_0^2 = -\frac{1}{\lambda} \cdot (e^{-2\lambda} - 1)$$

$$E[T_{\text{CODA PIENA}}] = \left( \text{tempo medio per avere il } 1^{\text{o}} \text{ arrivo} \right) = \frac{1 - e^{-2\lambda}}{\lambda}$$

$$E[T_{\text{CODA VUOTA}}] = \frac{1}{\lambda}$$

⇒ tra un arrivo e l'altro ho in media  $1/\lambda$  sec.

$$P[\text{CODA VUOTA}] = \{E[T_{\text{VUOTA}}] / E[T_{\text{VUOTA}}] + E[T_{\text{PIENA}}]\} = \left( \frac{1/\lambda}{1/\lambda + 1 - e^{-2\lambda}} \right)$$

(se non è vuota ⇒ si presenta istantaneamente)

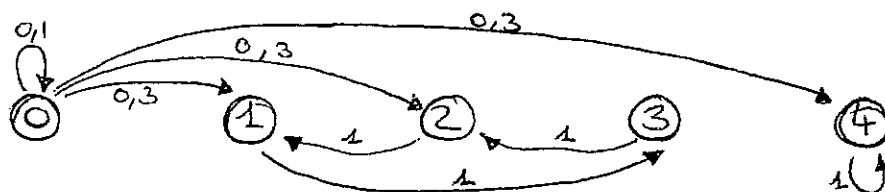
$$\begin{aligned} \text{b) RITARDO MEDIO} &= E[T_{\text{TOT.}}] \cdot P[\text{CODA VUOTA}] + 0 \cdot P[\text{CODA NON VUOTA}] \\ &= \left( \frac{1}{\lambda} + \frac{1 - e^{-2\lambda}}{\lambda} \right) \cdot \frac{1}{2 - e^{-2\lambda}} = \frac{1 - e^{-2}}{2 - e^{-2}} \end{aligned}$$

~~~~~ E1 - 02-08-2005

④ cdk:

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 & 3 & 4 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0,1 & 0,3 & 0,3 & 0 & 0,3 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

a) disegnare il diagramma di trans. ; class. gli stati ed indiv. le classi;



4: STATO ASSORBENTE ; RICORRENTE ; APERIODICO ; (positivo)

STATI SCORRENTI $\{1; 2; 3\}$: classe ; $d(1) = d(2) = d(3) = 3$; RICORRENTI ; PERIODICI ; (positivi)

0 : STATO TRANSITORIO :

- b) prob. di assorb. nelle varie classi ricorrenti a partire da tutti gli stati transitori;

~~Non c'è assorbimento~~ A: 0

B: 1, 2, 3

C: 4

$$\begin{array}{c|ccc}
 & A & B & C \\
 \hline
 A & 0,1 & 0,6 & 0,3 \\
 B & 0 & 1 & 0 \\
 C & 0 & 0 & 1
 \end{array}$$

ASSORBENTI

VERSO B: $\mu_A = 0,1 \mu_A + 0,6 \mu_B + 0,3 \mu_C$
 $\mu_B = 1 \quad \mu_C = 0$

VERSO C: $\mu_A = 0,1 \mu_A + 0,6 \mu_B + 0,3 \mu_C$
 $\mu_B = 0 \quad \mu_C = 1$

1: $\mu_A = 0,1 \mu_A + 0,6$

$\mu_A = \frac{0,6}{0,9} = \frac{2}{3}$

2: $\mu_A = \frac{0,3}{0,9} = \frac{1}{3}$

c) calcolare: $\lim_{n \rightarrow \infty} P^n = 1$

~~$\pi_0 = 0$
 $\pi_1 = 0$
 $\pi_2 = 0$
 $\pi_3 = 0$
 $\pi_4 = \mu_A \pi_0 + 0,4 \pi_1 + 0,4 \pi_2 + 0,4 \pi_3 + \pi_4$
 $\pi_4 = 0,4 \pi_4 + 0,4 \pi_1 + 0,4 \pi_2 + 0,4 \pi_3$~~

$$\begin{array}{c|ccccc}
 & 0 & 1 & 2 & 3 & 4 \\
 \hline
 0 & 0 & X & X & X & \mu_A \pi_4 \\
 1 & 0 & X & X & X & 0 \\
 2 & 0 & X & X & X & 0 \\
 3 & 0 & X & X & X & 0 \\
 4 & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_4
 \end{array}$$

Stati trans. verso classe periodica e stati della classe periodica verso la stessa classe

Stati transitori verso classe periodica

$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n P^k =$

$$\begin{array}{c|ccccc}
 & 0 & 1 & 2 & 3 & 4 \\
 \hline
 0 & 0 & \mu_A \pi_1 & \mu_A \pi_2 & \mu_A \pi_3 & \mu_A \pi_4 \\
 1 & 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 \\
 2 & 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 \\
 3 & 0 & 1/3 & 1/3 & 1/3 & 0 \\
 4 & 0 & 0 & 0 & 0 & \pi_4
 \end{array}$$

al posto delle X c'è $(1/\text{PERIODO})$

(SISTEMA per le π_i)

~~$\pi_0 = 0$
 $\pi_1 = \mu_A \pi_0 + 0,4 \pi_1 + 0,4 \pi_2 + 0,4 \pi_3 + \pi_4$
 $\pi_2 = \mu_A \pi_0 + 0,4 \pi_1 + 0,4 \pi_2 + 0,4 \pi_3 + \pi_4$
 $\pi_3 = \mu_A \pi_0 + 0,4 \pi_1 + 0,4 \pi_2 + 0,4 \pi_3 + \pi_4$
 $\pi_4 = \mu_A \pi_0 + 0,4 \pi_1 + 0,4 \pi_2 + 0,4 \pi_3 + \pi_4$~~

classe periodica (stati verso la stessa classe)

$$1: \begin{cases} \pi_4 = \cancel{\pi_4} + \pi_4 \\ \pi_4 = 1 \end{cases} \Rightarrow \pi_4 = 1$$

$$1: \begin{cases} \pi_4 = \cancel{\pi_4} + \pi_4 \\ \pi_4 = 1 \end{cases} \Rightarrow \pi_4 = 1$$

$$2: \begin{cases} \pi_1 = \frac{1}{3} \pi_1 + \frac{1}{3} \pi_2 + \frac{1}{3} \pi_3 \\ \pi_2 = \frac{1}{3} \pi_1 + \frac{1}{3} \pi_2 + \frac{1}{3} \pi_3 \\ \pi_3 = \frac{1}{3} \pi_1 + \frac{1}{3} \pi_2 + \frac{1}{3} \pi_3 \\ \pi_1 + \pi_2 + \pi_3 = 1 \end{cases} \Rightarrow \pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \frac{1}{3}$$

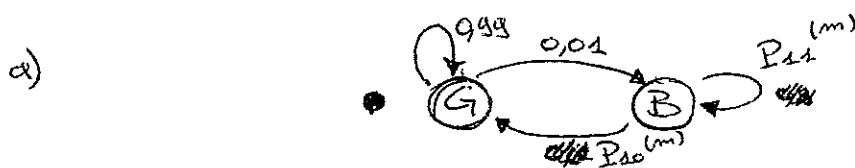
$$m_1 = m_2 = m_3 = 3$$

$$m_4 = 1$$
$$M_4 = 1$$
[illegible]

\hookrightarrow la prob. di un pck sin emat $e^- = 1$ nella stato cattivo;
la prob. di un pck con emat $e^+ = 0$ " buono;

↳ il tempo di ROUND-TRIP-TIME è $m = 2$ slot
(pacchetto arriva e verrà ritrasmesso al tempo $t+m$)

b) " " " " " " " " " " soggetto ad errori
indipendenti con prob. $0,1$;



$$P[\text{pck error} | A] = 0; \quad P[\text{pck error} | B] = 1$$

↳ il processo è semi-Markoviano \Rightarrow certe ~~transizioni~~ ^{transizioni} transizioni in un passo mentre altre in m ;

metric: m^v success $\left\{ \begin{array}{l} 1; \text{ in } G \\ 0; \text{ in } B \end{array} \right.$ $\left\{ \begin{array}{l} \text{tempo} \\ 1; \text{ in } G \\ m; \text{ in } B \end{array} \right.$

$$\Rightarrow \left[n^{\text{successi per slot}} \right] = \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{R(t)}{t} = \frac{\sum_i (\pi_i \cdot R_i)}{\sum_i (\pi_i \cdot T_i)}$$

$$\pi_0 = \frac{P_{10}^{(m)}}{P_{10}^{(m)} + P_{01}} ; \pi_1 = \frac{P_{01}}{P_{10}^{(m)} + P_{01}}$$

$$\Rightarrow \left[\begin{smallmatrix} m \\ \text{mecc. per} \\ \text{slot} \end{smallmatrix} \right] = \frac{\pi_0 \cdot 1 + \pi_1 \cdot 0}{\pi_0 \cdot 1 + \pi_1 \cdot m} = \left(\frac{\pi_0}{\pi_0 + m \cdot \pi_1} \right) = \frac{P_{10}^{(m)}}{P_{10}^{(m)} + m \cdot P_{01}} \quad (\text{THROUGHPUT})$$

$$\begin{cases} \pi_0 = P_{00} \cdot \pi_0 + P_{10}^{(m)} \cdot \pi_1 \\ \pi_1 = P_{01} \cdot \pi_0 + P_{11}^{(m)} \cdot \pi_1 \\ \pi_0 + \pi_1 = 1 \end{cases}$$

(il feedback è perfetto
ma in ANDATA ho comunque
errori MARKOVIANI)

$$\Rightarrow P = \begin{pmatrix} P_{00} & P_{01} \\ P_{10} & P_{11} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,99 & 0,01 \\ 0,1 & 0,9 \end{pmatrix} \quad m=2$$

$$P^m = \begin{pmatrix} P_{00}^{(m)} & P_{01}^{(m)} \\ P_{10}^{(m)} & P_{11}^{(m)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0,99 \cdot 0,99 + 0,01 \cdot 0,1 & 0,99 \cdot 0,01 + 0,01 \cdot 0,9 \\ 0,9 \cdot 0,1 + 0,1 \cdot 0,99 & 0,9 \cdot 0,9 + 0,1 \cdot 0,01 \end{pmatrix}$$

$$\Rightarrow \text{la matrice che mi interessa: } P' = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0,9999 & 0,081 + 0,001 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0,9999 & 0,082 \end{pmatrix}$$

$$\text{THR} = \left[0,9999 / (0,9999 + 2 \cdot 0,01) \right] = 0,833$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{se gli errori sono i.i.d.: } E = \text{prob. di errore sul canale} \\ C = \begin{pmatrix} 1-E & E \\ 1-E & E \end{pmatrix} = C^m \\ \Downarrow \\ \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{R(t)}{t} = \frac{1-E}{1-E+m \cdot E} = \text{THR} \quad (\text{con errori indipendenti sul canale di andata}) \end{array} \right.$$

→ ERRORI i.i.d. SUL CANALE DI ANDATA (feedback perfetto)

→ ERRORI MARKOVIANI in ANDATA e RITORNO

$$C^R = \begin{pmatrix} P_{00} & P_{01} \\ P_{10} & P_{11} \end{pmatrix} \quad \text{metricka: } \begin{cases} R=1 & \text{per } \infty \\ R=0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

$$\begin{matrix} & 00 & 01 & 10 & 11 \\ 00 & P_{00}P_{00} & P_{00}P_{01} & P_{01}P_{00} & P_{01}P_{01} \end{matrix}$$

$$01 \quad P_{00}^{(m)}P_{01}^{(m)} \quad P_{00}^{(m)}P_{11}^{(m)}$$

$$10$$

$$11$$

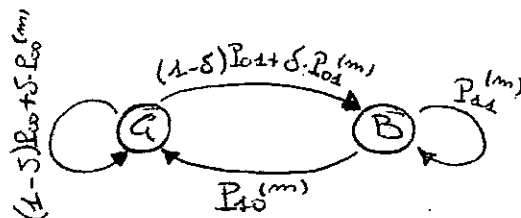
$$\begin{cases} T=1 & \text{per } \infty \\ T=m & \text{altrimenti} \end{cases}$$

$$THR(\text{MARK andata e ritorno}) = \lim_{t \rightarrow \infty} R(t) = \frac{\pi_{00}}{\pi_{00} \cdot 1 + m \cdot (1 - \pi_{00})}$$

→ ERRORI MARKOVIANI in ANDATA e i.i.d. in RITORNO

sia $\delta = \text{prob. di errore}$

| | | | | |
|----|--------------------------|-----------------------------|--------------------------|-----------------------------|
| | 00 | 01 | 10 | 11 |
| 00 | $P_{00}(1-\delta)$ | $P_{00} \cdot \delta$ | $P_{01}(1-\delta)$ | $P_{01} \cdot \delta$ |
| 01 | $P_{00}^{(m)}(1-\delta)$ | $P_{00}^{(m)} \cdot \delta$ | $P_{01}^{(m)}(1-\delta)$ | $P_{01}^{(m)} \cdot \delta$ |
| 10 | $P_{10}^{(m)}(1-\delta)$ | $P_{10}^{(m)} \cdot \delta$ | $P_{11}^{(m)}(1-\delta)$ | $P_{11}^{(m)} \cdot \delta$ |
| 11 | $P_{10}^{(m)}(1-\delta)$ | " | " | " |



⇒ sono in G: con prob. $(1-\delta)$; guad. = 1; tempo = 1

con prob. δ ; guad. = 0; tempo = m

$$R_G = (1-\delta); T_G = (1-\delta + m \cdot \delta)$$

⇒ sono in B: guadagno = 0; tempo = m

$$R_B = 0; T_B = m$$

$$THR(\text{MARK. andata - i.i.d. RITORNO}) = \frac{\sum \pi_i R_i}{\sum \pi_i T_i} = \frac{\pi_G (1-\delta)}{\pi_G (1-\delta + m \delta) + \pi_B \cdot m}$$

$$= \left\{ \frac{P_{10}^{(m)} \cdot (1-\delta)}{P_{10}^{(m)} \cdot (1-\delta + m \delta) + m[(1-\delta)P_{01} + \delta P_{01}^{(m)}]} \right\}$$

→ ERRORI i.i.d. ANDATA e RITORNO

$$THR(\text{i.i.d. andata - ritorno}) = \frac{(1-E) \cdot (1-\delta)}{(1-\delta) \cdot (1-E) + m \cdot (1 - (1-\delta)(1-E))}$$

~~ERRORI i.i.d. ANDATA e feedback PERFETTO~~

equivalente ad un canale con errori i.i.d. in andata con:

$$E' = 1 - (1-E) \cdot (1-\delta); \text{ e feedback perfetto}$$

b) in questo caso: MARK. andata - i. i. d. ritorno

$$\text{THR} = \frac{0,099 \cdot (1-0,2)}{0,099(1-0,1+0,2) + 2 \cdot ((1-0,1) \cdot 0,01 + 0,1 \cdot 0,108)} \left[\begin{array}{l} \text{prob. di errore} = 0,1 \\ \text{ } \end{array} \right]$$

E2 - 02-09-2005

⑥^x FABBRICA con 2 MACCHINE UGUALI;

↳ si alternano periodi di funz. e guasto con decadenza esponenziale
 con media: $\frac{1}{\lambda} = 8$ GIORNI (FUNZIONAMENTO)
 $\frac{1}{\beta} = 1/4$ (ROTURA)

↳ MACCHINE indipendenti; PRODUZIONE $\Rightarrow 12$ pezzi/sec
(se funzionante)

a) - Max. di tempo in cui la prod. è ferma;
- durata media di un intervallo di tempo durante il quale la produzione è ferma;

$$\begin{cases} P[1 \text{ машин. в форме}] = \frac{1/\beta}{1/\beta + 1/\alpha} = \frac{2}{10} = \frac{2}{10} \\ P[2 \text{ машин. в форме}] = P[\text{PROD. FERMA}] \Rightarrow \text{сумма независимости} \\ \rightarrow P[G_1] \cdot P[G_2] = \frac{1}{4/100} = 2 \frac{1}{25} \end{cases}$$

→ T_g = tempo in cui entrambe le macchine sono giuste

↳ i tempi di rottura sono esponenziali e uguali per entrambe le macchine; \Rightarrow esponenziale CON PARAMETRO DOPIO; (o in genere la somma dei due)

$E[T_g] =$ ~~$E[T_g] = \frac{1}{\lambda_1 + \lambda_2}$~~

$$E[T_8] = \frac{1}{\beta + \beta} = \frac{1}{2\beta} = 1 = \left(\frac{1}{4 \cdot 2 \cdot 2} \right)$$

$\Rightarrow T_1 =$ ~~una~~ tempo in cui funz. senza la macchina

$$E[T_1] = \frac{1}{\alpha + \beta} = \frac{1}{\left(\frac{1}{8} + \frac{1}{2}\right)} = \frac{8}{5}$$

$$\alpha = \frac{1}{8} ; \beta = \frac{1}{2}$$

N. B.

Il tempo T in cui si rompe una macchina è una v.a. esponenziale con parametro $\lambda = 12$ pezzi/ora

$\lambda = [1 \text{ macchin. funz.}] + 2 \cdot \lambda_1 [2 \text{ macchin. guaste}] =$

$$\Rightarrow P[1 \text{ MACCH. FUNZ.}] = \frac{\frac{1}{\alpha+\beta}}{\frac{1/2\alpha}{2 \text{ FUNZ.}} + \frac{1/2\beta}{2 \text{ GUASTE}} + \frac{1/\alpha+\beta}{1 \text{ FUNZ.} - 1 \text{ GUASTA}}}$$

$$= \frac{8/5}{4 + 1 + 8/5} = \frac{8}{8} \cdot \frac{5}{33} = \frac{8}{33}$$

$$\Rightarrow P[2 \text{ MACCH. FUNZ.}] = \frac{1/2\alpha}{1/2\alpha + 1/2\beta + 1/\alpha+\beta} = \frac{4}{4 + 1 + 8/5} = \frac{4 \cdot 5}{33} = \frac{20}{33}$$

$$b) \left[\mu^{\circ} \text{ MEDIO pezzi in } 1 \text{ ora} \right] = 12 \cdot \frac{8}{33} + 24 \cdot \frac{20}{33} = \frac{96}{33} + \frac{480}{33} = 17,45 \left[\frac{\text{pezzi}}{\text{ora}} \right]$$

$$\lambda = \mu_{\text{guasti}} = 12 \text{ pezzi/ora}$$

$$c) \left[\mu^{\circ} \text{ MEDIO pezzi in } 1 \text{ ora} \right] = 12 \cdot \frac{8}{33} + 30 \cdot \frac{20}{33} = \frac{96}{33} + \frac{600}{33} = 21,09 \left[\frac{\text{pezzi}}{\text{ora}} \right]$$

$$\lambda_1 = 12 \frac{\text{pezzi}}{\text{ora}} ; \lambda_2 = 30 \frac{\text{pezzi}}{\text{ora}}$$

ALTRE DOMANDE: dato un T fissato

$$\rightarrow P[T_g > T] = 1 - (1 - e^{-2\beta T}) = e^{-2\beta T}$$

$$\rightarrow P[T_1 > T] = e^{-(\alpha+\beta)T}$$

\rightarrow dato che una macchina è rotta e l'altra funziona si vuole la prob. che quella ~~rotta~~ funz. si ~~rompa~~ rompa prima che l'altra venga agg.;

$T_a =$ tempo agg. $T_r =$ tempo rottura di quella funz.

$$P[T_r < T_a] = \int_0^{\infty} P[T_a > T_r | T_r = t] \cdot P[T_r = t] dT_r =$$

$$= \int_0^{\infty} \underbrace{P[T_a > t]}_{\text{cioè il tempo da la macch. sta guasta} < t} dF_{T_r} = \int_0^{\infty} \underbrace{e^{-\beta t}}_{\text{cioè la dist. di prob. del tempo di funz. della macch. funz.}} \cdot \underbrace{\alpha \cdot e^{-\alpha t}}_{\text{cioè la dist. di prob. del tempo di funz. della macch. funz.}} dt = \int_0^{\infty} \alpha \cdot e^{-(\alpha+\beta)t} dt =$$

$$= (\alpha/\alpha+\beta) \cdot \underbrace{\int_0^{\infty} (\alpha+\beta) \cdot e^{-(\alpha+\beta)t} dt}_1 = \left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta} \right)$$

E2 - 19-06-2006

⑦^x NODO di RETE

1 Gbps \rightarrow indir. NORMALI ; $\left[\text{tempo funz. normale} \right] \sim \mathcal{E}(\mu)$; $\frac{1}{\mu} = 99T$

250 Mbps \rightarrow stato di allarme $\Rightarrow \left[\text{tempo stato di allarme} \right] = T \text{ (media)}$

\rightarrow dopo T in allarme \Rightarrow riparazione istantanea; \Rightarrow funz. normale

$$a) \left[\text{freq. del tempo che il nodo passa in stato di allarme} \right] = \frac{T}{99T+T} = \frac{1}{100} = P[\text{stato di allarme}]$$

$$\hookrightarrow \left[\text{traffico medio smaltito} \right] = 1 \text{ Gbps} \cdot \frac{99}{100} + 250 \text{ Mbps} \cdot \frac{1}{100}$$

\parallel (code sempre piene \Rightarrow sempre pieni da TX)

$$= 992500 \text{ bps} = 992,5 \text{ Mbps}$$

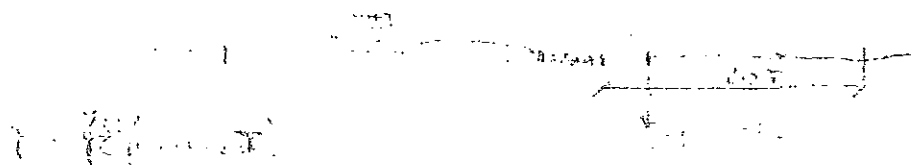
b) \hookrightarrow ogni volta in allarme il nodo smette di funz. dopo un tempo esp. in media $2T \Rightarrow$ a meno che non venga riparato \Rightarrow in un tempo T (medio);

\hookrightarrow se smette di funz. deve essere sost. e questo richiede $20T$ (medio) \Rightarrow NO TRAFFICO

\rightarrow tempo medio fra 2 sost. successive;

\rightarrow perc. di tempo durante il quale il nodo non funziona;

\rightarrow THR del sistema;



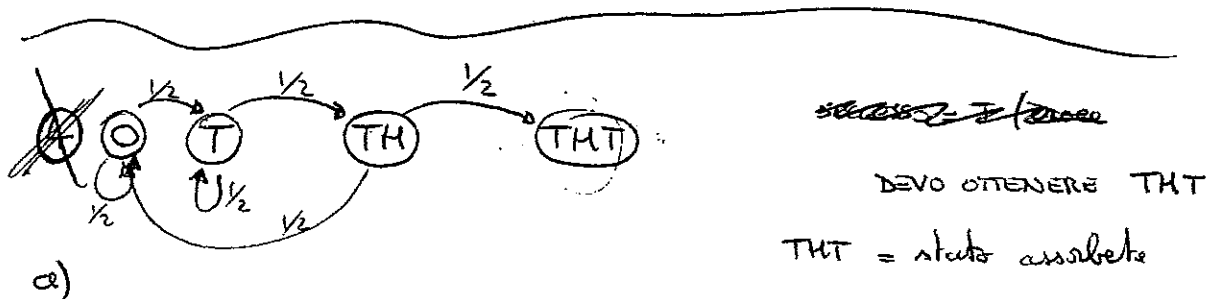
$[2T \dots]$

$2T$

$\Rightarrow T_a = \text{tempo against the whole machine not}$

Ta = "rottura" " " "luminosa"

$$\begin{aligned} P[T_N < T_A] &= \int_0^{\infty} P[T_A > T_N | T_N = t] \cdot P[T_N = t] dt = \\ &= \int_0^{\infty} P[T_A > t] dF_N = \int_0^{\infty} e^{-\beta t} \cdot \alpha \cdot e^{-\alpha t} dt = \\ &= \int_0^{\infty} \alpha \cdot e^{-(\alpha+\beta)t} dt = \left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta} \right) \cdot \underbrace{\int_0^{\infty} (\alpha+\beta) \cdot e^{-(\alpha+\beta)t} dt}_1 = \left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta} \right) = \frac{1}{10} \end{aligned}$$



\Rightarrow tempo medio de per arribar a THT \Rightarrow tempo para chegar a THT

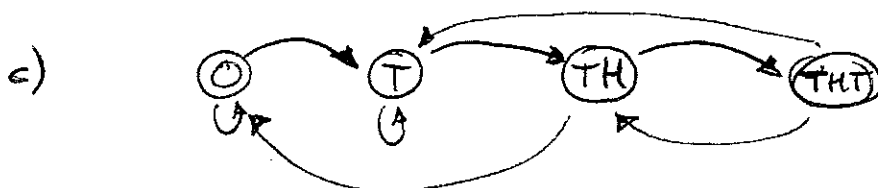
$$\left\{ \begin{array}{l} V_0 = 1 + \frac{1}{2} V_0 + \frac{1}{2} V_T \\ V_T = 1 + \frac{1}{2} V_T + \frac{1}{2} V_{TH} \\ V_{TH} = 1 + \frac{1}{2} V_0 \end{array} \right. \Rightarrow \text{RISOLVO} \Rightarrow \boxed{V_0 = 10}$$



$$\begin{cases} V_O = 1 + \frac{1}{2} V_O + \frac{1}{2} V_T \\ V_T = 1 + \frac{1}{2} V_T \end{cases}$$

$\hookrightarrow V_T = 2; V_o = 4$

(offene Intervalle der reellen Zahlenlinie bzgl. Topologie geben
die 0 a T a die T a $T_H \Rightarrow$ SOMMO)



LANCIO
RIPETUTAMENTE

NON TI
DI LANCIA

$$\Rightarrow R(N) \rightarrow (\pi_{TH} - \pi_{THT}) \cdot \underset{\substack{\downarrow \\ \text{VISITE}}}{N}$$

→ σ: RISOLVO le CATENE

→ σ: cerco la prob. che COMINCI una certa COMBINAZIONE:

$$\Rightarrow \text{lucci indipendenti: } \pi_{THT} = \frac{1}{8}; \pi_{TH} = \frac{1}{4}$$

$$\hookrightarrow R(N) \rightarrow \frac{N}{8} \Rightarrow \lim_{N \rightarrow \infty} R(N) = \infty$$

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{R(N)}{N} = \frac{1}{8}$$

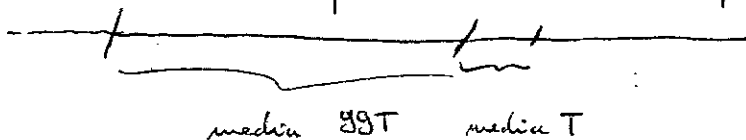


NODO di rete: essere. E2 - 19-06-2006



1 Gps

250 Mbps

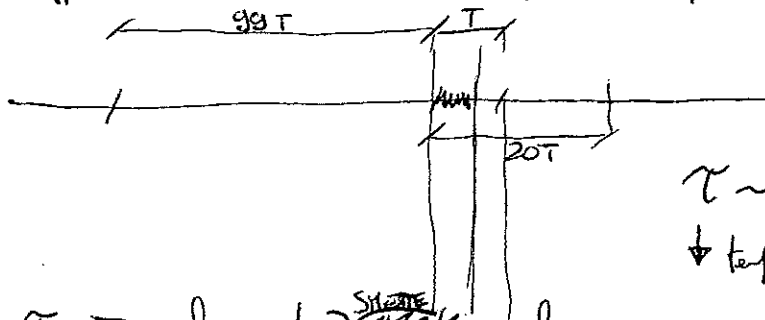


a) ~~tempo~~ prob. del tempo che si passa nello stato di attesa:

$$\frac{T}{(99+1)T} = \frac{1}{100}$$

↳ traffico medio risultato: $0,99 \cdot 1 + 0,01 \cdot 0,25 = 0,9925 \text{ Gbps}$

b)



$$\tau \sim \mathcal{E}(\text{media } 2T)$$

↓ tempo dopo il quale non
FORTE. PIU'

⇒ se $\tau < T$ il nodo ~~si ferma~~ a fine.

⇒ se $\tau \geq T$ il nodo riparte a fine. al tempo $T \Rightarrow$

(faint handwritten notes)

$$\Rightarrow P[\tau < T] = 1 - e^{-\frac{1}{2}}$$

$$\Rightarrow (1 - e^{-\frac{1}{2}}) \cdot \left(99T + \frac{\int_0^T e^{-\tau/2} d\tau}{1 - e^{-\frac{1}{2}}} + 20T \right) + \left(e^{-\frac{1}{2}} \cdot 100T \right)$$

$$E[\tau] = \int_0^{+\infty} P[\tau > a] da = \int_0^T e^{-a/2} da$$

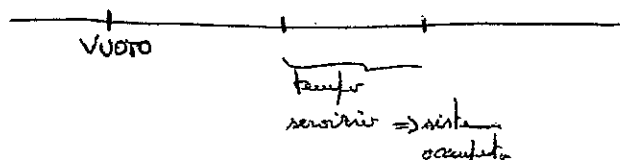
~~1~~ Mbps; $\lambda = 500$ pck/sec. $L = 1000$ bit



E2 - 14 luglio 2006

$\frac{1}{\lambda} \rightarrow$ temp. medio per avere il 1° arrivo

a) throughput:



$$E[T_{vuoto}] = \frac{1}{500} = 2 \text{ ms}$$

$$E[T_{occ.}] = 1 \text{ ms} \cdot \frac{\text{temp. medio di occup. determin.}}{\text{il THROUGHPUT}} \Rightarrow \frac{1 \text{ ms}}{(1+2) \text{ ms}} = \frac{T_{occ.}}{T_{tot.}} = \frac{1}{3}$$

$$\hookrightarrow THR = \frac{1}{3} \cdot 1 \text{ Mbps} = 333,33 \text{ kbps}$$

b) tempo di accesso:

$$P[\text{accesso immediato}] = \frac{2}{3}$$

$$P[\text{accesso al } K\text{-esimo tentativo}] = \left(\frac{1}{3}\right)^{K-1} \cdot \left(\frac{2}{3}\right), K \geq 1$$

$$E[n^{\circ} \text{ medio di tentativi}] = \frac{3}{2}$$

$$\Rightarrow \text{tempo medio di accesso} = \left[\begin{array}{c} \text{tempo medio di} \\ \text{un tent.} \\ \text{ad un altro} \end{array} \right] \cdot \left[n^{\circ} \text{ medio di tentativi} - 1 \right]$$

$$= \frac{100}{\lambda} \cdot \left(\frac{3}{2} - 1 \right) = \frac{50}{\lambda} = 0,1 \text{ sec.}$$

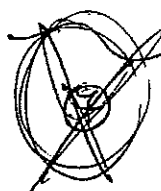
c) GUADAGNO :

$TX = +1$ UNITÀ DI GUADAGNO

FALLIMENTO = $-0,2$ UNITÀ DI GUADAGNO
sull'accesso

$$\left. \begin{aligned} P[\text{accettato}] &= \frac{2}{3} \\ P[\text{rifiutato}] &= \frac{1}{3} \end{aligned} \right\} \text{vedi sistema VUOTO - OCCUPATO}$$

$$(\text{GUAD. TOT. del sistema}) = \lambda \cdot \left(\frac{2}{3} \cdot 1 - \frac{1}{3} \cdot 0,2 \right) = 300 \left(\frac{\text{unità di guad.}}{\text{sec.}} \right)$$



* E3: 14 Luglio/06

\Rightarrow CODA M/G/∞

a) $(n^{\circ} \text{ utenti in sala alla chiusura}) \sim P(\lambda)$

→ CALCOLATO con le FORMULE

$$\frac{1}{\mu} = \frac{10 \left(\frac{\text{sec}}{\text{h}} \right)}{25} \cdot 25 \text{ utenti}$$

$$\stackrel{!}{=} 25/6$$

$\mu = \frac{1}{t_f}$ medio di permanenza

$$P[\text{sala vuota alla chiusura}] = e^{-25/6} = 0,0155$$

ASINTOTICA

→ ~~to~~ È LA STESSA dopo un certo tempo

E2 - 14-07-2006

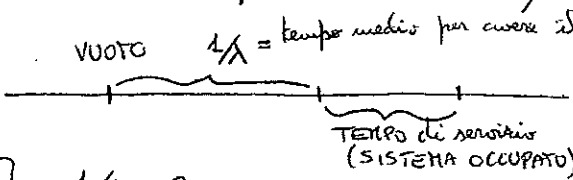
⑧ ES2 LINK : 1 Mbps ; condiviso da clienti che producono

traffico in COLLETTIVAMENTE a un processo di Poisson di $\lambda = 500 \frac{\text{pk}}{\text{se}}$

$L = 1000$ bit (costante) ; PROTOCOLLO CSMA ideale

- \Rightarrow cioè :
- pk generato a canale libero ha accesso immediato ;
 - pk che trova il canale occupato se ne prova la TX dopo un tempo $\sim \mathcal{E}(\cdot)$ a media $100/\lambda$
 - \hookrightarrow se ancora occupato si riprova a tempi casuali finché non si trova il canale libero ;

\Rightarrow TRAFFICO TOTALE (nuovi ~~pk~~ ritrasmissioni) $\sim \mathcal{P}(\lambda)$

a) TH R : 

$$E[T_{\text{vuoto}}] = 1/\lambda = 2 \text{ ms}$$

$$E[T_{\text{occup.}}] = \frac{L}{C} = 1 \text{ ms}$$

$$\Rightarrow \text{THR} = \frac{1}{3} \cdot 1 \text{ Mbps} = 333.3 \text{ Kbps}$$

$$\Rightarrow \left[\begin{array}{l} \% \text{ tempo che} \\ \text{il sistema resta} \\ \text{occupato} \end{array} \right] = \frac{E[T_{\text{occ.}}]}{E[T_{\text{occ.}}] + E[T_{\text{vuoto}}]} = \frac{1}{3} = P[\text{sist. occup.}]$$

b) ritardo medio di accesso da quando un pck è generato a quando riesce ad accedere al canale;

$$\left[\begin{array}{c} \% \text{ tempo sistema} \\ \text{vuoto} \end{array} \right] = \frac{E[T_{\text{vuoto}}]}{E[T_{\text{vuoto}}] + E[T_{\text{acc.}}]} = \frac{2}{3} = \frac{P[\text{accesso immediato}]}{P[\text{sistema vuoto}]}$$

$$P[\text{accesso al } K\text{-esimo tentativo}] = \left(1 - \frac{2}{3}\right)^{K-1} \cdot \left(\frac{2}{3}\right) ; K \geq 1 ; p = \frac{2}{3}$$

↓

dalla teoria sulla v.a. $\Rightarrow \left[\begin{array}{c} n^{\circ} \text{ medio di} \\ \text{tentativi} \end{array} \right] = \frac{1}{p} = \frac{3}{2}$

$$\Rightarrow \left[\begin{array}{c} \text{tempo medio di} \\ \text{accesso} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{c} \text{tempo medio tra un} \\ \text{tent. ed un altro} \end{array} \right] \cdot \left[\begin{array}{c} n^{\circ} \text{ medio di} \\ \text{tent.} - 1 \end{array} \right] = \frac{100}{\lambda} \cdot \left(\frac{3}{2} - 1 \right) = \frac{50}{\lambda}$$

all'ultimo lo
riprova TX

(se l'Accesso ...)

IMMEDIATO \Rightarrow

$$\left[\begin{array}{c} \text{tempo medio di} \\ \text{accesso} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{c} \text{tempo medio di} \\ \text{accesso} \end{array} \right] + \left[\begin{array}{c} \text{tempo medio di} \\ \text{accesso} \end{array} \right] + \left[\begin{array}{c} \text{tempo medio di} \\ \text{accesso} \end{array} \right] + \dots$$

c) se TX ha guadagno 1 e ogni tent. fallito (pck generato in canale occupato) costo 0,2

↳ guad. totale del sistema (in unità al secondo);

$$P[\text{accettato}] = P[\text{sist. vuoto}] = \frac{2}{3}$$

$$P[\text{rifiutato}] = P[\text{sist. occup.}] = \frac{1}{3}$$

$$\left[\begin{array}{c} \text{GUAD. TOTALE} \end{array} \right] = \lambda \cdot \left(\frac{2}{3} \cdot 1 - \frac{1}{3} \cdot 0,2 \right) = 300 \left[\frac{\text{unità}}{\text{sec}} \right]$$

$$= \lambda \cdot (P[\text{accett.}] \cdot G + P[\text{rifiut.}] \cdot C) =$$



- 9) ^{B.3} **NEGOZIO**: aperture e chiusure si alternano con durata esponenziale e media $d = 12$ ore;
 ↳ tempi di ap. e chius. indipendenti e non dip. dal giorno e dall'ora;
 ↳ aperto da molti anni;

a) prob. che un cliente al tempo t trovi chiuso;

$$P[\text{aperto}] = \frac{1/d}{1/d + 1/d} = \frac{1}{2} = P[\text{chiuso}]$$

$$[\% \text{ tempo aperto}] = [\% \text{ tempo chiuso}]$$

b) clienti arrivano con un processo di Poisson con $\lambda = 10$ clienti/ora dalle 8 alle 20 e $\lambda' = 2$ clienti/ora dalle 20 alle 8;

\Rightarrow [n° medio di clienti che trovano il negozio chiuso in 24 ore] ; sia $X(t)$ v.a. di Poiss - che conta il n° di arrivi/clienti

N_1 = n° clienti che trovano chiuso dalle 8 alle 20;

$$P(k) = E[N_1] = \sum_{k=0}^{+\infty} E[N_1 | X(t)=k] \cdot P[X(t)=k] =$$

$$= \sum_{k=0}^{+\infty} E[\mathbb{1}_{\{\text{utente } n \text{ trova chiuso}\}}] \cdot P[X(t)=k] =$$

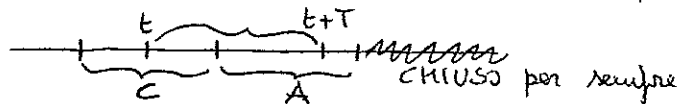
$$= \sum_{k=0}^{+\infty} \frac{k}{2} \cdot P[X(t)=k] = \frac{1}{2} \cdot [\text{n° medio di arrivi nell'intervallo } [8; 20]]$$

$$= \frac{1}{2} \cdot \lambda_1 \cdot \Delta t = \frac{1}{2} \cdot 10 \cdot 12 = 60 [\text{clienti}]$$

$$\Rightarrow [\text{in TOTALE il n° di clienti che trova chiuso in 24 ore}] = (60 + 12) \frac{\text{clienti}}{\text{ore}} = 72 [\text{clienti}] \quad \left\{ \begin{array}{l} \frac{1}{2} \cdot 2 \cdot 12 = 12 [\text{clienti}] \end{array} \right.$$

(INTERVALLI indep. - arrivi indep. \Rightarrow ARRIVI $\cdot P[\text{aperto o chiuso}]$)

c) al tempo t un cliente trova chiuso; sua prossima apertura è l'ultima; se il cliente torna dopo T , prob. che trovi aperto;



$P[\text{al tempo } (t+T) \text{ non aperto} | t \text{ è chiuso}] \Rightarrow$ considero le aperture e le chiusure come un processo di arrivi di eventi con: i tempi di interarrivo $\sim \mathcal{E}(-)$ e media $d = 12$ ore \Rightarrow è un processo di Poisson con $\lambda = \frac{1}{12} [\frac{\text{eventi}}{\text{ora}}]$

PARAMETRO $= \mu = \frac{1}{12}$

$$\Rightarrow P[\text{aperto a } (t+T) \mid \text{chiuso a } t] = P[1 \text{ evento A.C. in un tempo } T] =$$

$$= (\lambda T)^k \cdot \frac{e^{-\lambda T}}{k!}; \text{ con } k=1$$

$$= (\lambda T \cdot e^{-\lambda T})$$

d) a le cond. del punto precedente; il cliente ha una sola possibilità di tornare; calcolare la scelta migliore di T cioè quella che massimizza la prob. di trovare aperto;

$$\frac{d}{dT} (\lambda T \cdot e^{-\lambda T}) = \cancel{\lambda \cdot e^{-\lambda T}} + \cancel{\lambda T (-\lambda) \cdot e^{-\lambda T}} = 0$$
~~$$\lambda T^2 \cdot e^{-\lambda T} = 0$$~~

$$\Rightarrow \lambda T = 1 \Rightarrow T = 1/\lambda = 1/2 = 12 [\text{ore}]$$

E.S.L. E2 - 17-06-2005

10) SUPERMERCATO: arrivano clienti con un processo di Poisson
con $\lambda = 10$ [clienti/ora]
L'orario: 8 → 20

a) prob. che dalle 8 alle 9 arrivi un solo cliente;
n° medio totale di clienti arrivati fra le 8 e le 9,

$$\rightarrow P[1 \text{ solo cliente dalle 8 alle 9}] = P[1 \text{ arrivo in 1 ora}] =$$

$$= (\lambda \cdot \Delta t)^k \cdot \frac{e^{-\lambda \cdot \Delta t}}{k!} = (\lambda \cdot e^{-\lambda}) ; \Delta t = 1 [\text{ora}], k=1 [\text{cliente}]$$

$$\rightarrow [\text{n° medio di clienti in 1 ora}] = \lambda \cdot \Delta t = \lambda \cdot 1 = 10 [\text{clienti}]$$

se so che

b) dalle 8 alle 12 arrivano 50 clienti; calcolare
la prob. che dalle 8 alle 9 ne siano arrivati 10 e
che dalle 8 alle 14 ne siano arrivati 60;

$$\rightarrow P[8-9 \text{ 10 clienti} \mid 8-12 \text{ 50 clienti}] = \binom{50}{10} \cdot \left(\frac{1}{12}\right)^{10} \cdot \left(1 - \frac{1}{12}\right)^{(50-10)}$$

$$p = [\text{prob. intervallo}] = \frac{1}{12}$$

→ gli arrivi sono indipendenti:

$$P[8-14 \text{ 60 clienti} \mid 8-12 \text{ 50 clienti}] = P[12-14 \text{ 10 clienti}] =$$

$$= \frac{(\lambda \Delta t')^k \cdot e^{-\lambda \Delta t'}}{k!} \Rightarrow \text{con } k=10 \text{ [clienti]}$$

$$\Delta t' = 2 [\text{se}]$$

$$= \frac{(2\lambda)^{10} \cdot e^{-2\lambda}}{10!}$$

⇒ (⊗) se l'intervallo scelto è "DENTRO" quello della condizione si fa con una: $\underbrace{\binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}}_{\text{BINOMIALE}}; n = \text{arrivi condiz.}$
 $k = \text{arrivi interv. scelto}$
 $p = \text{prob. interv. scelto} = \frac{\text{dim(interv.)}}{\text{dim(totale)}}$

⊗ se l'intervallo scelto "COMPRENDE" quello della condizione si spera la probabilità;

ALTRE DOMANDE: [~~il~~ ~~il~~ tempo speso] $\sim \mathcal{E}(\mu)$; media = 5 [min]
 nel supermercato

n° casse infinito
 ↓
 NO coda

[tempo passato alla cassa] $\sim U[0,5; 2,5]$

→ calcolare il ~~il~~ ~~il~~ n° medio di clienti usciti dal negozio tra le 8 e le 12

$E[\text{...}]$

$E[\text{...}] = 5 [\text{minuti}]$

[min] 4,5 = $E[\text{...}]$

E3 - 14-07-2006



11

MOSTRA: - arrivi di Poisson con $\lambda = 10$ [clienti/ora]
 - tempo t_p passato da ogni visitatore $\Rightarrow \sim U(20; 30)$
 - sala infinitamente grande \Rightarrow no coda;
 - orario di apertura 8-18;

a) $P[\text{PRIMA MEZZ'ORA arrivano meno di 3 visitatori}] =$

$$P[0, 1, 2 \text{ arrivi}] = \left(\text{sono indep.} \right) = \left[\frac{(\lambda \cdot \Delta t)^0 \cdot e^{-\lambda \Delta t}}{0!} + \frac{(\lambda \cdot \Delta t)^1 \cdot e^{-\lambda \Delta t}}{1!} + \frac{(\lambda \Delta t)^2 \cdot e^{-\lambda \Delta t}}{2!} \right]$$

$\Delta t = 30 \text{ min} = 0,5 \text{ ore}$ N.B. unità di MISURA COMPATIBILI con λ

b) ~~al tempo 8.15 ci sia un solo visitatore~~ ~~il tempo di servizio è uniforme tra 20 e 30 min~~ ~~il tempo di servizio è uniforme tra 20 e 30 min~~

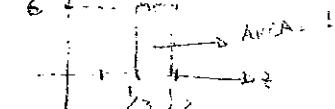
il tempo di servizio è uniforme tra 20 e 30 min \Rightarrow nei primi 15 minuti non può essere nessuno,

$$P[\text{di avere avuto un solo arrivo in 15 min.}] = \frac{(\lambda \Delta t')^1 \cdot e^{-\lambda \Delta t'}}{1!}$$

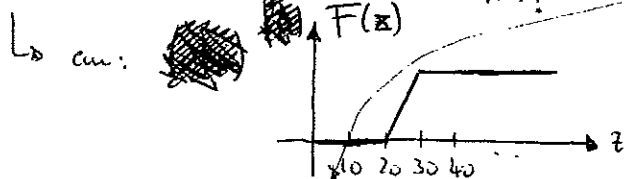
$\Delta t' = 15 \text{ min.} = 0,25 [\text{ora}]$

c) $P[\text{all'orario di chiusura la sala sia vuota}] \Rightarrow$ sia $X(t) = \text{n° di persone all'istante } t$

$$= P[X(t) = m] \Rightarrow P[X(18-8) = 0] = P[X(10) = 0] =$$



$$= \frac{(\lambda t_p)^m \cdot e^{-\lambda t_p}}{m!}$$



$$\Rightarrow (\lambda t_p) = \lambda \int_0^{40} [1 - G(z)] dz = \lambda \int_0^{40} \dots = \text{ORE!!}$$

$$= \lambda \int_0^{1/3} 1 dz + \lambda \int_{1/3}^{1/2} (3 - 6z) dz = \lambda z \Big|_0^{1/3} + \lambda \cdot \left(3z - 3z^2 \right) \Big|_{1/3}^{1/2}$$

= (PIÙ SEMPLICE con AREA GEOMETRICA)

$$= \lambda \cdot \left(1 \cdot \left(\frac{1}{3} \right) + \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{1}{2} - \frac{1}{3} \right) \right)$$

$$= \lambda \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{12} \right) = \frac{5 \cdot \lambda}{12}$$

$$= \lambda \left(\frac{1}{3} + \frac{1}{12} \right) = \frac{5 \cdot \lambda}{12}$$

E1-17-06-2005

Es. 1



12) MACCHINA: 3 COMPONENTI UGUALI

- ↳ COMPONENTI con funz. $\sim \mathcal{E}(\alpha)$; dopo si guasta;
 - ↳ la macchina funz. finché c'è almeno un comp. FONZ.;
 - ↳ si ferma quando l'ultimo funz. si guasta;
 - ↳ tempo di riparazione della macchina $\sim \mathcal{E}(\beta = 6\alpha) \Rightarrow$ ~~non dopo~~
 \hookrightarrow (SOLO se tutti sono rotti)
- TUTTI i componenti sono nuovi

a) ~~fratt.~~ funz. di tempo in cui la macchina, funz. con UNO, DUE e TRE componenti; e di quando la macchina si ferma;

~~media~~ ~~media~~ $T_F =$ tempo di FONZ. di un comp.

$$E[T_F] = \text{media} \quad 1/\alpha$$

$$T_{RM} = \text{tempo medio di riparazione della macchina}$$

$$= 1/\beta = 1/6\alpha$$

$$\left[\begin{array}{c} \text{MEDIA} \\ \text{tempo} \sqrt{1} \text{ comp.} \end{array} \right] = 1/\alpha$$

$$\left[\begin{array}{c} \text{MEDIA} \\ \text{tempo} \sqrt{2} \text{ comp.} \end{array} \right] = 1/2\alpha$$

$$\left[\begin{array}{c} \text{MEDIA} \\ \text{tempo} \sqrt{3} \text{ comp.} \end{array} \right] = 1/3\alpha$$

$$\left[\begin{array}{c} \text{MEDIA} \\ \text{tempo} \sqrt{\text{ferma}} \end{array} \right] = 1/\beta = 1/6\alpha$$

$$\left[\begin{array}{c} \% \text{ tempo ferma} \end{array} \right] = 1/12$$

$$P[0 \text{ comp.}] = P[\text{PROD. FERMA}]$$

$$\Rightarrow \left[\begin{array}{c} \% \text{ tempo 1 comp.} \\ P[1 \text{ comp.}] \end{array} \right] = \frac{1/\alpha}{1/\alpha + 1/2\alpha + 1/3\alpha + 1/6\alpha}$$

$$= \frac{6}{12} = 1/2$$

$$\left[\begin{array}{c} \% \text{ tempo 2 comp.} \\ P[2 \text{ comp.}] \end{array} \right] = \frac{1}{3/12} = 1/4$$

$$\left[\begin{array}{c} \% \text{ tempo 3 comp.} \\ P[3 \text{ comp.}] \end{array} \right] = \frac{1}{2/12} = 1/6$$

b) prod. media di pezzi all'ora n : $\left. \begin{array}{l} \lambda_{1c} = 5 \\ \lambda_{2c} = 12 \\ \lambda_{3c} = 20 \end{array} \right\} \left[\frac{\text{pezzi}}{\text{ora}} \right]$

$$\left[\begin{array}{c} n^{\circ} \text{ MEDIA di pezzi} \\ \text{(all'ora)} \end{array} \right] = \lambda_{1c} \cdot P[1 \text{ comp.}] + \lambda_{2c} \cdot P[2 \text{ comp.}] + \lambda_{3c} \cdot P[3 \text{ comp.}]$$

$$= 5 \cdot 1/2 + 12 \cdot 1/4 + 20 \cdot 1/6 = \frac{5}{2} + 3 + \frac{10}{3}$$

$$= \frac{15 + 18 + 20}{6} = \frac{53}{6}$$

c) ripetute a e b con tempo di ripor. uniforme $\sim U[0; \frac{2}{\beta}]$;

$$T_{RK} = \text{tempo rip. media} ; E[T_{RK}] = \frac{2}{2\beta} = \frac{1}{\beta} = \frac{1}{64}$$

\Rightarrow STESSI VALORI;

E3 - 18-08-2006

(13) 50 SENSORI : DISTRIBUITI su un'area A secondo un processo di Poisson in 2 dimensioni, con tasso λ [sensori/unità di area];

\hookrightarrow SENSORI attivi per un tempo fissato e spenti per un tempo fissato;
 \hookrightarrow poi si riacende \Rightarrow ALTERNANZA acceso - spento

$$\hookrightarrow [\% \text{ tempo attivo}] = \text{DUTY CYCLE} \Rightarrow P[\text{attivo}] = 0,2$$

20% =

$\Rightarrow n^{\circ}$ nodi attivi CASUALE \Rightarrow NODI INDIPENDENTI;

\hookrightarrow interrogazione periodica dei sensori;

a) 50 sensori su un'area $A \Rightarrow \lambda = \left[\frac{\text{sensori}}{\text{unità di area}} \right] = \frac{50}{A}$

$$\Rightarrow \left[n^{\circ} \text{ medio di sensori che rispondono} \right] = m \cdot P[\text{attivo}] = 50 \cdot 0,2 = 10 \text{ [sensori]}$$

(tipo una binomiale: $m = n^{\circ}$ sensori ; $p = \text{prob. sensore attivo}$)

$$\Rightarrow P[X=k] = P[n^{\circ} \text{ sensori che risp. in } k] = \binom{m}{k} p^k (1-p)^{m-k}$$

\hookrightarrow in MEDIA : $\boxed{m_x = m \cdot p}$; $\sigma_x^2 = m \cdot p(1-p)$)

b) la staz. può interr. solo un'area pari ad $\alpha = A/2$

$$P[n^{\circ} \text{ medio di sensori che rispondono}] ; P[\text{non risponde nessuno}]$$

$$\rightarrow \left[n^{\circ} \text{ medio sensori in } \alpha = A/2 \right] = \lambda \cdot \text{area} = \frac{50}{A} \cdot \frac{A}{2} = 25 \text{ sensori}$$

\downarrow
 n° medio di sensori per unità di area

$$\left[n^{\circ} \text{ medio di sensori che rispondono} \right] = 25 \cdot 0,2 = 5 \text{ sensori}$$

→ BINOMIALE in $K=0$; $P[\text{attivo e nell'area giusta}] = 0,2 \cdot \frac{1}{2} = 0,1$

$$P[\text{nessuno risponde}] = \binom{25}{0} \cdot 0,1^0 \cdot (0,9)^{25}$$

SONO INDIPENDENTI



prob. di uno
RISP./NON RISP. per tutti
i sensori

$$= \frac{25!}{25!0!} \cdot 0,1 \cdot (0,9)^{25} \\ = (0,9)^{25} \neq$$

E2-18-09-2006

14) COMPONENTE ELETTRONICO

per un sistema viene ridondato installandone 2 COPIE in
ogni sistema e facendo funz. in parallelo;

↳ VITA COMP. $\sim \mathcal{E}(\alpha)$; media $= 1/\alpha = 66$ giorni

↳ 2 rotte \Rightarrow sost. tutto il sistema; $\frac{1}{\alpha} = 66$ giorni

↳ 1 rotte \Rightarrow un succ. nulla;

\Rightarrow sost. sistema = 1 GIORNO;

a) [tempo medio da quando inizia
a funz. a quando
uno dei due si guasta] =

$$= \left(\frac{1}{2\alpha} = 33 \text{ giorni} \right)$$

↳ [tempo medio in cui il
sist. funz. in un
solo componente] = $\frac{1}{\alpha} = 66$ giorni

b) da un istante t a cui; calcolare la media del
tempo di funz. ININTERROTTO del sistema;

[% tempo 1 COMP. FUNZ.] = $\frac{1/\alpha}{1/\alpha + 1/2\alpha + 1} = \frac{1/\alpha}{1/\alpha + 1/2\alpha + 1/66\alpha}$

$P[1 \text{ COMP. FUNZ.}] = \frac{1/\alpha}{1/\alpha + 1/2\alpha + 1/66\alpha} = \frac{1/\alpha}{66 + 33 + 1} = \frac{1}{100}$

[% tempo 2 COMP. FUNZ.] = $\frac{1/2\alpha}{1/\alpha + 1/2\alpha + 1/66\alpha} = \frac{33}{100} = P[2 \text{ COMP. FUNZ.}]$

$$\Rightarrow \left[\begin{array}{c} \text{tempo medio di} \\ \text{FUNZ. inint.} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{c} \text{tempo medio} \\ 1 \text{ comp.} \end{array} \right] \cdot P[1 \text{ comp.}] +$$

$$+ \left[\begin{array}{c} \text{tempo medio} \\ 2 \text{ comp.} \end{array} \right] \cdot P[2 \text{ comp.}] =$$

$$= \frac{66 \cdot 66}{100} + \frac{33 \cdot 33}{100} \cdot (66 + 33) \leftarrow \begin{array}{c} \frac{1}{2} \quad \frac{1}{2} \quad \frac{1}{2} \\ \uparrow \quad \uparrow \quad \uparrow \\ P_{2 \text{ comp.}} \quad P_{1 \text{ comp.}} \quad \text{1 giorno} \end{array}$$

↳ se cada nell'intervallo di 2 comp. devo considerare di "nuove" anche quello da 1 in seguito;

$$= \frac{3960 + 360 + 36}{100} + \frac{2700 + 270 + 27}{100} =$$

$$= \frac{4356 + 3267}{100} = \frac{7623}{100} = 76,23 \text{ [giorni]}$$

c) domanda a cui vita dei ~~componenti~~ sottosistemi sono V.A. indipendenti $M[...]$; media = 1/d

⇒ LA MEDIA È LA STESSA MA (non c'è il caso precedente dei tempi di riparazione) SI TRATTA DEI TEMPI DI VITA dei COMPONENTI ⇒ CAMBIANO LE PROBABILITÀ, (cambia il numeratore del calcolo delle %)

⇒ ESEMPIO 2 LAMPADINE: % tempo illuminat. di 1 lampadina

↳ VITA $\sim \mathcal{E}(2)$; media $1/2$

$$\left[\begin{array}{c} \% \text{ tempo} \\ \text{lampadina} \end{array} \right] = \frac{E[1 \text{ lamp.}]}{E[1 \text{ lamp.}] + E[2 \text{ lamp.}]} = \frac{1/2}{1/2 + 1/2} = \frac{1}{2}$$

2 LAMP. 1 LAMP. RINNOVAMENTO

↳ VITA $\sim M[0,1]$ ⇒ calcolo $E[\max(\sim)]$ ed $E[\min(\sim)]$

~~calcolo~~

$$\% = \left[\frac{1/3}{2/3} \right] = \left[\frac{1}{2} \right]$$

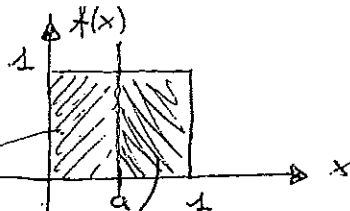
$$P[\min(a_1, a_2) > x] = P[a_1 > x] \cdot P[a_2 > x] = (1-x)^2 \quad ; \quad x \in (0,1)$$

$$E[\min(a_1, a_2)] = \int_0^1 (1-x^2) dx = \frac{1}{3} \Rightarrow \text{FUNZ. 2 LAMP.}$$

$$P[\max(a_1, a_2) \leq x] = P[a_1 \leq x] \cdot P[a_2 \leq x] = x^2 \quad ; \quad x \in (0,1)$$

$$E[\max(a_1, a_2)] = \int_0^1 (1-x^2) dx = \frac{2}{3} \Rightarrow \text{TEMPO TOTALE} \Leftarrow$$

\Rightarrow per una uniforme:



\Rightarrow con le aree:

$$P[a_1 > a] = (1-a) \cdot 1 = (b-a) = \text{area rettangolo}$$

$$P[a_1 \leq a] = (a-0) \cdot 1 = a$$

\Rightarrow c) Ho due uniformi di media $1/2$;

per una uniforme: MEDIA = $\frac{b-a}{2}$; si tratta di
note di COMPONENTI \Rightarrow l'estremo inferiore su cui = 0

$\Rightarrow b = 2 \cdot \text{MEDIA} + a = \frac{2}{2} + 0 = 1$

\hookrightarrow le due uniformi saranno: $U[0; 1]$

E3 - 18-06-2006



(15) DUE PROCESSI di POISSON indipendenti

$X_1(t), X_2(t)$; con $X_i(t)$ = n° arrivi del processo i
nell'intervallo $[0, t]$;

$\hookrightarrow \lambda_1 = \lambda_2 = 1,5$ arrivi
unità di tempo

a) $\rightarrow P[X_1(3) = 1 \mid X_1(3) + X_2(3) = 3] = \Rightarrow P[X_1(3) + X_2(3) = 3 \mid X_1(3) = 1]$

$$\frac{P[X_1(3) = 1; X_1(3) + X_2(3) = 3]}{P[X_1(3) + X_2(3) = 3]} = \frac{P[X_2(3) = 2] \cdot P[X_1(3) = 1]}{P[X_1(3) + X_2(3) = 3]}$$

$P[X_1(3) + X_2(3) = 3] \Rightarrow$ SOMMA PROCESSI di POISSON $P[X_1(3) + X_2(3) = 3] \neq$

$$= \frac{(3\lambda)^2 \cdot e^{-3\lambda}}{2!} \cdot \frac{(3\lambda)^1 \cdot e^{-3\lambda}}{1!}$$

PROC. DI POISSON
con: $\lambda = \sum \lambda_i$

$$= \frac{[3(\lambda_1 + \lambda_2)]^3 \cdot e^{-3(\lambda_1 + \lambda_2)}}{3!} = \frac{(4,5)^3 \cdot e^{-9} \cdot 3!}{(9)^3 \cdot e^{-9} \cdot 2!} = \frac{(4,5)^3 \cdot 3}{(9)^3}$$

$$\rightarrow P[X_1(3) + X_2(3) = 3 \mid X_1(3) = 1] = P[X_2(3) = 2]$$

$$= \frac{(2\lambda)^2 \cdot e^{-3\lambda}}{2!} = \frac{(4,5)^2 \cdot e^{-4,5}}{2}$$

$$b) \rightarrow P[X_1(2) = 1 \mid X_1(3) = 3] = \frac{P[X_1(3) = 3 \mid X_1(2) = 1] \cdot P[X_1(2) = 1]}{P[X_1(3) = 3]}$$

$$= \frac{P[X_1(\text{in } 2 \text{ int. di tempo}) = 2] \cdot \frac{(2\lambda)^1 \cdot e^{-2\lambda}}{1!}}{\frac{(3\lambda)^3 \cdot e^{-3\lambda}}{3!}}$$

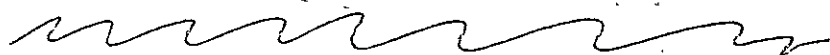
$$= \frac{\frac{(\lambda)^2 \cdot e^{-\lambda}}{2!} \cdot \frac{(2\lambda)^1 \cdot e^{-2\lambda}}{1!}}{\frac{(3\lambda)^3 \cdot e^{-3\lambda}}{3!}} = \frac{3!}{(3\lambda)^3 \cdot e^{-3\lambda}} \cdot \frac{(\lambda)^2 \cdot e^{-\lambda}}{2!} \cdot \frac{(2\lambda)^1 \cdot e^{-2\lambda}}{1!}$$

$$= \frac{\cancel{2} \lambda^2 \cdot \cancel{e^{-3\lambda}} \cdot \cancel{2} \cdot \cancel{2}}{\cancel{2} \cdot \cancel{2} \cdot \cancel{e^{-3\lambda}} \cdot \cancel{3} \lambda^3} = \boxed{\left(\frac{1}{3\lambda} \right)} = \boxed{\left(\frac{1}{4,5} \right)} = \boxed{\frac{2}{9}}$$

$$\rightarrow P[X_1(3) = 3 \mid X_1(2) = 1] = P[2 \text{ arrivi in } 2 \text{ unita di tempo}]$$

$$= \left(\frac{(2\lambda)^2 \cdot e^{-2\lambda}}{2!} \right) = \frac{2^2 \cdot e^{-3}}{2} = \boxed{\frac{2 \cdot e^{-3}}{1}} = \boxed{\frac{2 \cdot e^{-3}}{1}}$$

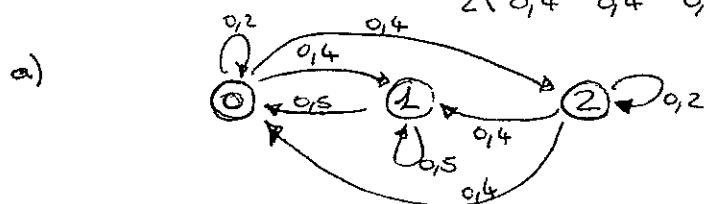
$P[A \cap B]$



14-07-2006

16) cdH X_n :

$$P = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 2 \\ 0,2 & 0,4 & 0,4 \\ 0,5 & 0,5 & 0 \\ 0,4 & 0,4 & 0,2 \end{pmatrix}$$



$$\rightarrow P[X_1 = m | X_0 = 0] = \begin{cases} m=0; & 0,2 \\ m=1; & 0,4 \\ m=2; & 0,4 \end{cases}$$

(1 PASSO)

$$\rightarrow P[X_2 = m | X_0 = 0] = \begin{cases} m=0; & 0,2 \cdot 0,2 + 0,4 \cdot 0,5 + 0,4 \cdot 0,4 \\ m=1; & 0,2 \cdot 0,4 + 0,4 \cdot 0,5 + 0,4 \cdot 0,2 \\ m=2; & 0,2 \cdot 0,4 + 0,4 \cdot 0 + 0,4 \cdot 0,2 \end{cases}$$

(2 PASSI)

=> FACCO i vari casi del diagramma

=> se ho TANTI STATI uso $P^{(n)} = P^n \Rightarrow P[X_n = m | X_0 = i] =$
 $= (\text{RIGA dello STATO } i) \cdot (\text{COLONNA STATO } m)$

$$\rightarrow P[X_{500} = m | X_0 = 0] = \begin{cases} m=0; \\ m=1; \\ m=2; \end{cases}$$

$$\begin{cases} \pi_0 = 0,2 \pi_0 + 0,5 \pi_1 + 0,4 \pi_2 \\ \pi_1 = 0,4 \pi_0 + 0,5 \pi_1 + 0,4 \pi_2 \\ \pi_2 = 0,4 \pi_0 + \text{---} + 0,2 \pi_2 \Rightarrow 0,8 \pi_2 = 0,4 \pi_0 \Rightarrow \pi_0 = 2 \cdot \pi_2 \\ \pi_0 + \pi_1 + \pi_2 = 1 \end{cases}$$

$$\pi_1 = 0,4 \pi_0 + 0,5 \pi_1 + 0,4 \cdot 0,5 \pi_0$$

$$0,5 \pi_1 = 0,6 \pi_0 \Rightarrow \pi_1 = \frac{6}{5} \pi_0$$

$$\pi_0 = 0,2 \pi_0 + 0,5 \cdot \frac{6}{5} \pi_0 + 0,4 \cdot 0,5 \pi_0$$

$$\Rightarrow \pi_0 + \frac{6}{5}\pi_0 + \frac{5}{10}\pi_0 = 1 \Rightarrow \frac{10+12+5}{10}\pi_0 = 1 \Rightarrow \pi_0 = \frac{10}{27}$$

$$\hookrightarrow \pi_1 = \frac{6}{5} \cdot \frac{10}{27} = \frac{12}{27}; \quad \pi_2 = \frac{5}{10} \cdot \frac{10}{27} = \frac{5}{27}$$

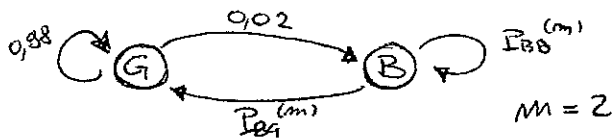
$$b) \quad m_1 = \frac{1}{\pi_0} = \frac{27}{10}; \quad m_2 = \frac{1}{\pi_1} = \frac{27}{12}; \quad m_3 = \frac{1}{\pi_2} = \frac{27}{5}$$

$$c) \quad W_{ij}^{(m)} = n^{\circ} \text{ medio di visite allo stato } j \text{ (da } Q \text{ ad } m) | X_0 = i \\ = E\left[\sum_{l=0}^m \mathbb{1}\{X_l = j\} | X_0 = i\right] = \sum_{l=0}^m E[\mathbb{1}\{X_l = j\} | X_0 = i] \\ = \sum_{l=0}^m P[X_l = j | X_0 = i] = \sum_{l=0}^m P_{ij}^{(l)}$$

$$\Rightarrow \text{FORMULA STAZIONARIETÀ: } W = [I - Q]^{-1} \quad I = \text{matrice identità}$$

E4-14-07-2006

17 CANALE MARKOVIANO:



$$P[\text{errore} | G] = 0$$

$$P[\text{errore} | B] = 1$$

\hookrightarrow ogni volta che c'è un packet errato o c'è un "salto" di $(m-1)$ slots,
 \hookrightarrow PROCESSO SEMI-MARKOVIANO;

a) feedback perfetto: in qualsiasi caso commette errori Markoviani;

$$\text{THR} = \left[n^{\circ} \text{ mee. per slot} \right] = \frac{P_{BG}^{(m)}}{P_{BG}^{(m)} + m \cdot P_{BB}};$$

\Rightarrow data: $P = \begin{matrix} & B & G & B \\ G & 0,98 & 0,02 \\ B & 0,1 & 0,9 \end{matrix}$

$P^{(m)} = P \begin{pmatrix} \text{---} & \text{---} \\ 0,098+0,09 & 0,1 \cdot 0,02 + 0,9 \cdot 0,9 \end{pmatrix} \#$

$\Rightarrow P_{PG}^{(2)} = 0,0196$

$P_{BB}^{(2)} = 0,81 + 0,002 = 0,812$

$THR = \frac{0,0196}{0,0196 + 2 \cdot 0,002} = \frac{0,0196}{0,0196 + 0,004} = 0,3288$

- b) 1) errori markoviani \Rightarrow ANDATA
2) errori indip. con $p_e = 0,04 \Rightarrow$ errori i.i.d. di andata

$L_{media} = \begin{matrix} 1000000 \text{ (MARKOV)} \\ 2000000 \text{ (i.i.d.)} \end{matrix}$
 \downarrow
 $(N.B.)$

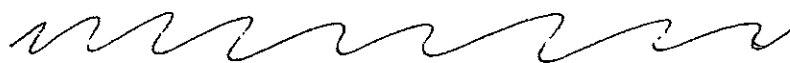
$\left[\begin{matrix} \% \text{ tempo} \\ \text{slot } 1000000 \end{matrix} \right] = \frac{1 \cdot 10^6}{1 \cdot 10^6 + 2 \cdot 10^6} = \frac{1}{3} = P[\text{slot } 1000000]$
 $\left[\begin{matrix} \% \text{ tempo} \\ \text{slot } 2000000 \end{matrix} \right] = \frac{2}{3} = P[\text{slot } 2000000]$

$THR_{TOT.} = THR_{MARK.} \cdot P[\text{slot } 1000000] + THR_{i.i.d.} \cdot P[\text{slot } 2000000]$

$THR_{i.i.d.} = \frac{1-p_e}{1-p_e + m \cdot p_e} = \frac{0,99}{0,99 + 2 \cdot 0,04} = \frac{0,99}{1,07} = 0,9252$

$THR_{TOT.} = 0,1096 + 0,6534 = 0,763 \#$

(N.B.: le lunghezze degli slot sono ~~variabili~~ \Rightarrow SI DEVE PRENDERE LA MEDIA)



\Rightarrow ALTRE DOMANDE:

\hookrightarrow SE TRASMETTE DIRETTAMENTE NEL CANALE $\Rightarrow m=1$

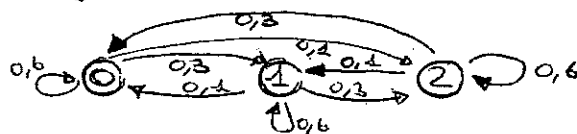
$THR = \eta_a = \frac{P_{so}}{P_{so} + P_{ot}} \quad (\text{per un sistema})$

E3-17-06-2005



18) 4 CDH con stati $\{0; 1; 2\}$, stato iniziale $X_0 = 0$:

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0,6 & 0,3 & 0,1 \\ 0,1 & 0,6 & 0,3 \\ 0,3 & 0,1 & 0,6 \end{pmatrix} \end{matrix}$$



a) prob. che la catena si trovi in $X(2) = 2$; e $X(1000) = 2$

$$\rightarrow P[X(2) = 2 | X(0) = 0] = 0,3 \cdot 0,3 + 0,6 \cdot 0,1 + 0,1 \cdot 0,6 = \frac{3}{100} + \frac{6}{100} + \frac{6}{100}$$

$$\Rightarrow \text{OPPURE: } \overbrace{1^{\text{a}} \text{ RIGA}}^{\text{STATO 0}} \cdot \overbrace{3^{\text{a}} \text{ COLONNA}}^{\text{STATO 2}} \Rightarrow (0,6 \cdot 0,1 + 0,3 \cdot 0,3 + 0,1 \cdot 0,6) = \frac{14}{100} \quad \#$$

$\rightarrow P[X(1000) = 2 | X(0) = 0] \Rightarrow$ si può considerare distrib. staz.:

\hookrightarrow DATA la MATRICE PARTICOLARE POSSO dire che: $\pi_3 = (\pi_2 = \pi_1) = \frac{1}{3}$

\hookrightarrow CONTROLLO:
$$\begin{cases} \pi_0 = 0,6\pi_0 + 0,1\pi_1 + 0,3\pi_2 \\ \pi_1 = 0,3\pi_0 + 0,6\pi_1 + 0,1\pi_2 \\ \pi_2 = 0,1\pi_0 + 0,3\pi_1 + 0,6\pi_2 \\ \pi_0 + \pi_1 + \pi_2 = 1 \end{cases}$$

$$b) \rightarrow P[X_1 = 1; X_3 = 2 | X_2 = 0] = \frac{P[X_1 = 1; X_3 = 2; X_2 = 0]}{P[X_2 = 0]}$$

\Rightarrow A NUMERATORE \Rightarrow HO TUTTO IL PERCORSO \Rightarrow so dalla consegna che $X_0 = 0 \Rightarrow$

$$= \left[(P_{01}) \cdot (P_{10}) \cdot (P_{02}) / \underbrace{(P_{00} \cdot P_{00} + P_{01} \cdot P_{10} + P_{02} \cdot P_{20})}_{\text{devo fare tutte le possibilità}} \right] \quad \#$$

$= (\text{calcoli})$

$$\rightarrow P[X_2 = 0 | X_1 = 1; X_3 = 2] = \frac{P[X_2 = 0; X_1 = 1; X_3 = 2]}{P[X_1 = 1; X_3 = 2]}$$

$$= \left[\cancel{(P_{01})} \cdot P_{10} \cdot P_{02} / \underbrace{P[1 \rightarrow 2 \text{ in 2 passi}]}_{P_{12} \cdot P_{22} + P_{10} \cdot P_{02} + P_{11} \cdot P_{12}} \right] \quad \#$$

$= (\text{calcoli})$

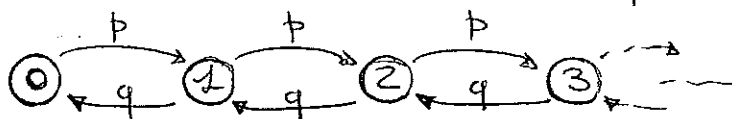


(19)^x PASSEGGIATA CASUALE: sugli interi NON NEGATIVI;

$$P_{0,1} = 1; P_{i,i+1} = p; P_{i,i-1} = q; i > 0; p+q = 1$$

$$p = 0,4$$

$$\Rightarrow q = 0,6$$



a) calc. ^{le} prob. stat. che la pass. casuale si trovi in 5 quando parte da 0 e da 5;

$$P = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & \dots \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots \\ q & 0 & p & 0 & 0 & 0 & \dots \\ 0 & q & 0 & p & 0 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & q & 0 & p & 0 & \dots \\ 0 & 0 & 0 & q & 0 & p & \dots \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\Rightarrow \text{le DISTR. STAT.} : \begin{cases} \pi_i = \sum_{k=0}^N (\pi_k \cdot P_{k,i}) \Rightarrow \pi_i = (\pi_{i-1} \cdot p_{i-1} + \pi_{i+1} \cdot q_{i+1}) \\ \sum_j \pi_j = 1 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \text{si ha che: } \pi_0 = \pi_1 \cdot q$$

$$\hookrightarrow \text{si può dimostrare che: } \pi_0 = \frac{1}{1 + \sum_{i=1}^{+\infty} \prod_{k=0}^{i-1} (p_k/q_{k-1})}$$

$$\Rightarrow \text{se: } p_k = p; q_k = q = (1-p);$$

se $p < q$ (le serie convergono)

$$\pi_0 = (\chi_0) = \frac{1}{2} \cdot (1 - p/q)$$

$$\pi_k = \frac{1}{p} \left(\frac{p}{q}\right)^k \cdot \pi_0 = \left(\frac{1}{2p}\right) \cdot (1 - p/q) \cdot \left(\frac{p}{q}\right)^k; k > 0$$

VEDI
TEORIA

$\Rightarrow \pi_5 =$ è indipendente dagli stati di partenza \Rightarrow DISTR. STAT.

$$= \left(\frac{1}{2 \cdot 0,4}\right) \cdot \left(1 - \frac{0,4}{0,6}\right) \cdot \left(\frac{0,4}{0,6}\right)^5 = \left(\frac{5}{4} \cdot \frac{1}{3} \cdot \frac{32}{243}\right)$$

b) $\lim_{n \rightarrow \infty} P_{05}^{(n)} \Rightarrow$ la cdm è APERIODICA \Rightarrow il limite NON ESISTE

c) prob. stat. che la pun. casuale si trovi in 5 partendo da 0;
con $p = 0,5$;

$$\pi_5 = \left(\frac{1}{2 \cdot 0,5} \right) \cdot \underbrace{\left(1 - \frac{0,5}{0,5} \right)}_{=0} \cdot \left(\frac{0,5}{0,5} \right)^5 = 0$$

↳ infatti $p < q$ (MINORE STRETTO) altrimenti la serie geom. $\sqrt{\text{(parametro } p/q)}$ NON CONVERGONO

d) se partiro da 1; tempo medio per arrivare (per la 1^a volta)
in 3;

V_i = tempo medio per arrivare a j da i

$$\begin{cases} V_0 = 1 + V_1 \\ V_1 = 1 + p \cdot V_0 + q \cdot V_2 \\ V_2 = 1 + q \cdot V_1 \end{cases} \Rightarrow V_1 = 12,5$$

ATTENZIONE

\Rightarrow IN QUESTO CASO si considera $\textcircled{3}$ ASSORBENTE;

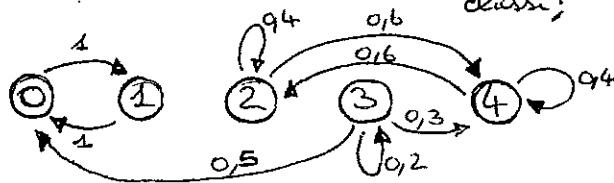
\Rightarrow ALTRIMENTI: devo calcolare: $E[X_{13}]$; (VEDI ESERCIZIO) $\textcircled{2}$

E2 - 25-07-2005

* $\textcircled{20}$ CDM: con stati $\{0, 1, 2, 3, 4\}$

$$P = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 2 & 3 & 4 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 2 & 0 & 0 & q & 4 & 0 & q & 6 \\ 3 & 0 & 5 & 0 & 0 & q & 2 & 0 & 3 \\ 4 & 0 & 0 & 0 & q & 6 & 0 & q & 4 \end{bmatrix}$$

a) CLASSIFICARE gli stati ed individuare le classi;

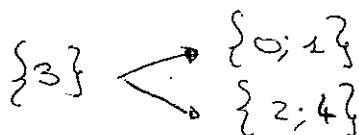


$\{0, 1\}$: PERIODO 2; RICORRENTE;
POSITIVA

$\{3\}$: TRANSITORIO; (lascio 3 e non torno più);

$\{2, 4\}$: RICORRENTE; APERIODICA;
POSITIVA

b) prob. di assorb. nelle classi ricorrenti da tutti gli stati transitori;



\Rightarrow CHIATO. $A = \{3\}$; $B = \{0, 1\}$; $C = \{2, 4\}$

$$\begin{matrix} & A & B & C \\ A & \begin{pmatrix} 0,2 & 0,5 & 0,3 \end{pmatrix} \\ B & \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \\ C & \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

VERSO

$$\begin{matrix} B \\ \mu_B = 0 \\ \mu_B = 1 \end{matrix} \Rightarrow \begin{matrix} \mu_A = 0,2 \mu_A + 0,5 \mu_B + 0,3 \mu_C \\ = 0,2 \mu_A + 0,5 \end{matrix}$$

$$\mu_A = \frac{0,5}{0,8} = \frac{5}{8}$$

VERSO C

$$\begin{matrix} \mu_B = 0 \\ \mu_C = 1 \end{matrix}$$

$$\Rightarrow \mu_A = 0,2 \mu_A + 0,5 \mu_B + 0,3 \mu_C$$

$$= 0,2 \mu_A + 0,3 \Rightarrow \mu_A = \frac{0,3}{0,8} = \frac{3}{8}$$

$$c) \lim_{n \rightarrow \infty} P^n = \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 & 3 & 4 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \end{matrix} & \begin{bmatrix} X & X & \mu_0 \pi_0 & 0 & \mu_0 \pi_4 \\ X & X & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \pi_2 & 0 & \pi_4 \\ X & X & \mu_2 \pi_2 & 0 & \mu_2 \pi_4 \\ 0 & 0 & \pi_2 & 0 & \pi_4 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

X = da stato transitorio a classe periodica

X = da stati classe periodica verso se stessi

N.B.: CON UN SOLO

STATO TRANSITORIO

$$\text{Qu } \mu = \frac{P[\text{classe scelti}]}{\sum P[\text{classe}]}$$

(NON SI CONTA LA PROB. verso se stesso)

$\mu_k \cdot \pi_i$ = dallo stato transitorio \rightarrow stato classe aperiodica

; 0 = su 0 e su gli stati transitori verso se stessi o altri transitori

d) tempo medio di ricorrenza di tutti gli stati:

$$m_i = 1/\pi_i$$

↳ dalla matrice P \Rightarrow

$$\begin{cases} \pi_0 = \pi_0 + \pi_4 \\ \pi_1 = \pi_0 + \pi_4 \\ \pi_2 = 0,5 \pi_0 + 0,4 \pi_2 + 0,6 \pi_4 \\ \pi_3 = 0,5 \pi_0 + 0,4 \pi_2 + 0,6 \pi_4 \\ \pi_4 = 0,5 \pi_0 + 0,4 \pi_2 + 0,6 \pi_4 \end{cases}$$

COLONNE

\Rightarrow ALTRA DOMANDA: (vedi esercizio 3)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n P^k$$

$$= \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 & 2 & 3 & 4 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \end{matrix} & \begin{bmatrix} 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\ 1/2 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \pi_2 & 0 & \pi_4 \\ \mu_0 \pi_0 & \mu_0 \pi_4 & \mu_2 \pi_2 & 0 & \mu_2 \pi_4 \\ 0 & 0 & \pi_2 & 0 & \pi_4 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

TRANSITO
VERSO CLASSE
PERIODICA

$\frac{1}{\text{PERIODO}}$

\Rightarrow stati della classe periodica verso se stessi

~~~~~

~~E3~~ E3-02-09-2005



(21) NODO di RETE: 2 link di ingresso

↳ arrivi di Poisson indipendenti;  $\lambda_1 = \lambda_2 = 500 \left[ \frac{\text{pkts}}{\text{sec}} \right]$

a) prob. che in un interv. di 3 ms arrivino 2 pkts al link 1 ed 1 pkt al link 2;

$P \left[ \overset{\text{in } 3\text{ms}}{\sqrt{2}} \text{ pkts al link 1} ; \overset{\text{in } 3\text{ms}}{\sqrt{1}} \text{ pkt al link 2} \right] \Rightarrow$  sono INDIPENDENTI  $\Rightarrow$

$\Rightarrow P[2 \text{ pkt; link 1 in } 3\text{ms}] \cdot P[1 \text{ pkt; link 2 in } 3\text{ms}] =$

$$= \left[ (\lambda \cdot 3\text{m})^2 \cdot \frac{e^{-3\text{m}\lambda}}{2!} \right] \cdot \left[ (\lambda \cdot 3\text{m})^1 \cdot \frac{e^{-3\text{m}\lambda}}{1!} \right] =$$

= (calcoli) -

b) prob. che al nodo arrivino 3 pkts in totale in 3 ms;

$\Rightarrow$  SOMMA di Proc. di Poisson indipendenti  $\Rightarrow$  PROC. di POISSON  
con  $\lambda = \lambda_1 + \lambda_2$   
TOT.

$$P[3 \text{ pkts; in } 3\text{ms; in totale}] = \left[ (\lambda_{\text{TOT}} \cdot 3\text{m}) \cdot \frac{e^{-\lambda_{\text{TOT}} \cdot 3\text{m}}}{3!} \right] =$$

= (calcoli)

~~~~~ E3-22-09-2005

(22)

~~~~~

E3-34-08-2006

## (23) CATENA PRODUTTIVA: N-sistemi INDIPENDENTI in parallelo

⇒ ogni sistema operativo - guasto con <sup>DURATA</sup>  $\lambda_i$  e  $\beta_i$

$i = 1, 2, \dots, N$

↳ catena fuori servizio se tutti N i sistemi sono guasti;

a) → trovare la statistica (PDF) del tempo di fuori servizio;  
(da tutti N rotti a 1 viene riparato);

→ tempo medio di fuori servizio;

b)  $N=2$ ;  $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda$ ;  $\beta_1 = \beta_2 = 50\lambda$

↳ se la prod. è di 25 pezzi → tutti e due i sistemi funzionanti; 10 pezzi con uno solo sistema funzionante; 0 altrimenti;

→  $n^{\circ}$  medio di pezzi prodotti ~~in~~ 24 ore;

$$a) \left[ \begin{array}{c} \text{tempo 1 comp} \\ \text{guasto} \end{array} \right] = \left( \frac{1/\lambda_i}{1/\lambda_i + 1/\beta_i} \right) = P[\text{1 comp. 1 guasto}] \quad \boxed{\frac{1}{\lambda_i}}$$

$$\left[ \begin{array}{c} \% \text{ tempo prod.} \\ \text{guasto} \end{array} \right] = (\text{SONO INDIPENDENTI}) = \frac{N!}{1!} \left[ \begin{array}{c} \text{1 comp. 1 guasto} \\ \text{guasto} \end{array} \right]$$

$$\Rightarrow P[X=k] = P[\text{1 sistema guasto} \text{ e } k \text{ sistemi funzionanti}] =$$

$$= \binom{N}{k} \cdot \left( \frac{1}{\lambda} \right)^k \cdot \left( \frac{1}{\lambda} + \frac{1}{\beta} \right)^{N-k}$$

1.2 se  $\lambda = 1$  e  $\beta = 50$  si ha:

$$\Rightarrow \text{se } \lambda = 1 \text{ e } \beta = 50 \text{ si ha } P[X=0] = \left( \frac{1}{1} + \frac{1}{50} \right)^2 = \left( 1 + \frac{1}{50} \right)^2$$

$$\Rightarrow P[X=0] = \left( 1 + \frac{1}{50} \right)^2$$

→  $T_{\text{tot}}$  tempo di fuori servizio di tutti i sistemi

↳  $T_{\text{tot}} = T_1 + T_2 + \dots + T_N$

↳  $T_i$  tempo di fuori servizio di un sistema

↳  $T_i = \frac{1}{\lambda_i} + \frac{1}{\beta_i}$

$$\Rightarrow E[T_{\text{tot}}] = \frac{1}{\sum_{i=1}^N R_i} \quad \text{con } R_i = \lambda_i + \beta_i$$

x  
E2-34-08-2006

## ② SISTEMA SMISTAMENTO PCK-1

⇒ infinite server; ARRIVI  $\sim P(1)$  TEMPI SERVIZIO  $\sim E(\mu)$

⇒ CODA M/M/∞;  $\lambda = 2 \text{ pck/sec}$  MEDIA  $= \frac{1}{\mu} = 4 \text{ sec}$

↳ sistema inizialmente vuoto

↳ FUNZIONAMENTO nell'intervallo  $[0; 5] \text{ sec.}$

a)  $P[\text{in } [0; 5] \text{ nessun pck}] = \frac{(\lambda \cdot 5)^0 \cdot e^{-5\lambda}}{0!} = e^{-5\lambda} = e^{-10}$

b)  $P[\text{all'istante } t=5 \text{ sec. il sistema è vuoto}] =$

$P[0 \text{ pck in } [0; 5]] = 1 - P[1 \text{ pck in } [0; 5]] - P[2 \text{ pck in } [0; 5]] - \dots$   
 $= 1 - \lambda \cdot 5 \cdot e^{-5\lambda} - \frac{(\lambda \cdot 5)^2}{2!} e^{-5\lambda} - \dots$   
 $= 1 - 10 \cdot (1 - e^{-5\lambda})$

c)  $P[\text{in } t=5 \text{ sec. il sistema è vuoto} \mid \text{in } [0; 4] \text{ ho avuto 8 arrivi}] =$

$P[0 \text{ pck in } [4; 5] \mid 8 \text{ pck in } [0; 4]] = P[0 \text{ pck in } [4; 5]]$

$= e^{-\lambda \cdot (5-4)} = e^{-2}$

$= e^{-2} \approx 0.1353$

$\therefore P[\text{in } t=5 \text{ sec. il sistema è vuoto} \mid \text{in } [0; 4] \text{ ho avuto 8 arrivi}] = e^{-2}$

$\approx 0.1353$

$\therefore P[\text{in } t=5 \text{ sec. il sistema è vuoto} \mid \text{in } [0; 4] \text{ ho avuto 8 arrivi}] = e^{-2}$

$\approx 0.1353$