

P21 Definieren

$A_k =$ "parto con k paros y termino con 0"

$$\text{Seq } p_k^0 = P(A_k)$$

Pero

$$p_k^o = \underbrace{P(A_{k+1} | \text{sauo})P(\text{sauo})}_{\text{Punto con } k+1 \text{ y pierdo}} + \underbrace{P(A_{k-1} | \text{cara})P(\text{cara})}_{\text{Punto con } k-1 \text{ y gano}}$$

$$= p_{k+1}^0 \cdot \frac{1}{2} + p_{k-1}^0 \cdot \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow (*) \quad 2p_k^0 = p_{k+1}^0 + p_{k-1}^0 \quad \forall k \in \{1, \dots, N-1\}.$$

Notar

$$P_0^0 = P(\text{"PARTO con cero y Termina con cero"}) = 1$$

$$P_N^0 = P \left(\begin{pmatrix} " & " & " & N_y & " & " & " \end{pmatrix} \right) = 0.$$

Vektor $k = N-1$ in (*)

$$2p_{N-1}^0 = p_N^0 + p_{N-2}^0 = p_{N-2}^0 \Rightarrow p_{N-2}^0 = 2p_{N-1}^0$$

$$k = N - 2$$

$$2p_{N-2}^0 = p_{N-1}^0 + p_{N-3}^0 \quad \Rightarrow \quad \text{(por lo anterior)} \quad 2 \cdot (2p_{N-1}^0) = p_{N-1}^0 + p_{N-3}^0 \Rightarrow p_{N-3}^0 = 3p_{N-1}^0$$

y así sucesivamente se tiene hasta $k=2$ que

$$P_{N-j}^0 = j P_{N-1}^0$$

Haciendo cambio de variables $j = N-i$

$$\Rightarrow P_i^0 = (N-i) P_{N-1}^0$$

Vemos el último caso $k=1$

$$2P_1^0 = P_0^0 + P_2^0 = \cancel{P_0^0} + (N-2)P_{N-1}^0$$

$$\Rightarrow 2(N-1)P_{N-1}^0 = 1 + (N-2)P_{N-1}^0$$

$$P_1^0 = (N-1)P_{N-1}^0 \Rightarrow P_{N-1}^0 = \frac{1}{2(N-1) - (N-2)} = \frac{1}{N}$$

$$\therefore \forall i \in \{1, \dots, N-1\} \quad P_i^0 = (N-i)P_{N-1}^0 = \frac{N-i}{N} = 1 - \frac{i}{N}$$

Entonces si $N \rightarrow +\infty \quad P_i^0 \rightarrow 1$

\Rightarrow Si el jugador no quiere hacer infinitamente ~~chutando~~
mucho entonces con seguridad ~~no~~ a perder todo.

P3 R_i : "TATÁN está en la región i " $i \in \{1, 2\}$
 I_j : "la interceptación ocurrió en el día j ".

Notar que

$$P(I_j | R_1) = p_1 = 1/2 \quad P(I_j | R_2) = p_2 = 1/4$$

$$P(R_1) = P(R_2) = 1/2$$

(a) Notar que

$$\begin{aligned} P(R_1 | I_1) &\stackrel{\text{BAYES}}{=} \frac{P(I_1 | R_1) \cdot P(R_1)}{P(I_1)} \stackrel{\text{PROBAS TOTALES}}{=} \frac{P(I_1 | R_1) P(R_1)}{P(I_1 | R_1) P(R_1) + P(I_1 | R_2) P(R_2)} \\ &= \frac{1/2 \cdot 1/2}{1/2 \cdot 1/2 + 1/4 \cdot 1/2} = \frac{2}{3} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow P(R_2 | I_1) = 1 - P(R_1 | I_1) = 1 - \frac{2}{3} = \frac{1}{3}$$

(b) Sea E_m : "la primera interceptación fue el día m "

$$E_m = I_m \cap \underbrace{I_{m-1}^c \cap \dots \cap I_1^c}_{\text{no interceptan los } m-1 \text{ primeros días.}}$$

Notar que

$$\cancel{P(R_1 | E_m)} \quad P(R_1 | E_m) \stackrel{\text{BAYES}}{=} \frac{P(E_m | R_1) P(R_1)}{P(E_m)} \stackrel{\text{PROBAS TOTALES}}{=} \frac{P(E_m | R_1) P(R_1)}{P(E_m | R_1) P(R_1) + P(E_m | R_2) P(R_2)}$$

$$= \frac{P(I_m \cap I_{m-1}^c \cap \dots \cap I_1^c | R_1) P(R_1)}{P(I_m \cap I_{m-1}^c \cap \dots \cap I_1^c | R_1) P(R_1) + P(I_m \cap I_{m-1}^c \cap \dots \cap I_1^c | R_2) P(R_2)}$$

$$= \frac{P(I_m | R_1) \prod_{i=1}^{m-1} P(I_i^c | R_1) \cdot P(R_1)}{P(I_m | R_1) \prod_{i=1}^{m-1} P(I_i^c | R_1) P(R_1) + P(I_m | R_2) \prod_{i=1}^{m-1} P(I_i^c | R_2) P(R_2)}$$

↑
Independencia
entre los días

$$= \frac{\left(\frac{1}{2}\right) - \left(\frac{1}{2}\right)^{m-1} \cdot \frac{1}{2}}{\frac{1}{2} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{m-1} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \cdot \left(\frac{3}{4}\right)^{m-1} \cdot \frac{1}{2}} = \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^m}{\left(\frac{1}{2}\right)^m + \frac{3^{m-1}}{4^m}} = \frac{1}{1 + \frac{3^{m-1}}{2^m}}$$

$$\Rightarrow P(R_2 | E_m) = 1 - P(R_1 | E_m) = 1 - \frac{1}{1 + \frac{3^{m-1}}{2^m}} = \frac{1}{\frac{2^m}{3^{m-1}} + 1}$$

(c) Sea $R_i^{(j)}$: "TATÁN está en la región i al comienzo del día j ".

$$P(R_1^{(1)}) = \frac{1}{2} = P(R_2^{(1)})$$

Sabemos que

$$P(R_1^{(j+1)} | R_1^{(j)}) = \frac{1}{2} \quad P(R_1^{(j+1)} | R_2^{(j)}) = \frac{1}{4}$$

$$P(R_2^{(j+1)} | R_1^{(j)}) = \frac{1}{2} \quad P(R_2^{(j+1)} | R_2^{(j)}) = \frac{3}{4}$$

$$\Rightarrow P(R_1^{(2)}) = P(R_1^{(2)} | R_1^{(1)}) P(R_1^{(1)}) + P(R_1^{(2)} | R_2^{(1)}) P(R_2^{(1)})$$

$$= \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} + \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{2} = \frac{3}{8}$$

$$P(R_2^{(2)}) = \frac{5}{8} = 1 - P(R_1^{(2)})$$

Por otro lado

$$P(R_1^{(3)}) = P(R_1^{(3)} | R_1^{(2)}) P(R_1^{(2)}) + P(R_1^{(3)} | R_2^{(2)}) P(R_2^{(2)})$$

$$= \frac{1}{2} \cdot \frac{3}{8} + \frac{1}{4} \cdot \frac{5}{8} = \frac{11}{32}$$

$$\Rightarrow P(R_2^{(3)}) = 1 - P(R_1^{(3)}) = \frac{21}{32}$$

P4) Definamos $F_m = \bigcup_{n=1}^m E_n$. Claramente $F_m \subseteq F_{m+1}$.

Como es una familia creciente de subconjuntos de Ω .

se tiene que $P\left(\bigcup_{m=1}^{\infty} F_m\right) = \lim_{m \rightarrow \infty} P(F_m)$

Por otro lado

$$\bigcup_{m=1}^{\infty} F_m = \bigcup_{n=1}^{\infty} E_n$$

$$\Rightarrow P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} E_n\right) = P\left(\bigcup_{m=1}^{\infty} F_m\right) = \lim_{m \rightarrow \infty} P(F_m) = \lim_{m \rightarrow \infty} P\left(\bigcup_{n=1}^m E_n\right)$$

no es necesario
disjuntos $\leq \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{n=1}^m P(E_n) = \sum_{n=1}^{\infty} P(E_n) //$

Para concluir menor la desigualdad para E_m^c .

$$(P(E_m) = 1 \Rightarrow P(E_m^c) = 0)$$

$$P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} E_n^c\right) = P\left(\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} E_n\right)^c\right)$$

$$\hookrightarrow \leq \sum_{n=1}^{\infty} P(E_n^c) = 0$$

$$\Rightarrow P\left(\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} E_n\right)^c\right) = 0 \rightarrow P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} E_n\right) = 1$$

V.A.

$$\Omega = \{c, sc, SSC, SSSC, \dots, \underbrace{SS \dots SC}_{n-1 \text{ veces}}, \underbrace{S \dots S}_n\}$$

$$P(X=1) = P(\{c\}) = p$$

$$P(X=2) = P(\{sc\}) = (1-p)p$$

$$P(X=3) = P(\{SSC\}) = (1-p)^2 p$$

\vdots

$$P(X=n-1) = P\left(\left\{\underbrace{S \dots SC}_{n-2 \text{ veces}}\right\}\right) = (1-p)^{n-2} p$$

$$\begin{aligned} P(X=n) &= P\left(\left\{\underbrace{S \dots SC}_{\substack{n-1 \\ \text{veces}}}, \underbrace{S \dots S}_n\right\}\right) = \underbrace{(1-p)^{n-1} p}_{\text{GANO}} + \underbrace{(1-p)^n}_{\text{NO GANO}} \\ &= (1-p)^{n-1} (p + 1-p) \\ &= (1-p)^{n-1} \end{aligned}$$

Notar que

$$P\left(\bigcup_{i=1}^m \{X=i\}\right) \overset{\text{DISTINTOS}}{=} \sum_{i=1}^m P(X=i)$$

$$= \sum_{i=1}^{m-1} (1-p)^{i-1} p + (1-p)^{m-1} \rightarrow \text{caso } i=m$$

$$= p \sum_{i=0}^{m-2} (1-p)^i + (1-p)^{m-1}$$

$$= p \left(\frac{(1-p)^{m-1} - 1}{(1-p) - 1} \right) + (1-p)^{m-1}$$

$$= 1 - (1-p)^{m-1} + (1-p)^{m-1} = 1$$

Recordar que

$$\sum_{k=m}^n r^k = \frac{r^{m+1} - r^{n+1}}{r - 1}$$

La función de distribución está dada por:

$$F_X(t) = \begin{cases} 0 & t < 1 \\ p & 1 \leq t < 2 \\ p + p(1-p) & 2 \leq t < 3 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & n \leq t \end{cases}$$

Pz | $X \sim \text{Geom}(p) \Rightarrow P(X=i) = (1-p)^{i-1} p \quad \forall i \geq 1$

Calcular para l , entero positivo cualquiera, lo qto.

$$P(X > l) = 1 - P(X \leq l)$$

$$= 1 - \sum_{k=1}^l \cancel{P(X=k)} P(X=k)$$

$$= 1 - \sum_{k=1}^l (1-p)^{k-1} p = 1 - p \sum_{k=1}^l (1-p)^{k-1}$$

$$= 1 - p \sum_{k=0}^{l-1} (1-p)^k \stackrel{\text{geométrica}}{=} 1 - p \left(\frac{(1-p)^l - 1}{(1-p) - 1} \right)$$

$$= 1 + (1-p)^l - 1 = (1-p)^l$$

$$\Rightarrow P(X > m+k | X > k) = \frac{P(X > m+k \wedge X > k)}{P(X > k)}$$

$$\begin{aligned} & \xrightarrow{m+k \geq k} = \frac{P(X > m+k)}{P(X > k)} \\ & \quad \uparrow \text{por lo anterior} = \frac{(1-p)^{m+k}}{(1-p)^k} = (1-p)^m \\ & \quad \quad \quad = P(X > m). \end{aligned}$$