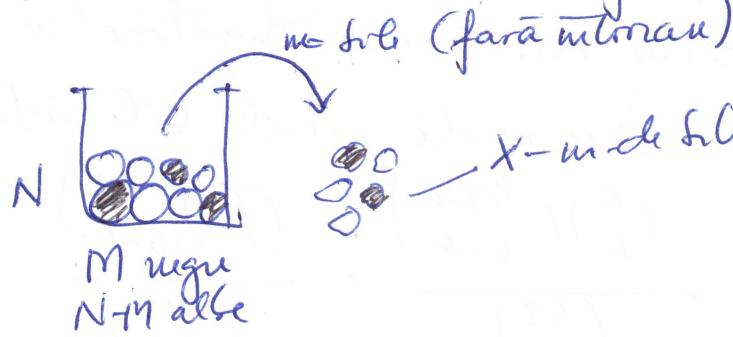


Curs 7.5) V.a. repartizate hipergeometric

Să presupunem că avem o urnă cu N bile, dintre care M sunt de culoare neagră și celelalte $N-M$ sunt albe.

Considerăm v.a. X dată de nr. de bile negre extință atunci când din urnă am extință m bile fără înlocuire.



$X - m$ de bile negre din cele care au fost extință

$\min(M, m)$

Notăție: $X \sim HG(m, N, M)$

Vrem să determinăm $P(X=k) = ?$, $k \in \{0, 1, \dots, m\}$

$$P(X=k) = \frac{\binom{M}{k} \binom{N-M}{m-k}}{\binom{N}{m}}$$

$$P(X \geq k) \geq 0$$

$$\sum_{k=0}^{\min(M, m)} P(X=k) = 1$$

dacă $m \leq M$ atunci $\sum_{k=0}^m P(X=k) = 1$ sau altfel spus

$$\sum_{k=0}^m \binom{M}{k} \binom{N-M}{m-k} = \binom{N}{m} \quad \leftarrow \text{idemulităta Vandermonde}$$

identitatea

Idee: ne uitam la ~~termenii~~

$$(1+x)^M (1-x)^{N-M} = (1+x)^N \quad \text{și identificăm}$$

coeficientul lui x^m

În cazul în care $Y \sim B(m, \frac{M}{N})$ și $X \sim HG(m, N, M)$ distribuția apare în modul de desfășurare a "experimentului", nu în modul în care extremitatea urmărește:

a) binomial - extremitate cu întoarcere

b) hipergeometric - extremitate fără întoarcere

Exp: Să considerăm jocul de lotto 6 din 49 și presupunem că oficialii lăsării extremitățile 6 și 43 ca să încurajeze în modul altădată. Definim X ca numărul de bile castigătoare ale căror numere sunt între 1 și 6.

$$P(X=k) = \frac{\binom{6}{k} \binom{49-6}{6-k}}{\binom{49}{6}} = \frac{\binom{6}{k} \binom{43}{6-k}}{\binom{49}{6}}$$

$$X \sim HG(6, 49, 6)$$

$$\text{Dacă } k=6 \Rightarrow P(X=6) = \frac{1}{\binom{49}{6}}$$

Exp2: (Cum să estimăm mărimea populației dându-iu lacă) Un lac cu $N \geq 1$ pești, (N) necunoscut. Mergem la peșcuit și găsim $r \geq 1$ pești pe care îi moarcăm și apoi îi eliberezăm în lac. Adunați mărcușele pe care le găsim și să presupunem că au prins $n \geq 1$ pești dându-iu lacă $k \geq 1$ orau marcati.

$$P(X=k) = \frac{\binom{r}{k} \binom{N-r}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

Pentru metodele verosimilității să moarcăe găsim că $\hat{N} = \left[\frac{nr}{k} \right]$

6) Repartiția discută în punctul 3

$$D = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}, X: \Omega \rightarrow D \subseteq \mathbb{R}$$

Spre deosebire de la punctul 3, să presupunem că X este repartizat uniform pe D , și să cămășim $X \sim U(D)$, deci

$$\mathbb{P}(X=x) = \frac{1}{|D|} \quad , x \in D$$

Dacă $A \subseteq D$ are ca

$$\mathbb{P}(X \in A) = \frac{|A|}{|D|}$$

Ex.: Să presupunem că arem o urmă cu 5 file numerotate de la 1 la 100. Extragem 5 file, una după alta:

a) Extragere cu întorcere

a) Care este probabilitatea ca într-un file să aibă valoare inscripționată ≥ 80 ?

b) Cine este repartizarea care îndeplinește j-a extragere ($1 \leq j \leq 5$)?

c) Care este probabilitatea ca nr. 100 să fie extras al patrulea odihnă?

Sol: a) Prob. să extragem o file cu val. ≥ 80 este $\frac{21}{100} = P$

$$X \sim B(5, 0.21)$$

b) X_j : valoarea la j -a extragere

$$X_j \sim U(\{1, 2, \dots, 100\})$$

$$X_j \sim U(\{1, 2, \dots, 100\})$$

$$\mathbb{P}(X_j = k) = \frac{1}{100}$$

$$\begin{aligned}
 & c) P\{X_1 = 100\} \cup \{X_2 = 100\} \cup \{X_3 = 100\} \cup \{X_4 = 100\} \cup \{X_5 = 100\} = \\
 & = 1 - P(\{X_1 \neq 100\} \cap \{X_2 \neq 100\} \cap \dots \cap \{X_5 \neq 100\}) \\
 & = 1 - \left(\frac{99}{100}\right)^5
 \end{aligned}$$

2) Extogea se face fără întreiere

$$a) Y \sim HG(5, 100, 21)$$

b) y_j - valoarea de la a j -a extogea

$$y_1 \sim U(\{1, 2, \dots, 100\})$$

$$y_j \sim U(\{1, 2, \dots, 100\})$$

$$c) P\left(\bigcup_{j=1}^5 \{Y_j = 100\}\right)$$

Evenimentele $\{y_1 = 100\}$ și $\{y_2 = 100\}$ sunt disjuncte și că extogea se face fără întreiere, nu mai multe $\{y_j = 100\}$ sunt disjuncte 2 căte 2.

$$\begin{aligned}
 P\left(\bigcup_{j=1}^5 \{Y_j = 100\}\right) &= P(Y_1 = 100) + \dots + P(Y_5 = 100) \\
 &= 5/100
 \end{aligned}$$

7) V-a repartiției geometrică și negativ binomial

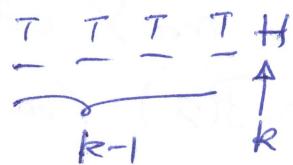
Amenință mod repetat cu o următoare în sensul de succesiune (să obținem cap) este p

V-a X să reprezinte nr. de aruncări până obținem, să includem primul succes

Nr. X este o variabilă aleatoare ~~rep~~^{rep} întreținute geometrică de parametru p , în modul $X \sim \text{Geom}(p)$

$$X \in \{1, 2, 3, \dots\} = \mathbb{N}^*$$

$$\mathbb{P}(X=k) = (1-p)^{k-1} p, k \geq 1$$



$$\mathbb{P}(X \geq k) \geq 0 \text{ m'}$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} \mathbb{P}(X \geq k) = \sum_{k=1}^{\infty} (1-p)^{k-1} p = p \sum_{i=0}^{\infty} (1-p)^i = p \frac{1}{1-(1-p)} = 1$$

Obs: Există și o versiune alternațivă a acestui def: valoarea reprezentată nr. de eșecuri înaintea primului succes

$$Y \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$y = X - 1.$$

$$\mathbb{P}(Y=k) = (1-p)^k p, k \geq 0.$$

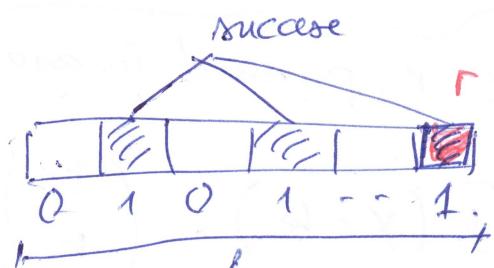
Obs: Nr. $X \sim \text{Geom}(p)$ verifică prop. lipsă de memorie:

$$\mathbb{P}(X=n+k \mid X \geq n) = \mathbb{P}(X=k)$$

Def: Dacă X date de un diagramă pătrată obținută pt prima oară $r \geq 1$ succese este o variabilă aleatoare rep. negativ binomială în modul $X \sim NB(r, p)$

$$\mathbb{P}(X=k) = \binom{r+k-1}{r-1} (1-p)^{k-r} p^r$$

prob. să obț. r succ. date ale lung. k
în cadrul unui interval de $1/p$ k-r de la 0



⑦ Dacă $X \sim NB(r, p)$ atunci putem scrie

$$X = X_1 + X_2 + \dots + X_r, \quad X_i \sim Bern(p)$$

 indip.

8) Variație Poisson

Suntem să x este rep. Poisson de parametru $\lambda > 0$, n' scăiem $X \sim P(\lambda)$ (sau $X \sim Pois(\lambda)$) dacă

$$P(X=k) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, \quad k \in \{0, 1, \dots\}$$

Utilizare: = modelarea într-un timp specific a arrivilor clientilor la ghicșel unui magazin.

- nr. de evenimente între intersecte (într-un anumit interval de timp)
- nr. de crimi de furt (vară) dintr-o anumită regiune
- nr. de avioane senzaeronat într-o certă perioadă
- nr. de evenimente într-un număr

$$P(X=k) \geq 0, \quad k \geq 0$$

$$\sum_{k=0}^{\infty} P(X=k) = \sum_{k=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} = e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = 1.$$

Aproximarea binomialui prin Poisson:

Fie n, p sunt în astfel mică măsură că $n \rightarrow \infty$ și $X \sim B(n, p)$

$$P(X=k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad (p \approx \frac{\lambda}{n})$$

$$= \frac{n!}{k!(n-k)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}$$

$$P(X=k) = \frac{\lambda^k}{k!} \frac{n!}{(n-k)!} \cdot \frac{1}{n^k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k}$$

$$\frac{\lambda}{n} \rightarrow 0 \Rightarrow \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \left[\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-\frac{1}{n}}\right]^{-\lambda} \Rightarrow e^{-\lambda}$$

$$\frac{n!}{(n-k)!} \cdot \frac{1}{n^k} = \frac{(n-k-1) \cdots (n-1) \cdot n}{n^k} \stackrel{n \rightarrow \infty}{\rightarrow} e \cdot \frac{n-k-1}{n} \times \frac{n-k+2}{n} \cdots \frac{n-1}{n}$$

pt k fixat avem $\frac{n!}{(n-k)!} \cdot \frac{1}{n^k} \rightarrow 1$.

$$\frac{\lambda}{n} \rightarrow 0 \Rightarrow 1 - \frac{\lambda}{n} \rightarrow 1 \Rightarrow \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-\lambda} \rightarrow 1.$$

Prin urmare

$$\boxed{P(X \geq k) \underset{n \rightarrow \infty}{\approx} e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}}$$

Ob: Felinii acoste
aproximate atunci cand
n mare, proba de up ≈ 2

Ex: $n = 10^6$ probabilitatea ca un client
atunci probabilitatea sa avem cel putin 3 clienti

$$P(X \geq 3) = ? \quad X \sim B(n, p)$$

$$P(X \geq 3) = 1 - P(X \leq 2)$$

$$\approx 1 - P(X=0) - P(X=1) - P(X=2)$$

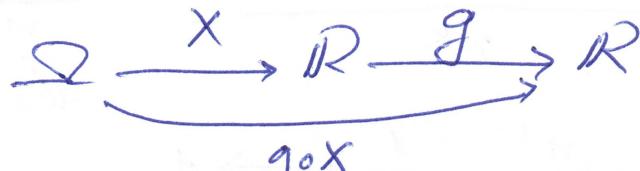
$$\approx 1 - e^{-2} - 2e^{-2} - \frac{2^2}{2!} e^{-2} = 1 - 5e^{-2}$$

$$P(X=k) \approx e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}, \quad \lambda = 2 \left(\frac{2 \times 10^{-6} \times 10^6}{P} \right)$$

Fie o.o. de o.a. discută

X o.o. poate muta în interesatul de e^X sau $s(X)$

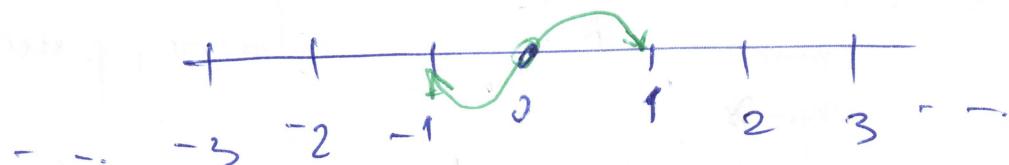
Def: Considerăm $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{P})$ câmp de prob., $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ o.o. (discută) și $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ o funcție. Atunci $g(X): \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ este o.o.



Dacă X este discută atunci $g(X)$ este discută

Exp: (Mersul în timp) o.p.

O particule se mișcă n pasi pe dreapta numerelor începând din poziția 0.



La fiecare pas particule se mișcă spre dreapta sau spre stânga cu prob. $\frac{1}{2}$. Fie Y poziția după n pasi.

Vom să calculăm $P(Y=k)$

Vom să calculăm $P(Y=k)$ (poziții care corespund k)

Sol: Nr. de pași X , este o.o. rep. $B(n, \frac{1}{2})$

Dacă $X=j$ atunci amezi j pasi spre dreapta și $n-j$ pasi spre stânga



dacă probabilitate : $j - (n-j) = 2j-n \Rightarrow Y = 2X-n$

$$P(Y=k) = P(2X-n=k) < P(X=\frac{n+k}{2})$$