

## SEMINAR 1

1. 4. copii aleatori extrase din mult  
 {1, 2, 3, ..., 10}. Care este probabilitatea ca în  
 4 copii să alegă nr. diferenți.

$$A_{10}^4 = 10 \cdot 9 \cdot 8 \cdot 7 =$$

$$\frac{A_{10}^4}{10^4} = \frac{10 \cdot 9 \cdot 8 \cdot 7}{10^4}$$

2. Se arunca simultan 6 zaruri și se da probabilitatea că: a) să obțină se numerele  
 de la 1 la 6.

b) să nu se obțină lata 4

c) să realizeze un cub dreptul

(apariția unei ur de exact 4 ori)

6<sup>6</sup> cureaui posibile

a)  $\frac{6!}{6^6}$

b)  $\frac{6}{6^6}$

c)  $5^6 = 25 \cdot 25 \cdot 25 = 15625$

d)  $\frac{6 \cdot 5^2 \cdot 4}{6^6}$

3. Din mult nr Nat {1, 2, ..., 7} neextrag pe rand  
2 numere. Care este proba ca următoarele să apară  
în ordine descrescătoare.

caerule posibile  $A_n^k$

$$P = \frac{C_n^k}{A_n^k} = \frac{\frac{n!}{(n-k)! k!}}{\frac{n!}{(n-k)!}} = \frac{1}{k!}$$

4. Din mult nr nat de 7 cifre distincte formate  
cu cifrele 1-7 se elogă la întâmplare un nr. Cu ce  
probabilitate acesta conține cifrele 3 și 4 în  
acesta ordine, a) consecutiv  
b) nu neapărat consecutiv

caseri posibile: 7!

rezerve favorabile: a)  $\frac{6 \cdot 5!}{7!} = \frac{6}{7 \cdot 6} = \frac{1}{7}$

b)  $\frac{\binom{2}{7}}{7!}$

5. Se consideră un joc: Jucătorii A și B extrag  
pe rând câte o bilă dintr-o urnă care  
contine 6 bile albe, și 4 bile negre. Cinește  
jucătorul care extrage primul o bilă albă.

Stimol că jucătorul A, extrage prima bilă,  
năște probabilitatea că acesta să câștige  
jocul doce; a) băile extrase nu se returnă în  
urnă

b) băile extrase se returnă în urnă

a)  $P = \frac{\alpha}{\alpha+4} + \frac{4 \cdot 3 \cdot \alpha}{(\alpha+4)(\alpha+3)(\alpha+2)} + \frac{4 \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1 \cdot \alpha}{(\alpha+4)(\alpha+3)(\alpha+2)(\alpha+1) \alpha}$

b)  $P = \frac{\alpha}{\alpha+4} + \frac{4 \cdot 4 \alpha}{(\alpha+4)^3} + \frac{4^2 \alpha}{(\alpha+4)^5} + \dots$   
 $= \left( \frac{\alpha}{\alpha+4} \right) \left( 1 + \frac{4^2}{(\alpha+4)^2} + \frac{4^4}{(\alpha+4)^4} + \dots \right)$

$$\sum_{k=1}^n \lambda^k = \lambda \cdot \frac{\lambda^n - 1}{\lambda - 1}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \lambda \cdot \frac{\lambda^n - 1}{\lambda - 1} = \lambda \cdot \frac{1 - 1}{1 - 1} = \lambda \cdot \frac{1}{1 - \lambda}$$

~~(2)~~

$$\frac{1}{(\alpha+4)^2 - 4^2} = \frac{1}{\alpha^2 + 8\alpha} = \frac{1}{\alpha(\alpha+8)} \cdot \frac{\alpha}{\alpha+4} =$$

$$= \frac{\alpha}{\alpha(\alpha+8)} = \frac{\alpha+4}{\alpha+1} < 1$$

5.  
~~Summatoria~~

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

~~$$P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B \cup C) - P(A \cap (B \cup C))$$~~

$$P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) + P(A \cap B \cap C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C)$$

$$P((A \cup B) \cup C) = P(A \cup B) + P(C) - P((A \cup B) \cap C) =$$

$$= P(A) + P(B) - P(A \cap B) + P(C) - P(A \cup B)$$

$$P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C)$$

$$P((A \cup B) \cap C) = P((A \cap C) \cup (B \cap C)) = \\ = P(A \cap C) + P(B \cap C) - P(A \cap B \cap C)$$

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{k=1}^n P(A_k) - \sum_{i < j} P(A_i \cap A_j) + \sum_{i < j < k} P(A_i \cap A_j \cap A_k) - \dots$$

~~$\bigcap_{k=1}^n A_k$~~   $(-1)^{n-1} P\left(\bigcap_{k=1}^n A_k\right)$

Poin Care

$$\text{Gr: } \\ P\left(\bigcap_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{k=1}^n P(A_k) - \sum_{i < j} P(A_i \cup A_j) + \sum_{i < j < k} P(A_i \cup A_j \cup A_k) - \dots + (-1)^{n-1} P\left(\bigcap_{k=1}^n A_k\right)$$

$$\boxed{\bar{A} \cup \bar{B} = A \cap B} \quad P(\bar{M}) = (-P(M))$$

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n \bar{A}_k\right) = \sum_{k=1}^n P(\bar{A}_k) - \sum_{i < j} P(\bar{A}_i \cap \bar{A}_j) + \sum_{i < j < k} P(\bar{A}_i \cap \bar{A}_j \cap \bar{A}_k) - \dots + (-1)^{n-1} P\left(\bigcap_{k=1}^n \bar{A}_k\right)$$

$$\frac{P(\bar{A}_i \cap \bar{A}_j)}{P(\bar{A}_k)}$$

$$P\left(\bigcap_{k=1}^n A_k\right) = \sum_{k=1}^n P(\bar{A}_k) - \sum_{i < j} P(\bar{A}_i \cup \bar{A}_j) +$$

$$+ \sum_{i < j < k} (1 - P(A_k)) - \sum_{i < j} ((1 - P(A_i \cup A_j))) +$$

$$+ \sum_{i < j < k} (1 - P(A_i \cup A_j \cup A_k)) - \dots + 0$$

$$+ (-1)^{n-1} \left( 1 - P\left(\bigcup_{k=1}^n A_k\right) \right)$$

$$\left( -\sum_1^n 1 + \sum_{i < j} 1 - \sum_{i < j < k} 1 + \dots (-1)^{n-1} \cdot 1 \right)$$

$$1 - n + C_n^2 - C_n^3 + \dots + (-1)^n$$

$$C_n^0 - C_n^1 + C_n^2 - C_n^3 + \dots + (-1)^n \cdot C_n^n = (-1)^n = 0$$

$$(a+b)^n = \sum_{k=0}^n C_n^k \cdot a^{n-k} \cdot b^k$$

## SEMINAR 2

## POINCARÉ

$$P\left(\bigcup_{k=1}^m A_k\right) = \sum_{k=1}^m P(A_k) - \sum_{\substack{1 \leq i < j \leq m \\ i < k}} P(A_i \cap A_j) + \sum_{\substack{1 \leq i < j < k \leq m \\ i < k}} P(A_i \cap A_j \cap A_k) - \dots + (-1)^{n-1} \cdot P\left(\bigcap_{k=1}^n A_k\right)$$

Aplicatie: 110 studenți încearcă să se înscrie într-o ralo. Pe urmă sunt recuperate și împărțite aleator.

a) Dacă probabilitatea că nu există studenți care își primesc pixul propriu:

b) -11- pt că nu poate fi mai mult de 100 studenți

Într-un experiment: "Studentul să exprimea patru numere" secolă se ia valoarea de la 1 la 10

Cazuri posibile: 10!

$$P(A_k) = \frac{9!}{10!} \quad (\text{pt că 1 student primește un rez correct})$$

~~$P(A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \cdots A_{10})$~~

~~10~~  
~~1~~

~~0~~

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

.

$$= 1 - \frac{1}{9 \cdot 10} \cdot \frac{\cancel{10 \cdot 9}}{2!} + \frac{1}{8 \cdot 9 \cdot 10} \cdot \frac{\cancel{10 \cdot 9 \cdot 8}}{3!} - \dots - \frac{1}{10!}$$

$$= 1 - \frac{1}{2} - e \frac{1}{6} - \dots - \frac{1}{10!} = \sum_{k=1}^{10} (-e)^{k-1} \cdot \frac{1}{k!}$$

$$P_n = 1 - \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} - \dots + (-1)^{n-1} \cdot \frac{1}{n!}$$

$$r = \lim_{n \rightarrow \infty} P(n) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left( 1 - \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} - \dots + (-1)^{n-1} \cdot \frac{1}{n!} \right)$$

$$e^{xp} = 1 + \frac{x}{1!} + \frac{x^2}{2!} + \frac{x^3}{3!} + \dots + \frac{x^n}{n!} + \dots, \quad x \in \mathbb{R}$$

$$x = -1$$

$$e^{-1} = 1 - \frac{1}{1!} + \frac{(-1)^2}{2!} + \frac{(-1)^3}{3!} + \dots + \frac{(-1)^n}{n!}$$

$$e^{-1} = \frac{1}{1} - \frac{1}{2!} + \dots + \frac{(-1)^n}{n!} / (-1)$$

$$-e^{-1} = 1 - \frac{1}{1!} + \frac{1}{2!} - \dots + \frac{(-1)^{n-1}}{n!} - \dots$$

$$\textcircled{1} \quad \approx -\frac{1}{e}$$

2. Se consideră evenimentele  $A$  și  $B$  independente  
 a) i. probabilitatea  $P(A) > P(B)$

$$P(A \cup B) = \frac{2}{3}$$

$$P(A \cap B) = \frac{1}{6}$$

Se re calc probabilitatea  $P(B \setminus A) = ?$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

$A$  și  $B$  independente  $\rightarrow P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$

$$\frac{2}{3} = P(A) + P(B) - \frac{1}{6}$$

$$\begin{cases} P(A) + P(B) = \frac{5}{6} \\ \frac{1}{6} = P(A) \cdot P(B) \end{cases}$$

$$\begin{cases} P(A) = \frac{5}{6} - P(B) \\ P(A) \cdot P(B) = \frac{1}{6} \end{cases}$$

$$\left( \frac{5}{6} - P(B) \right) P(B) = \frac{1}{6}$$

$$-P(B)^2 + \frac{5}{6} P(B) - \frac{1}{6} = 0 \quad | \cdot 6$$

$$0 = \frac{25}{36} - \frac{4}{6}$$

$$= \frac{1}{36}$$

$$P(B)_{T,2} = \frac{-\frac{5}{6} + \frac{1}{6}}{-2} = \frac{-\frac{4}{6}}{-2} = \frac{\frac{2}{6}}{-2} = \frac{1}{-2} = -\frac{1}{2}$$

$$P(B)_{T,2} = \frac{-\frac{5}{6} - \frac{1}{6}}{-2} = \frac{-\frac{6}{6}}{-2} = \frac{-1}{-2} = \frac{1}{2}$$

$$= \frac{1}{2}$$

$$\cancel{-6P(B) + 5P(B)} - t = 0$$

$$\Delta = 25 - 4 \cdot 6 \\ \Delta = 1$$

$$P(B \setminus A) = P(B) - P(B \cap A)$$

$$= \frac{1}{3} - \frac{1}{6} \\ = \frac{1}{6}$$

3. La un secer participă 3 lote, fiecare impreună cu proprietul ei. Dacă pe un dăun peretiale se formează numai trăgere la sorti care este probabilitatea ca fiecare lot să nu dăună cu proprietul ei.

Ei evenimentul  $A_k$  = lotul k dăună cu proprietul ei, unde  $1 \leq k \leq 3$

$$P(A_1 \cap A_2 \cap A_3) = P(A_1) \cdot P(A_2 | A_1) \cdot P(A_3 | A_1 \cap A_2) \\ = \frac{1}{3} \cdot \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{1} = \frac{1}{6}$$

4. Se consideră evenimentele independente A, B, C, D. Se studiază independenta evenimentelor  $A \cup B$  și  $C \cup D$ .

$$\underbrace{P[(A \cup B) \cap (C \cup D)]}_{\text{MS}} = \underbrace{P(A \cup B) \cdot P(C \cup D)}_{\text{MD}}$$

$$MD = [P(A) + P(B) - P(A)P(B)] [P(C) + P(D) - P(C)P(D)]$$

$$\begin{aligned} MD &= P(A)P(C) + P(A) \cdot P(D) - P(A) \cdot P(C) \cdot P(D) + \\ &\quad P(B) \cdot P(C) + P(B) \cdot P(D) - P(B) \cdot P(C) \cdot P(D) \\ &\quad - P(A) \cdot P(B) P(C) - P(A) P(B) P(D) + \\ &\quad + P(A) P(B) \cdot P(C) \cdot P(D) \end{aligned}$$

$$MS = P[(A+B) \cap (C+D)]$$

$$= P(AC + AD + BC + BD)$$

$$= \cancel{P(AC)} + \cancel{P(AD)} +$$

$$= \cancel{P(A)} + \cancel{P(C)} + P($$

$$= P(A)P(C) + P(A)P(D) + P(B)P(C) + P(B)P(D)$$

8

5. A, B

$$P(A|B) = p$$

$$P(\bar{A}|\bar{B}) = q$$

$$P(A|\bar{B}) = r$$

$$p, q, r \in (0, 1)$$

$$P(A), P(B) = ?$$

$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)}$$

$$P(\bar{A}|\bar{B}) = \frac{P(\bar{A} \cap \bar{B})}{P(\bar{B})}$$

$$\boxed{\bar{A} \cap \bar{B} = A \cup B}$$

$$P(A|\bar{B}) = \frac{P(A \cap \bar{B})}{P(\bar{B})}$$

~~1. 2. 3. 4.~~

$$P(A \cap B) = p \quad P(B) = \cancel{P(A \cap \bar{B})} = \cancel{P(A \times B)} = \cancel{P(A)} - \cancel{P(A \cap B)}$$

$$r \quad P(B) = P(A \cap \bar{B}) = P(A \setminus B) = P(A) - P(A \cap B) = P(A) - \cancel{P(A)} - \cancel{P(B)}$$

$$\boxed{r(1 - P(B)) = P(A) - pP(B)}$$

$$q \quad \cancel{(1 - P(B))} = P(\bar{A} \cap \bar{B}) = \cancel{P(A \cup B)} = 1 - P(A \cup B) =$$

$$= 1 - P(A) - P(B) + P(A \cap B)$$

$$\boxed{q(1 - P(B)) = 1 - P(A) - P(B) + pP(B)}$$

## Indicatorii urci multimi

$A \subset \Omega$

$$I_A : \Omega \rightarrow \{0, 1\}$$

$$I_A(x) = \begin{cases} 1, & x \in A \\ 0, & x \in \Omega \setminus A \quad (\forall x \in A) \end{cases}$$

$$I_{\emptyset} = 0, \quad I_{\Omega} = 1$$

$$I_A^c = 1 - I_A$$

$$\overline{I}_{A \cap B}, \overline{I}_{A \cup B}, \overline{I}_{A \setminus B}, \overline{I}_{A \Delta B}$$

~~$I_{A \cup B} = I_A + I_B - I_A I_B$~~

$$\begin{aligned} I_{A \Delta B} &= I_{(A \setminus B) \cup (B \setminus A)} = I_{A \setminus B} + I_{B \setminus A} = \\ &= I_A (1 - I_B) + I_B (1 - I_A) \end{aligned}$$

$$-I_A - I_A I_B + I_B - I_B I_A = I_A^2 + I_B^2 - 2 I_A I_B =$$

24.03.2022

## SEMINAR 3

$$P(A) = \sum_{i=1}^m P(A | A_i) \cdot P(A_i)$$

$$\begin{aligned} P(A) &= P(A | A_1) \cdot P(A_1) + P(A | A_2) \cdot P(A_2) + \\ &\quad P(A | A_3) \cdot P(A_3) \end{aligned}$$

$$= \frac{3}{100} + \frac{2}{100} + \dots + \frac{1}{100}$$

~~Se consideră esp. arenătoarei unei zări clasice~~

$$\Omega = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

$$A = \{1, 2, 5\}$$

$$B = \{3, 6\}$$

$$P(A_2) = 2P(A_1)$$

$$P(A_3) = 2P(A_2) = 4P(A_1)$$

$$P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) = P$$

$$P(A_1) + 2P(A_2) + 4P(A_3) = 1$$

$$7P(A_1) = 1 \Rightarrow P(A_1) = \frac{1}{7}$$

$$\frac{3}{700} + \frac{4}{700} + \frac{4}{700} = \frac{11}{700}$$

2. De pe un submarin se lansăto 4 torpile împotriva unei nave inamice. Probabilitatea că o navă nu poate fi lovită de 4 torpile este foarte mică. Nava se scufundă cu probabilitatea  $\frac{1}{10^4}$ , dacă este lovită de 3 sau mai multe torpile. Dar se crește și probabilitatea să o doboareze 2 torpile. În ipoteza că nava se scufundă, care este probabilitatea să fie lovită de exact 2 torpile?

Fie evenimentele  $A$  - nava se scufundă

$A_1$  - nava este lovită de exact 1 torpilo

$$P(A_2 | A) = \frac{\overbrace{P(A(A_2))}^{\text{P(A(A<sub>i</sub>)}} \cdot P(A_2)}{\sum_{i=1}^4 P(A(A_i)) P(A_i)}, \text{ BAYES } "$$

$$= \frac{P(A_2)}{\underbrace{P(A(A_1)) P(A_1) + P(A_2) + P(A_3) + P(A_4)}_N}$$

$$\bar{i} = \overline{1,4}$$

$$P(A_i) = C_4^i p^i (1-p)^{4-i}$$

$$P(A_2) = C_4^2 p^2 (1-p)^{4-2} = \frac{4!}{2!2!} p^2 (1-p)^2$$

$$= 6p^2 (1-p)^2$$

$$= 6p^2 (1-p)^2$$

$$P(\bar{A}) = P[A_0 \cup (A_1 \cap \bar{A}_1)]$$

$$= P(A_0) + P(A_1) \cdot \underbrace{P(A_1 | A_1)}_{1-r}$$

$$= C_4^0 \cdot p^0 \cdot (1-p)^4 + C_4^1 p^1 \cdot (1-p)^3 \cdot (1-r)$$

$$= (1-r)^4 + 4 \cdot p \cdot (1-p)^3 \cdot (1-r)$$

$$= q^4 - 4pq(r-1)$$

### 3. Schema de probabilitate

3 handbalisti coechipieri, invins lovetarea de la 7 metri ce probabilitatile  $p_1 = 0,9$

$$p_2 = 0,8$$

$$p_3 = 0,7$$

Într-un meci fiecare handbalist executa cîte o lovetare de la 7 metri. Care este probabilitatea ca ei să inurce 2 goluri.

Poisson

$$P_{2,3} = p_1 p_2 q_3 + p_1 q_2 p_3 + q_1 p_2 p_3$$

$$= 0,9 \cdot 0,8 \cdot 0,3 + 0,9 \cdot 0,2 \cdot 0,7 + 0,1 \cdot 0,8 \cdot 0,7$$

4. La un test cu 10 întrebări se acordă sătăcău punct la fiecare răspuns corect. Un candidat răspunde corect la oicea de două întrebări cu probabilitatea  $p = \frac{2}{3}$ . Dacă probabilitatea ca respectivul candidat să obțină cel puțin 6 puncte.

$$\begin{aligned} P_{\geq 6} &= \sum_{k=6}^{10} C_{10}^k \cdot p^k \cdot q^{10-k}, \quad p+q=1 \\ &= \sum_{k=6}^{10} C_{10}^k \left(\frac{2}{3}\right)^k \left(\frac{1}{3}\right)^{10-k} \end{aligned}$$

$$P_{\geq 6} = C_{10}^k \cdot p^k \cdot q^{10-k}, \quad p+q=1$$

$$P_{\geq 6} = \sum_{k=6}^{10} C_{10}^k \left(\frac{2}{3}\right)^k \left(\frac{1}{3}\right)^{10-k}$$

5. Într-o ~~clasa~~ clasa cei 30 de elevi, 24 studiază engleză, iar restul elevilor 6 studiază spaniolă. Care este probabilitatea ca din 5 elevi ai clasei să fie 2 elevi care studiază spaniolă.

$$P_{\geq 2} = \sum_{k=2}^6 C_5^k$$

$$P_{a,b} = \frac{C_a^k \cdot C_b^{n-k}}{C_n^n} =$$

30 elevi

$$24 \text{ elevi} = b$$

$$6 \text{ elevi} = a$$

$$\text{dintre } 5 \text{ b}, 2 = a$$

$$n=5$$

$$k=2$$

$$P_5(2) = P_{2/5} = \frac{\binom{2}{6} \binom{3}{24}}{\binom{5}{30}}$$

~~in proporție de 51%~~  
~~comenzii~~

La un magazin sunt în proporție de 51%  
talia 1 și 49% talia 2. Care este probabilitatea

Este este probabilitatea ca un cumpărător  
în nimerică să aibă 1 din ce-a mai multe.

Schemă geometrică:

$$P_n = p q^{(n-1)} = 0,51 \cdot 0,49^3$$

CERINTA: Peat pele ce zarea do la tine cu rohne  
Schema binomiala multinomiala:

$$P(n; k_1, \dots, k_n) = \frac{n!}{k_1! k_2! \dots k_n!} \cdot p_1^{k_1} \cdot p_2^{k_2} \dots p_n^{k_n}$$

$$P(10; 2, 3, 5) = \frac{10!}{2! \cdot 3! \cdot 5!} \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^2 \cdot \left(\frac{1}{6}\right)^3 \cdot \left(\frac{4}{6}\right)^5$$

Variabile obiectivă:

$$X \begin{pmatrix} X_1 & X_2 & \dots & X_n \\ p_1 & p_2 & \dots & p_n \end{pmatrix}$$

$$p_k = P(X = x_k)$$

$$\sum_{k=1}^n p_k = 1$$

$$F(x) = P(X \leq x)$$

$$F(x) = \sum_{x_k \leq x} p_k$$

$$X: \begin{pmatrix} 0 & 1 & 3 \\ 1 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \\ 3 & \frac{1}{3} & \frac{1}{3} \end{pmatrix}$$

$$F_x(t) = \begin{cases} 0, & t < 0 \\ 1, & t \geq 3 \end{cases}$$

$$\frac{1}{3}, \quad 0 \leq t < 1$$

$$\frac{1}{3} + \frac{1}{3} = \frac{2}{3}, \quad 1 \leq t \leq 3$$

Variabile continua

$$X = \begin{pmatrix} X \\ f(x) \end{pmatrix} \quad x \in \mathbb{R}$$

$$\int_{\mathbb{R}} f(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

$$f(x) \geq 0$$

$$\forall x \in \mathbb{R}$$

$$F(t) = \int_{-\infty}^t f(x) dx$$

$$f = F'$$

07.04.2022

$$Z = \max\{X, Y\} : \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 & -1 & 0 & 1 \\ \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} & \frac{1}{8} & \frac{1}{8} & \frac{1}{4} \end{pmatrix}$$

$$2: \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

$$3) X: \begin{pmatrix} K \\ \cancel{\frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n}} \end{pmatrix}_{K=0, n} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 2 & \dots & k & \dots & n \\ \frac{C_a^0 C_b^n}{C_{a+b}^n} & \frac{C_a^1 C_b^{n-1}}{C_{a+b}^n} & \dots & \frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n} & \dots & \frac{C_a^n C_b^0}{C_{a+b}^n} \end{pmatrix}$$

$$\boxed{M(X) = \sum_{k \in T} x_k r_k}$$

$$M(X) = \sum_{k=0}^n x_k r_k = \sum_{k=0}^n k \frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n}$$

$$\frac{C_a^k C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n}$$

$$= \sum_{k=0}^n k \frac{\frac{a!}{(k!(a-k)!}} \cdot \frac{C_b^{n-k}}{C_{a+b}^n} =$$

$$= \sum_{k=0}^n \frac{a! \cdot C_b^{n-k}}{(k!(a-k)!)} \cdot \frac{1}{C_{a+b}^n} = \frac{a!}{C_{a+b}^n} \sum_{k=0}^n \frac{C_b^{n-k}}{(k-1)!(a-b)!}$$

$$= \frac{a}{C_{a+b}^n} \sum_{k=0}^n C_b^{n-k} \cdot C_{a-1}^{k-1}, \quad k \text{ devint } \neq 0 \Leftrightarrow k-1=-1$$

$$\sum_{k=0}^n \frac{\binom{k}{a} \binom{m-k}{b}}{\binom{m}{a+b}} = 1$$

$$\sum_{k=0}^n \binom{k}{a} \binom{m-k}{b} = \binom{m}{a+b}$$

$$\Rightarrow \frac{\alpha}{\binom{m}{a+b}} \cdot \binom{m-1}{a+b-1}$$

$$\boxed{C_N^m = \frac{n}{m} C_{N-1}^{m-1}}$$

$$= \frac{\frac{\partial}{\partial x}}{a+b} = \frac{n \cdot a}{a+b}$$

4) Să se calculeze dispersia unei variabile aleatorii de tip poisson.

$$X = 0, 1, 2, \dots$$

$$X = \begin{cases} n \\ \frac{a^n}{n!} \cdot e^{-a} \end{cases}, a > 0$$

$$E(X) = \sum_{n=0}^{\infty} n \frac{a^n}{n!} e^{-a} = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{a^n}{(n-1)!} \cdot e^{-a} =$$

$$\begin{aligned}
 &= e^{-\alpha} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\alpha^n}{(n-1)!} = e^{-\alpha} \alpha \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\alpha^{n-1}}{(n-1)!} = \\
 &= e^{-\alpha} \cdot \alpha \left( 1 + \frac{\alpha}{1!} + \frac{\alpha^2}{2!} + \frac{\alpha^3}{3!} + \dots + \frac{\alpha^n}{n!} + \dots \right) \\
 &= e^{-\alpha} \cdot \alpha - e^{\alpha} = \alpha
 \end{aligned}$$

~~$X^2$~~

$$X^2: \left( \frac{\alpha^n}{n!} \cdot e^{-\alpha} \right)$$

$$M(X^2) = \sum_{n=0}^{\infty} n^2 \cdot \frac{\alpha^n}{n!} e^{-\alpha}$$

$$= e^{-\alpha} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{n \cdot \alpha^n}{(n-1)!} =$$

$$= e^{-\alpha} \sum_{n=1}^{\infty} \left( \frac{(n-1) \cdot \alpha^n}{(n-1)!} + \frac{\alpha^n}{(n-1)!} \right)$$

$$= e^{-\alpha} \left( \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\alpha^n}{(n-2)!} + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{\alpha^n}{(n-1)!} \right)$$

$$= e^{-\alpha} \sum_{n=2}^{\infty} \frac{\alpha^n}{(n-2)!} + e^{-\alpha} \underbrace{\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\alpha^n}{(n-1)!}}$$

$\alpha$  din subiect  $\alpha$ )

$$= e^{-\alpha} \cdot \alpha \underbrace{\sum_{n=2}^{\infty} \frac{\alpha^{n-2}}{(n-2)!}}_{\alpha} + \alpha$$

$$= \cancel{a}^2 a + a$$

Esperienza lui  $X = a$

Esperienza lui  $X^2 = a^2 + a$

$$D(X) = M(X^2) - (M(X))^2 \quad (\text{Dispersia})$$

$$D(X) = a^2 + a - a^2 = a$$

5) Se vorabilea aleatoare indep.  $X, Y$ , distribuite astfel:

$$X \begin{pmatrix} a & 1 & 2 \\ \frac{1}{3} & p & q \end{pmatrix} \quad Y \begin{pmatrix} a+1 & 1 & 2 \\ \frac{1}{3} & \frac{2-a}{3} & p \end{pmatrix}$$

Se va determina  $p$  si  $q$ , dispersia variabilei  $X - Y$  va fi  $\frac{4}{9}$

$$D(X - Y) = \frac{4}{9}$$

$$a = ?$$

$$\begin{cases} \frac{1}{3} + p + q = 1 \\ \frac{1}{3} + \frac{2}{3} - q + p = 1 \end{cases}$$

$$\begin{cases} p + q = \frac{2}{3} \\ p - q = 0 \end{cases}$$

$$\begin{aligned} 2P &= \frac{2}{3} \\ P &= \frac{1}{3} \end{aligned}$$

10

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

$$2 = \frac{1}{3}$$

$$\begin{aligned} D^2(x-y) &= D^2[x - (-1)y] \\ &\stackrel{x, y \text{ sind}}{=} D^2(x) + D^2(-y) = \\ &= D^2(x) + D^2(y) \\ &= D^2(x) = M(x^2) - (M(x))^2 \end{aligned}$$

$$D^2(y) = M(y^2) - (M(y))^2$$

$$M(y) = \frac{(a+1)}{3} + \frac{2}{3} = \frac{a+4}{3}$$

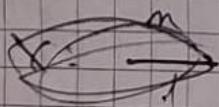
$$M(y^2) = \cancel{\frac{(a+1)^2}{9} + \frac{4}{9}} + \frac{(a+1)^2}{3} + \frac{1}{7} + \frac{4}{3} = \frac{(a+1)^2 + 5}{3}$$

10

$$D^2(y) = \cancel{\frac{2}{3}} \cdot \frac{(a+1)^2 - a^2 + 8a + 16}{3} =$$

6) să se indice o valoare obiect. discretă care să nu accepte medie

$$X: \left( \begin{array}{c} n \\ 1 \\ \hline f(n) \end{array} \right)_{n \geq 1}$$



$$X: \left( \begin{array}{c} n \\ 1 \\ \hline e^n \end{array} \right)_{n \geq 1}$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{e^n} = \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{1}{e}\right)^n = \frac{1}{e} \cdot \frac{1}{1 - \frac{1}{e}} = \frac{1}{e} \cdot \frac{1}{\frac{e-1}{e}} = \frac{1}{e-1}$$

$$= \frac{1}{e} \cdot \frac{e}{e-1} = \frac{1}{e-1} \neq 1$$

pt

~~x<sub>n</sub>~~

$$x: \left( \frac{n}{n+1} \right)_{n \geq 1}$$

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n} \text{ divergentă (seria armonică)}$$

pt  $x: \left( \frac{n}{n(n+1)} \right)_{n \geq 1}$

$$\sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{n(n+1)} = \sum_{n=1}^{\infty} \left( \frac{1}{n} - \frac{1}{n+1} \right) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \left( 1 - \frac{1}{n+1} \right) = 1$$

$$M(x) = \sum$$

14.04.2022

$$f(x) = \begin{cases} \alpha \cdot \ln\left(\frac{1}{x}\right), & 0 < x < 1 \\ 0, & \text{in rest} \end{cases} \quad \left| \begin{array}{l} \alpha = ? \in \mathbb{R} \setminus \{0\} \\ f \text{ oben die Wahrscheinlichkeit} \end{array} \right.$$

$$\Omega^2(x) = M(x^2) - M^2(x)$$

$$\int_0^1 f(x) dx = 1 \Leftrightarrow \int_0^1 \alpha \ln\left(\frac{1}{x}\right) dx = \alpha \int_0^1 \ln x^{-1} dx$$

$$= -\alpha \int_0^1 \ln x dx = -\alpha \int_0^1 x \ln x dx$$

$$= -\alpha (x \ln x \Big|_0^1 - \int_0^1 \ln x dx)$$

$$= -\alpha (0 \cdot \lim_{x \rightarrow 0} x \ln x) - (1 - 0)$$

$$= -\alpha (-0) - 1 = \alpha \Rightarrow \boxed{\alpha = 1}$$

$$\lim_{x \rightarrow 0} x \ln x = \lim_{x \rightarrow 0} \frac{\ln x}{\frac{1}{x}} = \lim_{x \rightarrow 0} \frac{\frac{1}{x}}{-\frac{1}{x^2}} = \lim_{x \rightarrow 0} (-x) = 0$$

$$M(x) = \int_0^1 x \cdot f(x) dx = - \int_0^1 x \cdot \ln x dx$$

$$= - \left( \frac{x^2}{2} \right) \cdot \ln x \Big|_0^1 + \int_0^1 \frac{x^2}{2} \cdot \frac{1}{x} dx$$



$$= \int_0^1 \frac{x^2}{2} dx = \frac{x^3}{4} \Big|_0^1 = \frac{1}{4}$$

$$M(x^2) = \int_0^1 x^2 f(x) dx$$

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\alpha}{\sqrt{1-x}}, & x \in (0, 1) \\ 0, & \text{in rest} \end{cases}$$

Tema: media y dispersión

$$4) a = ?$$

b) Etat de rapporteur

$$a) \int_{-1}^1 \frac{a}{\sqrt{1-x^2}} dx = 1$$

$$\int_{-1}^1 \frac{1}{\sqrt{1-x^2}} dx = a \cdot \arcsin x \Big|_{-1}^1$$

$$= a(\arcsin 1 - \arcsin(-1))$$

$$= a\left(\frac{\pi}{2} + \frac{\pi}{2}\right) = a\pi = 1 \Rightarrow a = \frac{1}{\pi}$$

b)

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$$

$$\text{Cas 1: } x \leq -1 \quad F(x) = 0$$

$$\text{Cas 2: } x \geq$$

$$F(x) = \int_{-\infty}^{-1} f(t) dt + \int_{-1}^1 f(t) dt + \int_1^x f(t) dt$$

$$F(x) = 0 + 1 + 0 = 1$$

$$c) x \in (-1, 1)$$

$$F(x) = \int_{-1}^x f(t) dt = \frac{1}{\pi} \int_{-1}^x \frac{1}{\sqrt{1-t^2}} dt.$$

$$= \frac{1}{\pi} (\arcsin t) \Big|_{-1}^x = \frac{1}{\pi} (\arcsin x - \arcsin(-1))$$

$$= \frac{1}{\pi} \left( \arcsin x + \frac{\pi}{2} \right)$$

3. Să se calculeze.

$$f(x) = a \cdot e^{-|x|}, x \in \mathbb{R}$$

Let  $a$  să îndeplinească condiția de prob.

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1 \Rightarrow a \int_{-\infty}^{\infty} e^{-|x|} dx$$

$$= a \left( \int_{-\infty}^0 e^x + \int_0^{\infty} e^{-x} \right) = a \left( e^x \Big|_{-\infty}^0 - e^{-x} \Big|_0^{\infty} \right)$$

$$= a(1 - 0 - (0 - 1)) = a(1 + 1) = 2a = 1$$

$$\Rightarrow a = \frac{1}{2}$$

$$M(x) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot e^{-|x|} dx = 0 \quad (\text{let } \text{impara})$$

$$M(x^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot e^{-|x|} dx =$$

$$= \frac{1}{2} \cdot 2 \int_0^{\infty} x^2 \cdot e^{-x} dx = \Gamma(3) = 2! = 2$$

$$\Gamma(a) = \int_0^{\infty} x^{a-1} \cdot e^{-x} dx, a > 0$$

$$\Gamma^2(x) = 2 - 0 = 2$$

Calc 1:  $x < 0$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{2} e^{-|t|} dt = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^x e^{-|t|} dt =$$

$$= \frac{1}{2} \int_{-\infty}^x e^t dt = \frac{1}{2} (0 - e^x) = \frac{e^x}{2}$$

Calc 2:  $x \geq 0$

$$F(x) = \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2} e^{-|t|} dt + \int_0^x \frac{1}{2} e^{-|t|} dt =$$

$$= \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \int_0^x e^{-t} dt$$

~~$$= \frac{1}{2}(1 + e^0 - e^x) = \frac{1}{2} \frac{e^x}{2}$$~~

$$= \frac{1}{2}(1 - (e^{-x} - 1)) = \frac{1}{2}(1 - (e^{-x} - e^0)) =$$

$$= \frac{1}{2}(1 - e^{-x} + 1) = \frac{2 - e^{-x}}{2}$$

$$F(x) = (-e^{-\alpha x}), x \geq 0$$

a.  $P(X \in [1, 2]) = P(X \in (-\infty, 2) - X \in (-\infty, 1))$

b) Ecuație de densitate

a)  $P(X \in (-\infty, 2) - X \in (-\infty, 1)) = P(X < 2) \setminus (X < 1)$

$$= (F(2) - F(1)) = (-e^{-2\alpha} - (-e^{-\alpha})) = e^{-\alpha} - e^{-2\alpha}$$

$$f(x) = F'(x) = -e^{-\alpha x} \cdot \alpha$$

4. Se cere să se determine nr.  $a, b, \alpha$  cu  $F(x) = a + b \arctan x$  pentru  $x \in \mathbb{R}$

șă fie făcută proprietatea unei variabilele aleatorii  $X$

$$F'(x) = \frac{b}{x^2 + 1} \geq 0 \Rightarrow b \geq 0$$

$$\lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1$$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$$

$$\lim_{x \rightarrow \infty} a + b \arctan x = 1$$

$$\lim_{x \rightarrow -\infty} a + b \arctan x = 0$$

$$\begin{cases} a + b \cdot \frac{\pi}{2} = 1 \\ a - b \cdot \frac{\pi}{2} = 0 \end{cases}$$

    +    

$$2a = 1$$

$$\boxed{a = \frac{1}{2}}$$

$$\frac{1}{2} + b \cdot \frac{\pi}{2} = 1$$

$$b \cdot \frac{\pi}{2} = \frac{1}{2}$$

$$\boxed{b = \frac{1}{\pi}}$$

c) Probabilitatea ca  $|X| \geq 1$

$$\begin{aligned} P(|X| \geq 1) &= 1 - P(|X| < 1) \\ &= 1 - P(-1 < X < 1) \end{aligned}$$

$$= 1 - (F(1) - F(-1))$$

$$= 1 - \left( \frac{1}{2} + \frac{\arctg 1 - \arctg(-1)}{\pi} \right) =$$

$$= 1 - \left( \frac{\pi}{4} - \frac{\pi}{4} \right) = 1 - \left( \frac{1}{4} + \frac{1}{4} \right) = 1 - \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$X; G(t) = M(e^{t \cdot X}), t \in \mathbb{R}$$

$$M(X^k) = G^{(k)}(0), k=1, 2, \dots$$

Să se dă valoarea medie a unei variabile aleator discrete:

$$X: \begin{pmatrix} n \\ 0 \\ 1 \\ \vdots \\ e^{-n!} \end{pmatrix}, n \in \mathbb{N}$$

$$\sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{e^{-n!}} = \frac{1}{e} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} = \frac{1}{e} \left( 1 + \underbrace{\frac{1}{1!} + \frac{1}{2!} + \dots} \right)$$

$$= \frac{1}{e} \cdot e = 1$$

$$M(X) = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot \frac{1}{e^{-n!}} = \frac{1}{e} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{(n-1)!} =$$

$$= \frac{1}{e} \cdot e = 1$$

$$e^{t \cdot X}: \begin{pmatrix} e^{t \cdot n} \\ 1 \\ \vdots \\ e^{-n!} \end{pmatrix}, n \in \mathbb{N}$$

$$G(t) = \sum_{n=0}^{\infty} e^{t-n} \frac{1}{e^n n!} = \frac{1}{e} \sum_{n=0}^{\infty} \frac{(e^t)^n}{n!} =$$

$$= \frac{1}{e} \cdot e^{et} = e^{et-1}$$

$$G'(t) = (e^{et-1})' = e^{et-1} \cdot (e^{t-1})' = \\ = e^{et+t-1} \cdot e^{t-1} = e^{et+2t-1}$$

$$M(X) = G'(0) = e^{1-0-1} - e^0 = 1$$

2. să se scrie funcția de repartitie și următoarea generatoare

$$G(t) = \frac{2e^t + e^{-t} + 3}{6}$$

$$= \frac{2e^t}{6} + \frac{e^{-t}}{6} + \frac{3}{6}$$

~~$$X: \begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ \frac{2}{6} & \frac{1}{6} & \frac{3}{6} \end{pmatrix}$$~~

$$X: \begin{pmatrix} -1 & 0 & 1 \\ \frac{1}{6} & \frac{3}{6} & \frac{2}{6} \end{pmatrix}$$

$$F(x) = \begin{cases} 0, & x \leq -1 \\ \frac{1}{6}, & -1 < x \leq 0 \\ \frac{1}{6} + \frac{3}{6}, & 0 < x \leq 1 \\ 1, & x > 1 \end{cases}$$

Eunctia  $F(x)$  este numo probabilitatilor mai mici decat \*

3. Sa se determine valoarea medie pt urm variabila de tip continuu, folosind fct generatoare de medie

$$f(x) = \begin{cases} 1/2, & -1 \leq x \leq 1 \\ 0, & \text{in rest} \end{cases}$$

$$G(t) = M(e^{t \cdot X}) = \int_{-1}^1 e^{t \cdot x} \cdot f(x) dx = \int_{-1}^0 e^{tx} \cdot \frac{1}{2} dx +$$

$$\int_0^1 e^{tx} \cdot \frac{1}{2} dx =$$

$$I_1 = -\frac{1}{t} \left[ e^{tx} \right]_{-1}^0 = -\frac{1}{t} \left( e^{t \cdot 0} - e^{t \cdot (-1)} \right) =$$

$$= -\frac{1}{t} \left[ 1 - e^{-t} - \frac{1}{t} e^{t \cdot 1} \right] =$$

$$= -\frac{1}{t} \left[ e^{-t} - \frac{1}{t} (1 - e^{-t}) \right] = \frac{-e^{-t}}{t} + \frac{1}{t^2} (1 - e^{-t})$$

$$J_2 = \int_0^t e^{t+x} x dx = \frac{1}{t} \cancel{\left( e^{t+1} - 0 - \int_0^t e^{t+x} dx \right)}$$

$$= \frac{e^t}{t} - \frac{1}{t^2} e^{t+x} \Big|_0^1 = \frac{e^t}{t} - \frac{1}{t^2} (ae^t - 1) =$$

$$= \frac{e^t}{t} - \frac{e^t + 1}{t^2}$$

$$\begin{aligned} G(t) &= -\frac{e^{-t}}{t} + \frac{1}{t^2} (1 - e^{-t}) + \frac{e^t}{t} - \frac{e^t + 1}{t^2} = \\ &= \frac{-e^{-t}}{t} + \frac{1 - e^{-t}}{t^2} + \frac{e^t}{t} - \frac{e^t + 1}{t^2} = \frac{-e^{-t} + e^t}{t} + \\ &\underline{1 - e^{-t} - e^t + 1} = \frac{e^t + e^{-t}}{t^2} + \frac{2 - e^{-t} - e^t}{t^2} \\ &= \frac{t \cdot e^t - t e^{-t} + 2 - e^{-t} - e^t}{t^2} \end{aligned}$$

$$[e^t(t+1) + e^{-t}(t+1)]t^2 =$$

$$G'(t) = \frac{\dots}{t^4}$$

$$l' = te^t + t e^{-t} + e^{-t} - e^t = e^t(t+1) + e^{-t}(t+1)$$

$$\lim_{t \rightarrow 0} G(t) = 0$$

$$M(x) = 0$$

$$4 \cdot X \begin{pmatrix} -2 & -1 & 1 & 2 \\ \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} & \frac{1}{4} \end{pmatrix}$$

$$Y \begin{pmatrix} -1 & 1 \\ 1 & \frac{1}{2} \\ -\frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

$X \sim Y$  niet neocrelate  
niet independente

$$P(X = -2, Y = -1) = P(X = -1, Y = 1) = P(Y = 1) = 0$$

<del>X</del>	-1	1	
-2	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
-1	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
1	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$
2	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	1

$$r(x, y) = \frac{\text{cov}(x, y)}{\sqrt{\sigma^2(x)\sigma^2(y)}}$$

$$\text{cov}(x-y) = M(x-y) - M(x) \cdot M(y)$$

$$\text{cov}(x, y) =$$

$$M(x-y) = 0 - \frac{1}{2} + \frac{1}{4} + 0 - \frac{1}{4} + 0 + 0 + \frac{1}{2} = 0$$

5. În cadrul funcției  $f(x, y) = \int_a x^2 y \, dx$

$$P(x, y) = \begin{cases} ax^2y, & (x, y) \in [0, 1] \times [0, 2], a \in \mathbb{R} \\ 0, & \text{altele} \end{cases}$$

a) să se determine valoarea a împreună cu probabilitatea de reprezentare a lui v.  $f(x, y)$

b)  $F_2(x, y) = ?$

c)  $F(x), G(y) = ?$

$$1 = \iint_D P(x, y) dx dy = \iint_0^2 a x^2 y \, dx \, dy$$

$$= 0 \cdot a \int_0^2 (x^2 y) \, dx$$

$$= 0 \cdot \int_0^2 y \, dy = 0$$

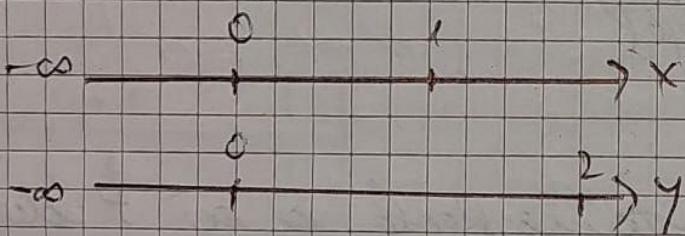
$$= \alpha \int_0^1 2x^2 dx$$

$$= 2\alpha \left[ \frac{x^3}{3} \right]_0^1 = 2\alpha \cdot \frac{1}{3}$$

$$\frac{2\alpha}{3} = 1$$

$$\boxed{\alpha = \frac{3}{2}}$$

b)  $F_2(x, y)$



$$F_2(x, y) = \begin{cases} 0, & x \leq 0 \text{ and } y \leq 0 \\ 1, & x \geq 1 \text{ and } y \geq 2 \\ \begin{aligned} & \quad x \in (0, 1] \text{ and } y \in (0, 2] \\ & \quad x \in (0, 1] \text{ and } y > 2 \\ & \quad x > 1 \text{ and } y \in (0, 2] \end{aligned} \end{cases}$$

$$\text{Caseul 3 } F(x, y) \\ = \int_{-\infty}^{\infty}$$

$$\boxed{F(x, y) = \int_{-\infty}^x \int_{-\infty}^y p(x, y) dx dy}$$

$$\text{Caseul 3 : } F(x, y) = \int_0^x \int_0^y \frac{3}{2} u^2 v du dv$$

$$\text{Caseul 4 } F(x, y) = \int_0^{x^2} \int_0^y \frac{3}{2} u^2 v du dv$$

$$\text{Caseul 5 : } F(x, y)$$

03.05.2022

12.05.2022

## SEMINAR 11

~~Colitatea~~  
~~Varitatea~~ unui produs este rezultanta  
acțiunii a două grupuri de factori:  $U_1, V$

$$U = 2x + 3y$$

$$V = 4x - y$$

cei  $x, y$  factori ind.

$$X \in N(3, 2)$$

$$Y \in Be(10; 0, 9)$$

Să ne determinăm:

a) coef de corelație pt  $U$  și  $V$   
( $r$ )

$$b) P\{7 \leq X < 13\} = ?$$

$$c) \min P\{5 \leq Y < 13\}$$

$$r(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{D^2(X)D^2(Y)}}$$

$$\text{cov}(X, Y) = M(X, Y) - M(X) \cdot M(Y)$$

$$X \in N(m, \sigma^2)$$

media

abaterie  
matematică  
mediu

$$m = M(X)$$

$$\sigma^2 = D^2(X)$$

$$M(X) = 3$$

$$D^2(X) = 4$$

$$Y \in Bi(n, p)$$

$$M(Y) = n \cdot p$$

$$D^2(Y) = n \cdot p \cdot q, q = 1 - p$$

$$M(Y) = 9$$

$$D^2(Y) = 9 \cdot 0,1 = 0,9$$

26.

~~Reputitia teoretica a unei pop statisticii de caracteristica  $X$  este normala cu parametrii  $\mu = 5$ . Într-o anumită selectie de volum  $n = 100$  s-a obținut  $\bar{X}$  (media de selecție) = 3. Trebuie verificat dacă media de selecție diferă semnificativ de media teoretică la un risc de semnificație  $\alpha = 0,05$ .~~

$$M(V) = 2M(X) + 3M(Y) = 33$$

$$M(U) = 4M(X) - M(Y) = 3$$

$$M(U, V) = M(2X + 3Y)(4X - Y) = \\ = M(8X^2 + 10XY - 3Y^2)$$

$$= 8M(X^2) + (10M(X)M(Y) - 3M(Y^2)) = 126,3$$

(nu pot separa pt că sunt independente)

$$D^2(x) = M(x^2) - M^2(x)$$

$$M(x^2) = D^2(x) + M^2(x)$$

$$D^2(U) = 2^2 \cdot D^2(x) + 3^2 \cdot D^2(y) = 24,1$$

$$D^2(V) = 4^2 \cdot D^2(x) + (-1)^2 \cdot D^2(y) = 64,9$$

$$b) \forall a, b \in N(m, \sigma^2) \Rightarrow Z = \frac{X - m}{\sigma} \stackrel{\text{not. Laplace}}{\sim} N(0, 1)$$

$F_Z = \Phi - \text{Laplace}$

$$\Phi(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx$$

$$P\{7 \leq X \leq 13\} = P\left\{\frac{7-3}{2} \leq \frac{X-3}{2} < \frac{13-3}{2}\right\}$$

$$= P\{2 \leq Z \leq 5\} = \Phi(5) - \Phi(2) = (\Phi_0(5) - \frac{1}{2}) -$$

$$(\Phi_0(2) - \frac{1}{2}) = \Phi_0(5) - \Phi_0(2) = \Phi_0(5) - 0.477772 > 0$$

$$c) 1 - P\{|X - M(X)| \geq \varepsilon\} \geq 1 - \frac{\sigma^2(x)}{\varepsilon^2}, \quad \varepsilon > 0$$

$$P\{|Y - M(Y)| \leq \varepsilon\} \geq 1 - \frac{\sigma^2(y)}{\varepsilon^2}, \quad \varepsilon > 0$$

$$\begin{aligned} P\{5 \leq Y \leq 13\} &= P\{-4 \leq Y - M(Y) \leq 4\} = \\ &= P\{|Y - M(Y)| \leq 4 \geq 1 - \frac{0.9}{16} \end{aligned}$$

$$\min P\{5 \leq Y \leq 13\} = 0.94$$

$$\boxed{\begin{aligned} \Phi(-z) &= 1 - \Phi(z) \\ \text{if } z > 0 \\ \Phi_0(-z) &= -\Phi_0(z) \end{aligned}}$$

2. Dintre o populație normală de valoare medie 80 și dispersie 40 se extrage și selecție de volum 400 dintr-o populație normală de valoare medie 76 și dispersie 180 se extrage o selecție de volum 200. Să se găsească probabilitatea:

a) Media primei selecții să fie mai mare decât media celor două selecții cu cel mult 5 unități.

b) Diferența mediilor celor două selecții în valoare absolută să fie mai mare decât 6.

$$X \in N(m, \sigma^2)$$

$$\bar{X} \in N\left(m, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

a)  $X \in N(80, \sqrt{40})$ ,  $n_1 = 400$

$$Y \in N(76, \sqrt{180})$$
,  $n_2 = 200$

$$X \in N(m_1, \sigma_1^2) \Rightarrow \bar{X} \in N(m_1, \frac{\sigma_1^2}{n_1})$$

$$Y \in N(m_2, \sigma_2^2) \Rightarrow \bar{Y} \in N(m_2, \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

$$\bar{X} - \bar{Y} \in N(m_1 - m_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2})$$

$$P(\bar{X} - \bar{Y} \geq 5) = 1 - P(\bar{X} - \bar{Y} < 5) = 1 - P\left(\frac{(\bar{X} - \bar{Y}) - (m_1 - m_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} < 5\right)$$

$$\left\langle \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{n}} \right\rangle = -\Phi(-1) = -0,3413 - 0,5 = 0,1587$$

$$\text{b) } P(|\bar{x} - \bar{y}| \geq 6) = 1 - P(|\bar{x} - \bar{y}| < 6) = \cancel{0,8}$$

$$= 1 - P\left(\frac{(\bar{x} - \bar{y}) - (m_1 - m_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \leq -\cancel{(0,2)}\right)$$

$$= 1 - (\Phi(2) - \Phi(-1)) = 1 - (\Phi(2) - (1 - \Phi(-1)))$$

19.05.2022.

SEMINAR 12

$\hat{\theta}$  estimarea lui  $\theta$   
 $m \approx m^*$

$$f(x; \theta) = \frac{\theta}{\theta + (1-\theta)x} \quad (0 < x < 1)$$

$$f(x; \theta) = \begin{cases} \frac{\theta}{1-\theta} x^{\frac{2\theta-1}{1-\theta}}, & x \in [0, 1] \\ 0, & x \notin [0, 1], \theta \in (\frac{1}{2}, 1) \end{cases}$$

$n$  - volumul selecției

$$\{x_i\}_{i=1}^n$$

$$\frac{\theta}{1-\theta} \int_0^1 x^{\frac{2\theta-1}{1-\theta}} dx = \frac{\theta}{1-\theta} \cdot \left. \frac{x^{\frac{2\theta-1}{1-\theta}+1}}{\frac{2\theta-1}{1-\theta}+1} \right|_0^1$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$m = m^*(\theta) M(X) = \bar{x}$$

$$M(X) = \int_0^1 x \cdot f(x) dx = \int_0^1 x \cdot \frac{\theta}{1-\theta} \cdot x^{\frac{2\theta-1}{1-\theta}} = \frac{\theta}{1-\theta} \cdot \frac{x^{\frac{2\theta}{1-\theta}+1}}{\frac{1}{1-\theta}}$$

$$\int_0^1 x^{\frac{2\theta}{1-\theta}+1} dx = \frac{1}{1-\theta} \int_0^1 x^{\frac{\theta}{1-\theta}} dx = \frac{1}{1-\theta} \left[ \frac{x^{\frac{\theta}{1-\theta}+1}}{\frac{\theta}{1-\theta}+1} \right]_0^1$$

$$= \theta \cdot (1-\theta) = \theta$$

$$\theta^* = \bar{x}$$

$$\ln V = \ln \prod_{i=1}^n \frac{\theta}{1-\theta} \cdot x_i^{\frac{2\theta-1}{1-\theta}} = \sum_{i=1}^n \ln \left( \frac{\theta}{1-\theta} x_i^{\frac{2\theta-1}{1-\theta}} \right)$$

$$= \sum_{i=1}^n \left( \ln \frac{\theta}{1-\theta} + \frac{2\theta-1}{1-\theta} \ln x_i \right) =$$

$$= n \cdot \ln \frac{\theta}{1-\theta} + \frac{2\theta-1}{1-\theta} \cdot \sum_{i=1}^n \ln x_i$$

$$(\ln V)'_{\theta} = n \cdot \frac{1}{\theta} \cdot \left( \frac{\theta}{1-\theta} \right)' + \sum_{i=1}^n \ln x_i \cdot \frac{2(1-\theta) + 2\theta}{(1-\theta)^2}$$

$$= n \cdot \frac{1-\theta}{\theta} \cdot \frac{(1-\theta)+\theta}{(1-\theta)^2} + \sum \ln x_i \cdot \frac{1}{(1-\theta)^2}$$

$$-1 - = 0$$

$$0 \Rightarrow n \left( \frac{1-\theta}{\theta} \right) + \sum \ln x_i ;$$

$$0 = n - n\theta + \sum \ln x_i$$

$$n\theta - \theta \sum \ln x_i = n$$

$$\partial(n - \sum \ln x_i) = n \Rightarrow \theta = \frac{n}{n - \sum \ln x_i}$$

$$(\ln V)'_{\theta} = n \cdot \frac{1}{\theta - \theta^2} + \sum \ln x_i \cdot \frac{1}{(1-\theta)^2}$$

$$(\ln V)''_{\theta} = n \cdot \frac{1-2\theta}{(\theta-\theta^2)^2} + \sum \ln x_i \cdot \frac{-2(1-\theta)(-1)}{(1-\theta)^4}$$

$$= n \cdot \frac{2\theta-1}{(\theta-\theta^2)^2} + \sum_{i=1}^n \ln x_i \cdot \frac{2(1-\theta)}{(1-\theta)^4}$$

notam A =  $\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \ln x_i$

$$\boxed{(\ln V)''|_{\theta=0} = \frac{1}{1-\lambda} < 0}$$

$$f''(x_0) < 0 \Rightarrow \text{MAX}$$

$\bullet x \in N(m, \Gamma)$

$$\text{I } m \in (\bar{x} - t_{1-\frac{\alpha}{2}}, \bar{x} + t_{1-\frac{\alpha}{2}}), \Gamma - \text{dat}$$

$$\text{II } m \in (\bar{x} - t_{1-\frac{\alpha}{2}}, n-1 \frac{1}{\sqrt{n}}), \bar{x} + t_{1-\frac{\alpha}{2}}, n-1 \frac{1}{\sqrt{n}} \text{ ) } \cap$$

$$\text{III } \Gamma^2 \in \left( \frac{(n-1)s^2}{x_{1-\frac{\alpha}{2}}^2}, n-1 \frac{(n-1)s^2}{x_{\frac{\alpha}{2}}^2} \right)$$

2. Pentru estimarea mediei lungimilor unei pieze  
 1 - au făcut măsurători asupra unui eșantion de  $n=16$  pieze, obținându-se  $\bar{x}$  (medie de selecție) de  $15 \text{ mm}$ . Se știe că lungimile piezelor au  
 repartitie normală cu dispersia cunoscută  $s^2 = 2,56 \text{ mm}^2$ .  
 Se se dă un interval de încredere pentru  
 media teoretică a lungimii piezelor cu un  
 coeficient de încredere de  $0,99$ .

$$1 - \alpha = 0,99$$

$$\alpha = 0,01$$

$$\frac{\alpha}{2} = 0,005$$

$$1 - \frac{\alpha}{2} = 0,995$$

$$m \in (15 - 2_{0,995}, \frac{1,6}{4}) ; (15 + 2_{0,995} \cdot \frac{1,6}{4})$$

$$\bar{x} = 15$$

$$n > 16$$

$$\sigma^2 = 2,56 \Rightarrow \sigma = 1,6$$

$$2_{0,995} = 2,58$$

$$m \in (15 - 2,58 \cdot 0,4 ; 15 + 2,58 \cdot 0,4)$$

$$m \in (13,968 ; 16,032)$$

## Seminar 13

26.05.2022

Repartiție teoretică a unei populații statistică de caracteristici și este normală de parametri  $\mu = 3$ . În urmă unei selecții de volum  $n = 100$  s-a obținut  $\bar{X}$  (medie de selecție) ~~restul~~  $= 3,3$ . Se verifică dacă media de selecție differează de media teoretică la un prag de semnificație  $\alpha = 0,05$ .

Distribuția  $T$  (abaterea pătrată) moale este cunoscută, se va aplica testul Z bilateral. TZB

$$m = 3$$

$$n = 100$$

$$\sigma = 5$$

$$\bar{X} = 3,3$$

$$\alpha = 0,05$$

Se verifică ipoteza  $H_0: m = m_0 = 3$

$$H_1: m \neq m_0 \Rightarrow 3$$

Să calculăm  $Z_C = \frac{\bar{X} - m}{\sigma / \sqrt{n}}$

$$Z_C \in \left( -\frac{z_{1-\alpha}}{2}, \frac{z_{1-\alpha}}{2} \right)$$

~~99,5%~~  $\frac{0,95}{2} = 0,475$

$$Z_C = \frac{3,3 - 3}{5 / \sqrt{100}} = 0,6$$

$$z_c \in (-z_{0,475}, z_{0,475})$$

~~$z_c = 0,6$~~

$$0,6 \in (-1,96, 1,96) \text{ (A)}$$

$\Rightarrow$  se acceptă ipoteza  $H_0$

În concluzie, cu o probabilitate de 95%, media de selecție nu diferește de media teoretică.

2 - Pentru a testa productivitatea muncii culegătorilor de răpuni și-a efectuat 25 de măsurători obținându-se o medie de 5,3 kg de răpuni per culegător per ore, cu o

varianță standard 0,5 kg răpuni pe ore.  
Se verifică ipoteza  $H_0 : \mu = 5,5 \text{ kg/cal/h}$  față de alternativa  $H_1 : \mu < 5,5 \text{ kg/cal/h}$  pt  $\alpha = 0,01$ .

$$n = 25$$

$$\bar{x} = 5,3$$

$$\sigma = 0,5$$

Test unilaterul negativ

$$T_0 = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{5,3 - 5,5}{0,5 / \sqrt{25}} = -2$$

$$T_{2,5\%} = T_{0,01, 24} = 2,797$$

$$T_C \geq T_{2; n-1}$$

$$-2 \geq 2,797 \text{ (F)}$$

$$T_{2; n-1} = -t_{1-2; n-1}$$

$$-2 \geq -2,797 \text{ (A)}$$

~~-TB~~

În concluzie, ~~H0~~ lo în nivel de probabilitate 99%, ceea ce înseamnă că cele approximative 5,5 Kg/cel/l.

3. Determinarea continuă de arst dintr-o substanță organică. Să se stabilească dacă, rezultatele găsite de analistul A sunt mai bune decât ale analistului B și printrul de semnif. cu 25 de clase se cunoacă:

A :

$$n_1 = 7$$

$$\bar{x}_1 = 12,56$$

$$s_1^2 = 0,0232$$

$$\alpha = 0,05$$

Se folosente testul  $T$  privind diferența medilor  $T_{TB}$

B :

$$n_2 = 7$$

$$\bar{x}_2 = 12,20$$

$$s_2^2 = 0,0332$$

$$H_0: m_1 = m_2$$

~~$$H_0: m_1 \neq m_2$$~~

$$H_1: m_1 > m_2$$

$$T_C = \frac{12,56 - 12,12}{\sqrt{6 \cdot 0,0232 + 6 \cdot 0,0332}} \cdot \sqrt{\frac{4,9(12)^6}{14}} \\ = \frac{0,36}{0,3384} \cdot \sqrt{42} \\ = 6,8944049981 \approx 6,90$$

$$T_C \leq T_{t=2; n_1+n_2-2}$$

$$T_C \leq T_{0,95; 12}$$

~~(\*)~~

$$\text{(*)} \leq 2,179$$

$$6,90 \leq 2,179$$

 $\Rightarrow$  ~~Se~~ accepta  $H_1$

SEMINAR 15 (302)

02.06.2022

$$l.X: \left( \begin{matrix} n \\ r \cdot q^{n-1} \end{matrix} \right)$$

$n \in \mathbb{N}^*$

v. a geometrică

$$\sum_{n=1}^{\infty} r \cdot q^{n-1} = r \sum_{n=1}^{\infty} q^{n-1} = r \cdot \frac{1}{1-q} = 1$$

$$P\{n < X \leq 2n\} \leq \frac{1}{2}, (\forall) n \in \mathbb{N}^*$$

$$P\{n < X \leq 2n\} = P\{X \in \{n+1, n+2, n+3, \dots, 2n\}\}$$

$$\cancel{P(X \in \mathcal{S})} = \sum_{k=n+1}^{2n} P\{X=k\} = \sum_{k=n+1}^{2n} r \cdot q^{k-1}$$

$$= r \sum_{k=n+1}^{2n} q^{k-1} = r \cdot q^n \frac{1-q^{n+1}}{1-q} = q^n - (q^n)^2$$

$$\text{Notăm } x = q^n$$

$$x - x^2 \leq \frac{1}{4}$$

$$x - x + \frac{1}{4} \geq 0$$

$$4x^2 - 4x + 1 \geq 0$$

$$0 = 16 - 16$$

$$0 = 0 \Rightarrow \exists 0, (\forall) x \in \mathbb{R}$$

Revenim la notatie



2. Să se obțină  $a$ ,  $a > 0$ , astfel încât  $P\{X \leq a\} = P\{X \geq a\}$ ,

unde,  $X$  v.a. pozitivă și continuă, astăzi,

$$P\{X > t\} = e^{t-a}, \quad (\forall) t \geq 0$$

$$P\{X \leq a\} = 1 - P\{X \leq a\} \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow 2P\{X \leq a\} = 1 \Leftrightarrow P\{X \leq a\} = \frac{1}{2}$$

$$F(a) = \frac{1}{2} \quad \text{- funcția de repartitie}$$

~~$P\{X > t\} = e^{t-a}$~~

$$1 - P\{X > t\} = 1 - e^{t-a}$$

$$\Leftrightarrow P\{X \leq t\} = \boxed{F(t) = 1 - e^{t-a}}, \quad (\forall) t \geq 0$$

OBS: Dacă  $X$  v.a. contine  $P\{X = a\} = 0$

$$f(t) = F'(t) \Leftrightarrow (1 - e^{t-a})' = -e^{t-a} (1 - e^{t-a})' = \\ = e^{t-a} \cdot (-e^{t-a}) = -e^{2t-a}$$

$$F(a) = \frac{1}{2}$$

$$-e^{2a} = \frac{1}{2}$$

$$e^{2a} = +\frac{1}{2} \quad | \log$$

$$e^{2a} = \log \frac{1}{2}$$

$$1 - e^{2a} = -\ln 2$$

$$e^{2a} = \ln 2 + 1$$

$$\Rightarrow a = \ln(\ln 2 + 1) > 0 \quad (\text{A})$$

3. Se extrag 5 numere din multimea numerelor naturale  $\{1, 2, 3, \dots, 30\}$ . fără repunere

a) Să se calculeze probabilitatea ca printre nr extrase să existe exact 2 numere divizibile cu 3.

b) Să se calculeze valoarea medie și varianța unei variabilelui  $X$  care indică numărul de multipli de 3 extrasi.

a)

$$\frac{\binom{2}{10} \cdot \binom{3}{20}}{\binom{5}{30}} \quad 10 \text{ sunt divizibile cu } 3$$

$$\frac{\binom{2}{10} \cdot \binom{3}{20}}{\binom{5}{30}} \quad \text{Schema hipergeometrică}$$

$$P_{10, 20}^{2, 5-2} = \frac{\binom{2}{10} \cdot \binom{3}{20}}{\binom{5}{30}}$$

$$b) \cancel{\binom{0}{10} \cdot \binom{2}{20} \cdot \binom{3}{10} \cdot \binom{4}{0} \cdot \binom{5}{0}}$$

$$P(0) \rightarrow \cancel{\frac{\binom{0}{10} \cdot \binom{5}{20}}{\binom{5}{30}}} =$$

$$\cancel{\frac{\binom{i}{10} \cdot \binom{5-i}{20}}{\binom{5}{30}}}$$

$$\times \left( \frac{\binom{5-i}{20} \cdot \binom{i}{10}}{\binom{5}{30}} \right) \quad i \in \{0, 1, 2, 3, 4, 5\}$$

$$M(X) = \sum_{i=0}^5 x_i p_i = \sum_{i=0}^5 i \frac{C_{20}^{5-i} C_{10}^i}{C_{30}^5}$$

$$= \frac{1}{C_{30}^5} \sum_{i=0}^5 i C_{20}^{5-i} C_{10}^i$$

$$= \frac{1}{C_{30}^5} \sum_{i=1}^5 i C_{20}^{5-i} \left( \frac{C_{10}}{C_9} C_9^{i-1} \right)$$

$$= \frac{10}{C_{30}^5} \sum_{i=1}^5 C_{20}^{5-i} C_9^{i-1} =$$

$$= \frac{10}{C_{30}^5} \left( C_{20}^4 C_9^0 + C_{20}^3 C_9^1 + C_{20}^2 C_9^2 + C_{20}^1 C_9^3 + C_{20}^0 C_9^4 \right)$$

$$= \frac{10}{C_{30}^5} C_{20}^4 = \frac{10}{\cancel{30}^5 C_{20}^4} \cancel{C_{20}^4} = \frac{5}{3}$$

4. Să se calculeze să se calculeze media unei variabile aleatoare având funcția de densitate  $f(x) = \alpha(1 + \cos x)$ ,  $x \in [-\pi, \pi]$

0, în rest

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$$

$$\Rightarrow \int_{-\pi}^{\pi} a(1 + \cos x) dx = 1$$

$$a \int_{-\pi}^{\pi} 1 + \cos x dx = 1$$

$$\int_{-\pi}^{\pi} 1 dx + \int_{-\pi}^{\pi} \cos x dx = \frac{1}{a}$$

$$x \int_{-\pi}^{\pi} \sin x dx = \frac{1}{a}$$

~~$$\pi + \pi + 180^\circ \sin \pi - \sin (-\pi) = \frac{1}{a}$$~~

$$2\pi + ? = \frac{1}{a}$$

$$\boxed{2\pi = a}$$

