

“Regula 50-50-90: de fiecare data cand ai o sansa de 50-50 sa intelegi ceva corect exista o probabilitate de 90% sa intelegi gresit.”

Andy Rooney

7

Probabilitati, probleme clasice

► *Problema intâlnirii*

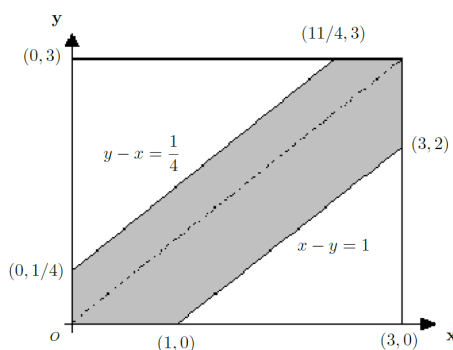


Un barbat si o femeie decid sa se intalneasca intr-un restaurant* dupa ora 21. Restaurantul se inchide la ora 24. Din cauza programului incarcat, al fiecaruia, ei decid ca in cazul in care unul dintre ei va intarzia fiecare sa astepte dupa celalalt un anumit timp. Barbatul este dispus sa astepte o ora iar femeia doar 15 minute.

Care este probabilitatea ca cei doi sa se intalneasca in acel restaurant ?

*Sa presupunem ca restaurantele sunt deschise si este permisa circulatia dupa ora 22. Prin urmare, probabilitatea nu este 0%.

Solutie: Vom **modela matematic problema** in felul urmator: notam cu x timpul la care soseste femeia la restaurant si cu y timpul la care soseste barbatul. Putem sa consideram ora 21 ca fiind timpul 0 si atunci 24 va fi reprezentat de numarul 3. Asadar $x, y \in [0, 3]$. Toate situatiile posibile sunt reprezentate de punctele (x, y) din interiorul patraturii $[0, 3] \times [0, 3]$ de mai jos.



In cazul in care barbatul soseste primul, adica $y \leq x$, atunci cei doi se vor intalni daca $x - y \leq 1$ (timpul la care soseste femeia este cu cel mult o ora peste cel al sosirii barbatului). Toti timpii de sosire care satisfac aceste restrictii sunt continuti in regiunea gri, din interiorul patraturii, mai precis partea din regiune cuprinsa intre prima bisectoare $y = x$ si dreapta $x - y = 1$

In cazul in care femeia soseste prima, adica $x \leq y$, atunci cei doi se intalnesc doar daca $y - x \leq \frac{1}{4}$. Toti timpii de sosire care satisfac aceste restrictii sunt continuti in partea superioara a regiunii gri, din interiorul patraturii, si anume partea cuprinsa intre prima bisectoare $y = x$ si dreapta $y - x = \frac{1}{4}$

Probabilitatea ca cei doi sa se intalneasca va fi

$$P = \frac{\text{numar cazuri favorabile}}{\text{numar cazuri posibile}}$$

Sunt o infinitate de cazuri favorabile si o infinitate de cazuri posibile.

Pentru a depasi aceasta situatie va trebui sa contorizam intr-un alt mod punctele (x, y) care corespund celor doua multimi. In loc sa numaram puncte, vom "masura" multimi. Estimam probabilitatea utilizand **ariile** regiunilor care descriu geometric multimea cazurilor favorabile, respectiv multimea cazurilor posibile.

Probabilitatea ca cei doi sa se intalneasca

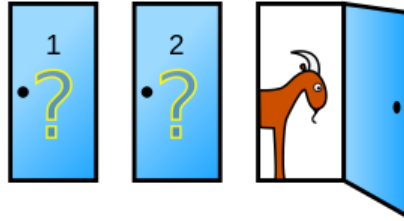
$$P = \frac{\text{aria regiunii gri}}{\text{aria patraturii}} = \frac{\frac{103}{32}}{3^2} \approx 35\%$$



Remarca

Sansa sa intelegi solutia este 50-50, asa ca verifica inca o data daca se aplica regula Rooney si pentru tine. Multe probleme de probabilitati au aparut initial sub forma unor probleme de perspicacitate, intrucat contin adevaruri contraintuitive. Putem observa in aceasta problema cum definitia clasica a probabilitatii esueaza, pentru definitia moderna **vezi curs**.

► *Problema Monty Hall*



Problema Monty Hall este un puzzle probabilistic numit dupa [Monty Hall](#), moderatorul show-ului *Let's Make a Deal*.

Esti la proba finala a concursului. In fata ta sunt **3 usi**, in spatele carora se afla doua capre si o masina. Alegi o usa (sa presupunem ca e usa [nr.1](#)). Speri ca in spatele usii sa se afle masina dorita. Monty Hall, gazda show-ului, stie ce se afla in spatele fiecarei usi si va deschide una dintre usile ramase, sa presupunem ca e usa cu [nr.3](#). Evident in spatele usii deschise se va afla o capra.

Apoi se joaca cu mintea ta si spune

“-Ai dreptul sa schimbi usa aleasa si sa alegi usa cu [nr.2](#) !”

Paradoxul: Sansele de castig prin schimbarea usii nu sunt 50-50

► *Cartea urmatoare*



Voi amesteca pachetul de carti si apoi le voi imparti una cate una, oricat de incet este nevoie. Cartile sunt asezate cu fata in jos. Tu observi sirul de carti asezate pe masa, fara a sti ce culoare au, si in orice moment doresti poti spune Stop. In acel moment iti voi arata cartea urmatoare. Daca este de culoare **rosie**, castigi jocul. Daca este de culoare **neagra**, pierzi. Nu exista jokeri in pachet.

Daca nu spui Stop pana la final, ultima carte din pachet va determina rezultatul jocului.

Care va fi strategia ta ?

► *Paradoxul baiat-fata*

A. Dl. Smith are doi copii. **Cel puțin unul** dintre ei este **baiat**. Care este probabilitatea ca celalalt copil sa fie fata?

B. Dl. Smith are doi copii. **Cel puțin unul** dintre ei este un **baiat nascut martea**. Care este probabilitatea ca celalalt copil sa fie o fata?

Paradoxul: Niciuna dintre probabilitati nu este 50% iar raspunsurile corecte nu sunt la fel.

► Tehnici de numarare

• in cele ce urmeaza vom lista cateva tehnici de numarare elementare, utile in estimarea unor probabilitati

► **regula produsului:** daca o sarcina consta dintr-un sir de n alegeri astfel incat sunt p_1 moduri de a realiza prima alegere, p_2 moduri de a realiza a doua alegere, etc., atunci sarcina poate fi realizata in $p_1 \cdot p_2 \cdot \dots \cdot p_n$ moduri diferite.

► **aranjamente de n obiecte distincte luate cate k :** numarul de aranjari a k obiecte alese dintre n obiecte disponibile astfel incat:

- cele n obiecte sunt distincte
- repetarile nu sunt permise
- ordinea conteaza

se obtine prin formula $A_n^k = \frac{n!}{(n-k)!}$

• **tiparul** care trebuie retinut:

- ▷ n persoane trebuie asezate la o masa care are doar $k \leq n$ locuri (scaune)
- ▷ ordinea de aranjare a persoanelor la masa conteaza, deci cu k persoane deja asezate se pot forma in total $k!$ aranjari distincte
- ▷ A_n^k este numarul de moduri diferite in care cele n persoane se pot distribui pe cele k locuri

► **combinari de n obiecte distincte luate cate k :** numarul de moduri in care putem extrage k obiecte din n existente, fara ca ordinea in care sunt extrase sa conteze, se obtine prin formula $C_n^k = \frac{n!}{(n-k)!k!}$

• **tiparul** care trebuie retinut:

- ▷ avem o multime (colectie) care are n elemente
- ▷ dorim sa extragem o submultime de k elemente, evident intr-o astfel de submultime ordinea elementelor nu conteaza
- ▷ conteaza doar ce elemente fac parte din submultime
- ▷ C_n^k este egal cu numarul de submultimi cu k elemente ale unei multimi cu $n \geq k$ elemente

► **combinari cu repetitie:** orice selectie de k obiecte dintr-o multime de n , astfel incat fiecare obiect poate fi ales de mai multe ori, se numeste *combinare de n obiecte luate cate k cu repetitie* si e data de formula

$$C_{rep}(k, n) = \frac{(n+k-1)!}{k!(n-1)!}$$

• orice selectie cu repetitie poate fi vizualizata ca o k -selectie din n itemi, cu posibilitatea de repetare a acestora, astfel incat ordinea de aranjare a itemilor in selectie sa nu conteze si k sa poata fi mai mare decat n .

Exemplu standard: Mergi la magazin si ai bani doar pentru 6 dulciuri. Magazinul are de vanzare ciocolata (C), guma de mestecat (G) si acadele (A). Cate selectii diferite poti face ?

Cateva selectii pe care le poti face sunt

AAAAGG

AGAAGC

GGAACC

Raspunsul este: trebuie sa faci o 6-selectie din 3 itemi disponibili, repetarea este permisa si ordinea nu este importanta cand iti cumperi dulciuri. Prin urmare sunt

$$C_{rep}(6, 3) = \frac{3 + 6 - 1}{6!(3 - 1)!} = 28 \quad \text{posibilitati}$$

► **aranjarea a n obiecte diferite in k cutii:** vom presupune ca sunt date n obiecte diferite si k lazi C_1, C_2, \dots, C_k si avem de asezat n_1 obiecte in cutia C_1 , n_2 obiecte in cutia C_2 , etc. , si n_k obiecte in cutia C_k , unde $n_1 + n_2 + \dots + n_k = n$.

• vom presupune ca ordinea de asezare a obiectelor intr-o anumita cutie nu conteaza, numarul tuturor distributiilor posibile este coeficientul multinomial

$$\frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_k!}, \quad n_1 + n_2 + \dots + n_k = n.$$

► **principiul bijectiei:** doua multimi finite A si B au acelasi numar de elemente daca si numai daca exista o bijectie $f : A \rightarrow B$.

• vezi Problema rezolvata 1 pentru un exemplu

► **principiul incluziunii si excluziunii:** vom nota prin $|A|$ **numarul de elemente** ale multimii A , pentru o colectie A_1, A_2, \dots, A_n de submultimi ale unei multimi finite X avem

$$\left| \bigcup_{k=1}^n A_k \right| = \sum_{i=1}^n |A_i| - \sum_{1 \leq i < j \leq n} |A_i \cap A_j| + \dots + (-1)^{p-1} \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_p \leq n} |A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_p}|$$

$$+ \dots + (-1)^{n-1} |A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n|.$$

• acest principiu poate fi exprimat si in forma sa complementara

$$\left| \bigcap_{k=1}^n \bar{A}_k \right| = \left| X \setminus \bigcup_{k=1}^n A_k \right| = |X| - \sum_{i=1}^n |A_i| + \sum_{1 \leq i < j \leq n} |A_i \cap A_j| + \dots$$

$$+ (-1)^p \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_p \leq n} |A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_p}| + \dots + (-1)^n |A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n|.$$

► **Scheme clasice de probabilitate**

• vom prezenta cateva trick-uri sau sabloane de care trebuie sa tinem cont atunci cand estimam probabilitati

► **teorema lui Poincaré:** probabilitatea realizarii cel puțin a unui eveniment este data de

$$P\left(\bigcup_{k=1}^n E_k\right) = \sum_{k=1}^n P(E_k) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(E_i \cap E_j) + \sum_{1 \leq i < j < k \leq n} P(E_i \cap E_j \cap E_k) - \dots + (-1)^{n-1} P(E_1 \cap E_2 \dots \cap E_n)$$

• compara cu principiul incluziunii si excluziunii, de exemplu, pentru $n = 3$

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

si scrie forma complementara a teoremei lui Poincaré

► **formula inmultirii:** probabilitatea realizarii tuturor evenimentelor

$$P\left(\bigcap_{k=1}^n E_k\right) = P(E_1) \cdot P(E_2|E_1) \cdot P(E_3|E_1 \cap E_2) \cdot \dots \cdot P\left(E_n \mid \bigcap_{k=1}^{n-1} E_k\right)$$

• in cazul in care stim ca evenimentele sunt **independente**, formula se simplifica

$$P\left(\bigcap_{k=1}^n E_k\right) = P(E_1) \cdot P(E_2) \cdot \dots \cdot P(E_n).$$

► **formula probabilitatii totale:** probabilitatea unui eveniment E care poate aparea simultan cu unul dintre evenimentele H_1, H_2, \dots, H_n (numite ipoteze), care formeaza un sistem complet de evenimente, e data de

$$P(E) = \sum_{k=1}^n P(H_k)P(E|H_k)$$

unde $\sum_{k=1}^n P(H_k) = 1$ (adica doar in aceste ipoteze poate aparea E)

► **formula lui Bayes:** probabilitatea $P(H_j|E)$ a ipotezei H_j dupa ce evenimentul E a avut loc

$$P(H_j|E) = \frac{P(H_j)P(E|H_j)}{\sum_{k=1}^n P(H_k)P(E|H_k)}$$

► **experimentul binomial**

- este un **experiment statistic** cu urmatoarele proprietati
- experimentul consta din n incercari repetate
- la fiecare repetare nu pot aparea decat doua evenimente unul numit **succes** si celalalt **esec**
- probabilitatea unui succes, notat prin p , este aceeaasi la fiecare incercare.
- probabilitatea unui esec, notata prin $q = 1 - p$, este aceeaasi la fiecare incercare
- incercarile sunt independente: rezultatul uneia nu afecteaza rezultatul oricarei alte incercari
- **probabilitatea binomiala** este probabilitatea ca la un experiment binomial sa fie inregistrate **exact k succese** in n incercari

$$P = C_n^k \cdot p^k \cdot q^{n-k}$$

Tipar: se arunca o moneda de 6 ori, probabilitatea de a obtine de 4 ori pajura este

$$P = C_6^4 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^4 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{6-4}$$

- probabilitatea de a obtine **cel puțin k succese** este

$$P = 1 - \sum_{i=0}^{k-1} C_n^i \cdot p^i \cdot q^{n-i}$$

- probabilitatea ca **al k -lea succes sa fie obtinut dupa exact r incercari** este

$$P = C_{r-1}^{k-1} p^k (1-p)^{r-k}, \quad r \geq k.$$

► **experimentul multinomial**

- generalizeaza experimentul binomial:
- acum fiecare incercare are k **rezultate posibile** E_1, E_2, \dots, E_k
- aceste rezultate au probabilitatile p_1, p_2, \dots, p_k
- cele n incercari sunt din nou independente
- **probabilitatea multinomiala** este probabilitatea ca E_1 sa apara de n_1 ori, E_2 sa apara de n_2 ori, ... E_k sa apara de n_k ori

$$P = \frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_k!} \cdot p_1^{n_1} p_2^{n_2} \dots p_k^{n_k}$$

unde $n = n_1 + n_2 + \dots + n_k$

► **schema Poisson**

- fie E_1, E_2, \dots, E_n n evenimente independente ale unui experiment.
- notam prin p_i probabilitatea sa apara evenimentul E_i si prin $q_i = 1 - p_i$, $i = \overline{1, n}$ probabilitatea evenimentului complementar
- probabilitatea **sa apara k evenimente dintre cele n** este data de coeficientul lui X^k din expresia

$$(p_1 X + q_1) \cdot (p_2 X + q_2) \cdot \dots \cdot (p_n X + q_n)$$

- poate fi interpretata ca o generalizare a experimentului binomial, in sensul ca acum succesul are o probabilitate diferita p_i , $i = \overline{1, n}$, la fiecare incercare.
- **tipar**: trebuie sa extragi bile din n cutii
 - ▷ in fiecare cutie sunt doar bile albe si negre, sansa sa extragi o **bila neagra** din prima cutie este p_1 , din a doua cutie este p_2, \dots , din a n -a cutie este p_n
 - ▷ sansa sa extragi k bile negre, extragand cate o bila din cele n cutii, este cea obtinuta cu regula Poisson

► **schema bilei nerevenite (hipergeometrica)**

- consideram problema a n extrageri repetate dintr-o cutie ce contine N obiecte, dintre care M sunt defecte.
- daca extragerile se fac cu inlocuire (obiectul extras este pus inapoi in cutie inainte de extragerea urmatoare), atunci avem un experiment binomial cu n incercari si $p = \frac{M}{N}$ probabilitatea unui succes, daca definim succesul ca fiind extragerea unui obiect defect
 - daca extragerile se fac **fara inlocuire**, atunci probabilitatea extragerii unui obiect defect nu mai este aceeaasi in cele n extrageri
 - **probabilitatea de a extrage exact k obiecte defecte** in cele n incercari se numeste probabilitate hipergeometrica si este data prin

$$P = \frac{C_M^k C_{N-M}^{n-k}}{C_N^n}$$



Probleme rezolvate

Problema 1

- Aratati ca numarul de functii $f : A \mapsto B$ este dat de $|B|^{|A|}$, daca A si B sunt multimi finite.
- Aflati numarul submultimilor unei multimi A cu m elemente.

Solutie: Vom folosi aceasta problema pentru a exersa doua tehnici de numarare: regula produsului si principiul bijectiei.

- Sa definim mai intai multimile $A = \{x_1, x_2, \dots, x_m\}$ si $B = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$.

Conform definitiei unei functii, $f(x_1)$ trebuie sa ia o **singura** valoare din multimea $B = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$. Astfel pentru valoarea lui $f(x_1)$ avem exact **n posibilitati**. Analog, pentru $f(x_2)$ avem n posibilitati, etc. La final se aplica **regula produsului** si se obtin n^m posibilitati de a defini functii de la A la B .

- Putem afla numarul submultimilor intr-un mod mai elementar, contorizand pe rand cate submultimi cu k elemente exista, $k \leq m$. Dorim insa sa aratam cum functioneaza **principiul bijectiei**.

Vom construi o bijectie intre multimea submultimilor lui A , de obicei notata cu $\mathcal{P}(A)$ (partile lui A) si o alta multime a carei elemente se numara mai usor. Dificultatea principiului consta in constructia functiei bijective, care va usura rezolvarea problemei de numarare.

Sa consideram multimea cuvintelor binare de lungime m

$$C = \{c_1 c_2 \dots c_m : c_i \in \{0, 1\}, \text{ pentru orice } i \leq m\}$$

Se observa usor ca **aceasta multime are 2^m elemente**, conform regulii produsului, caci fiecare litera c_i a cuvintului binar poate avea exact 2 valori.

Definim acum o bijectie $f : \mathcal{P}(A) \mapsto C$ care atribuie fiecărei submultimi S a lui A un cuvânt binar de lungime m , în felul următor

$$f(S) = c_1 c_2 \dots c_m \quad \text{unde } c_i = \begin{cases} 1, & \text{daca } x_i \in S \\ 0, & \text{daca } x_i \notin S \end{cases}$$

De exemplu, submultimea $S = \{x_1, x_3, x_4\}$ corespunde cuvintului binar

$$\underbrace{10110\dots\dots\dots 0}_{\text{doar zerouri}}$$

Se argumenteaza usor ca aceasta functie este bijectiva si prin urmare numarul de elemente ale lui $\mathcal{P}(A)$ este egal cu numarul de elemente ale lui C , conform principiului bijectiei \implies sunt 2^m submultimi.

Problema 2

Aratati ca numarul de functii surjective $f : A \mapsto B$, în cazul în care $|A| = m, |B| = n$, este

$$S = \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-k)^m$$

atunci când $m \geq n$, altfel este $S = 0$.

Solutie: Problema propusa creaza o buna oportunitate de a face cunostinta cu cateva tehnici caracteristice teoriei probabilitatilor. Nu vom folosi cuvântul probabilitate dar vom adopta unele strategii din teoria probabilitatilor.

Dorim sa contorizam functiile surjective $f : \{x_1, x_2, \dots, x_m\} \rightarrow \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$. Este mai simplu sa studiem **functiile care nu sunt surjective**, la fel cum la probabilitati vom studia uneori evenimentul complementar \bar{E} . Pentru început sa cadem de acord ca avem relatia

$$\text{nr. functii surjective} = \text{nr. functii} - \text{nr. functii nesurjective}$$

si ca numarul de functii $f : A \rightarrow B$ care pot fi definite între doua multimi finite este $|B|^{|A|}$.

Pentru a calcula numarul de functii nesurjective, vom descompune proprietatea de a nu fi surjectiva în mai multe proprietati, în ideea aplicării **principiului incluziunii si excluziunii**.

Vom nota cu F_1 multimea functiilor care rateaza valoarea y_1 , cu F_2 multimea functiilor care rateaza valoarea y_2 , si asa mai departe cu F_n multimea functiilor care rateaza valoarea y_n . Surpriza consta în faptul ca $F_1 \cup F_2 \cup \dots \cup F_n$ va contine toate functiile nesurjective, caci aceste functii rateaza cel puțin o valoare $y_i, i = \overline{1, n}$. Numarul functiilor nesurjective va fi

$$|F_1 \cup F_2 \cup \dots \cup F_n| = \sum_{i=1}^n |F_i| - \sum_{1 \leq i < j \leq n} |F_i \cap F_j| + \dots$$

$$+(-1)^{p-1} \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_p \leq n} |F_{i_1} \cap F_{i_2} \cap \dots \cap F_{i_p}| + \dots + (-1)^{n-1} |F_1 \cap F_2 \cap \dots \cap F_n|.$$

Pentru a calcula aceasta suma, trebuie sa evaluam pe rand termenii sai. Pentru inceput $|F_i|$ este numarul functiilor care rateaza valoarea y_i . Aceste functii sunt functii definite pe multimea $\{x_1, x_2, \dots, x_m\}$ si cu valori in multimea $\{y_1, y_2, \dots, y_{i-1}, y_{i+1}, \dots, y_n\}$. Conform celor discutate mai sus, se pot construi $(n-1)^m$ astfel de functii.

In mod asemanator $|F_i \cap F_j|$ este numarul functiilor care rateaza valorile y_i si y_j , adica functii definite pe o multime cu m elemente si cu valori intr-o multime cu $n-2$ element $\implies |F_i \cap F_j| = (n-2)^m$. Rationamentul continua pentru fiecare grup de termeni in parte. E important sa remarcam faptul ca atunci cand construim functii din $F_i \cap F_j$ nu ne intereseaza daca acestea rateaza si alte valori din multimea $\{y_1, y_2, \dots, y_{i-1}, y_{i+1}, \dots, y_{j-1}, y_{j+1}, \dots, y_n\}$ ci doar faptul ca y_i si y_j nu se afla in $Im f$. La fel gandim si in cazul celorlalti termeni. Ca formula generala, grupul

$$\sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_p \leq n} |F_{i_1} \cap F_{i_2} \cap \dots \cap F_{i_p}|$$

va contine C_n^p termeni si toti au valoarea $(n-p)^m$. Prin urmare

$$|F_1 \cup F_2 \cup \dots \cup F_n| = C_n^1(n-1)^m - C_n^2(n-2)^m + \dots + (-1)^{p-1} C_n^p(n-p)^m + \dots + (-1)^{n-1} (n-n)^m$$

si numarul de functii surjective va fi

$$S = \sum_{k=0}^n (-1)^k C_n^k (n-k)^m.$$




Remarca

Putem sa privim problema aflarii functiilor surjective dintr-o alta perspectiva. Vom vizualiza o functie surjectiva ca pe o partitie a multimii $\{x_1, x_2, \dots, x_m\}$ in n submultimi in felul urmatoar: in fiecare submultime A_i se afla doar elemente din A care sunt transformate in acelasi element din $B = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$, adica $A_i = \{x_{i_1}, x_{i_2}, \dots, x_{i_p}\}$ pentru care $f(x_{i_1}) = f(x_{i_2}) = \dots = f(x_{i_p})$. Deoarece functia nu trebuie sa fie injectiva o astfel de submultime poate avea mai mult de un element. Asadar $A = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n$. De remarcat faptul ca nu am precizat in ce element sunt transformate elementele din aceste submultimi. Practic aceasta partitie a lui A reprezinta o grupare a elementelor care sunt trimise in acelasi $y \in B$.

Spre exemplu, functia surjectiva $f : \{1, 2, 3, 4\} \rightarrow \{1, 2\}$ definita prin $f(1) = 1, f(2) = 2, f(3) = 1, f(4) = 2$ corespunde partitiei $\{1, 3\} \cup \{2, 4\}$ a lui A .

Numarul partițiilor unei multimii cu m elemente in n submultimi este dat de numarul Stirling de speta a doua $S(m, n)$. Trebuie insa remarcat ca fiecarei partitii in n submultimi ii corespund $n!$ functii surjective distincte, deoarece atunci cand am construit o partitie nu am fixat valoarea y in care este trimis fiecare x dintr-o astfel de submultime. Putem aranja


 aceste valori in $n!$ moduri.

$$S = n! \cdot S(m, n)$$

Problema 3

La o petrecere sunt n cupluri, sot si sotie. La un moment dat toti invitatii sunt pe ringul de dans. Se presupune ca formarea perechilor de dans este egal probabila.

- i) Care este probabilitatea ca in acel moment fiecare bărbat să nu danseze cu soția sa ?
- ii) Să se calculeze limita acestei probabilități când $n \rightarrow \infty$.

Soluție: Definim "evenimentele elementare":

E_1 : primul barbat danseaza cu sotia in acel moment

E_2 : al doilea barbat danseaza cu sotia in acel moment

.....

E_n : al n-lea barbat danseaza cu sotia in acel moment

Se arata usor ca

$$P(E_{i_1} \cap E_{i_2} \cap \dots \cap E_{i_p}) = \frac{(n-p)!}{n!}$$

deoarece dacă s-au format p perechi soț-soție, atunci celelalte $(n-p)$ perechi "barbat-femeie" se pot forma în $(n-p)!$ moduri.

Evenimentul E cerut: "Fiecare barbat sa nu danseze cu sotia sa" se compune folosind aceste evenimente elementare in felul urmator

$$E = \bar{E}_1 \cap \bar{E}_2 \cap \dots \cap \bar{E}_n$$

Prin urmare forma complementara a teoremei lui Poincaré ne furnizeaza

$$\begin{aligned}
 P\left(\bigcap_{k=1}^n \bar{E}_k\right) &= 1 - \sum_{i=1}^n P(E_i) + \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(E_i \cap E_j) + \dots \\
 &+ (-1)^p \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_p \leq n} P(E_{i_1} \cap E_{i_2} \cap \dots \cap E_{i_p}) + \dots + (-1)^n P(E_1 \cap E_2 \cap \dots \cap E_n).
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P(E) &= 1 - C_n^1 \frac{(n-1)!}{n!} + C_n^2 \frac{(n-2)!}{n!} - \dots + (-1)^n C_n^n \frac{(n-n)!}{n!} \\
 &= 1 - \frac{n!}{1!(n-1)!} \frac{(n-1)!}{n!} + \frac{n!}{2!(n-2)!} \frac{(n-2)!}{n!} - \dots + (-1)^n \frac{1}{n!} \\
 &= 1 - \frac{1}{1!} + \frac{1}{2!} - \frac{1}{3!} + \dots + (-1)^n \frac{1}{n!}
 \end{aligned}$$

de unde rezultă

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(E) = \frac{1}{e}$$

deoarece am tinut cont de dezvoltarea Maclaurin a lui e^{-x}

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

Problema 4

Dintre studenții prezenti la un curs de MS se alege la întâmplare unul.

Să notăm următoarele evenimente

A - studentul ales este băiat,

B - studentul ales este nefumător,

C - studentul ales locuiește în cămin.

Se cer următoarele:

- Să se descrie evenimentul $A \cap B \cap \overline{C}$,
- În ce condiții are loc identitatea $A \cap B \cap C = A$?
- Când este adevărată relația $\overline{C} \subseteq B$?
- Când va putea avea loc egalitatea $\overline{A} = B$?

Soluție: a) Evenimentul are loc dacă a fost ales un băiat care nu fumează și care nu locuiește în cămin.

b) Când toți băieții locuiesc în cămin și nici unul nu fumează.

c) Când toți studenții care nu stau în cămin sunt nefumători.

d) Are loc dacă nicio fată nu fumează și în același timp toți băieții fumează.

Problema 5

Un muncitor a lucrat n piese. Sa notăm cu $A_i, i = \overline{1, n}$ evenimentul care constă în faptul că cea de a i -a piesă lucrată este defectă. Să se descrie matematic folosind limbajul teoriei multimilor următoarele evenimente:

- Niciuna dintre piesele lucrate nu este defectă,
- Cel puțin una dintre piesele lucrate este defectă,
- Numai una dintre piesele lucrate este defectă,
- Exact două piese sunt defecte,
- Cel puțin două piese nu sunt defecte,
- Cel mult două piese sunt defecte.

Soluție: Fie A_i evenimentul ca cea de a i -a piesă să fie defectă, atunci evenimentul complementar $\overline{A_i}$ înseamnă a i -a piesă lucrată este bună. Toate evenimentele descrise mai sus pot fi descompuse în funcție de aceste evenimente, pe care am putea să le numim evenimente elementare.

- Niciuna dintre piesele lucrate nu este defectă

$$\overline{A_1} \cap \overline{A_2} \cap \dots \cap \overline{A_n}$$

- Cel puțin una dintre piesele lucrate este defectă

$$A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n$$

- Numai una dintre piesele lucrate este defectă

$$\bigcup_{i=1}^n (\overline{A_1} \cap \overline{A_2} \cap \dots \cap \overline{A_{i-1}} \cap A_i \cap \overline{A_{i+1}} \cap \dots \cap \overline{A_n})$$

- Exact două piese sunt defecte

$$\bigcup_{\substack{i=1 \\ i < j}}^n (\overline{A_1} \cap \overline{A_2} \cap \dots \cap \overline{A_{i-1}} \cap A_i \cap \overline{A_{i+1}} \cap \dots \cap \overline{A_{j-1}} \cap A_j \cap \overline{A_{j+1}} \cap \dots \cap \overline{A_n})$$

e) Evenimentul "Cel puțin două piese nu sunt defecte" este complementar evenimentului "Cel mult o piesă nu este defectă"

$$\overline{\left(\bigcap_{i=1}^n A_i \right) \cup \left[\bigcup_{i=1}^n A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_{i-1} \cap \bar{A}_i \cap A_{i+1} \cap \dots \cap A_n \right]}$$

f) Cel mult două piese sunt defecte

$$\left(\bigcap_{i=1}^n \bar{A}_i \right) \cup \left[\bigcup_{i=1}^n (\bar{A}_1 \cap \bar{A}_2 \cap \dots \cap \bar{A}_{i-1} \cap A_i \cap \bar{A}_{i+1} \cap \dots \cap \bar{A}_n) \right]$$

$$\cup \left[\bigcup_{\substack{i=1 \\ i < j}}^n (\bar{A}_1 \cap \bar{A}_2 \cap \dots \cap \bar{A}_{i-1} \cap A_i \cap \bar{A}_{i+1} \cap \dots \cap \bar{A}_{j-1} \cap A_j \cap \bar{A}_{j+1} \cap \dots \cap \bar{A}_n) \right]$$

Problema 6

Intr-o urna sunt 3 bile **albastre** si 7 bile **rosii**. Se extrag trei bile fara a fi repuse in urna. Care este probabilitatea ca bilele extrase sa fie de culoare **albastra, rosie, rosie**, in aceasta ordine ?

Solutie: Problema enuntata mai sus este elementara. Rolul ei este sa atraga atentia asupra modului in care "manevram" evenimentele dependente. Definim evenimentele

E_1 am extras o bila **albastra** la prima extragere

E_2 am extras o bila **rosie** la a doua extragere

E_3 am extras o bila **rosie** la a treia extragere

Daca bilele are fi repuse in urna atunci toate cele trei evenimente ar fi **independente** si conform formulei inmultirii am obtine

$$P(E_1 \cap E_2 \cap E_3) = P(E_1) \cdot P(E_2) \cdot P(E_3) = \frac{3}{10} \frac{7}{10} \frac{7}{10}$$

Insa, deoarece bilele nu sunt repuse, aparitia evenimentului E_1 afecteaza probabilitatea evenimentului E_2 , apoi aparitia lui E_1 si E_2 afecteaza sansa lui E_3 . Cand evenimentele sunt **dependente** formula inmultirii este

$$P(E_1 \cap E_2 \cap E_3) = P(E_1) \cdot P(E_2|E_1) \cdot P(E_3|E_1 \cap E_2)$$

Pentru inceput $P(E_1) = \frac{3}{10}$ insa factorul $P(E_2|E_1)$ se traduce prin

Probabilitatea lui E_2 daca E_1 a aparut.

Asadar, stim ca E_1 a aparut la prima extragere (a fost extrasa o bila **albastra**). In acest moment in urna au mai ramas 2 bile **albastre** si 7 bile **rosii**
 $\implies P(E_2|E_1) = \frac{7}{9}$.

Probabilitatea sa apara o bila **rosie** la prima extragere este $\frac{7}{10}$. Un **paradox al teoriei probabilitatilor** se manifesta in felul urmatoar: daca nu stim ce bila a fost extrasa la prima extragere, probabilitatea de a extrage o bila **rosie**, la a doua extragere, ramane $\frac{7}{10}$!

Argumentarea se face folosind **formula probabilitatii totale**. Bila **rosie** poate aparea la a doua extragere in doua ipoteze:

H_1 : la prima extragere a iesit o bila **albastra**

H_2 : la prima extragere a iesit o bila **rosie**

Prin urmare $P(E_2) = P(H_1)P(E_2|H_1) + P(H_2)P(E_2|H_2) = \frac{3}{10} \cdot \frac{7}{9} + \frac{7}{10} \cdot \frac{6}{9} = \frac{7}{10}$

Sa revenim la problema si sa observam ca $P(E_3|E_1 \cap E_2) = \frac{6}{8}$ caci deja au fost extrase o bila **albastra** si una **rosie**. In final se obtine

$$P(E_1 \cap E_2 \cap E_3) = \frac{3}{10} \cdot \frac{7}{9} \cdot \frac{6}{8}$$



Remarca

In practica este foarte important sa stabilesti dependenta sau independenta unor evenimente, intrucat evaluarea corecta a sansei depinde de aceasta. Una dintre erorile des intalnite in teoria jocurilor poarta numele de **eroare Monte Carlo**. Jucatorii de ruleta care pariaza pe rosu, pentru ca ultimele sapte numere au fost negre, folosesc aceeaasi logica gresita. Probabilitatea de a se opri pe rosu este aceeaasi indiferent de cate ori a iesit negru ! Evenimentele sunt independente !

"Mintea are iluziile ei, ca si simtul vazului"

Pierre Simon Laplace

Problema 7

Un test anti-doping pentru o substanta interzisa sportivilor are o acuratete de 98%, in cazul in care cel testat a utilizat respectiva substanta (adica produce rezultate pozitive in 98% dintre cazuri). Acelasi test are o acuratete de 95%, in cazul celor care nu au utilizat substanta interzisa (adica returneaza rezultate negative la 95% dintre acestia). Este estimat ca 10% dintre sportivi folosesc substanta interzisa.

Un test administrat unui sportiv a iesit pozitiv. Care este probabilitatea ca acesta sa se fi dopat ? Care este probabilitatea ca testul administrat unui sportiv oarecare sa iasa negativ ?

Solutie: Aceasta problema evidentiaza o situatie reala foarte frecventa: chiar si cei care nu se dopeaza pot sa iasa pozitiv la testele anti-doping. Din aceasta cauza se recolteaza si investigheaza si o asa-zisa proba B si abia apoi sportivul testat este incriminat sau dezincriminat. Intotdeauna cand avem de-a face cu probabilitati conditionate este o idee buna sa reprezentam grafic problema, sub forma unui **arbore de decizie**.

Definim doua ipoteze, care vor forma un **sistem complet**

H_1 : sportivul este dopat

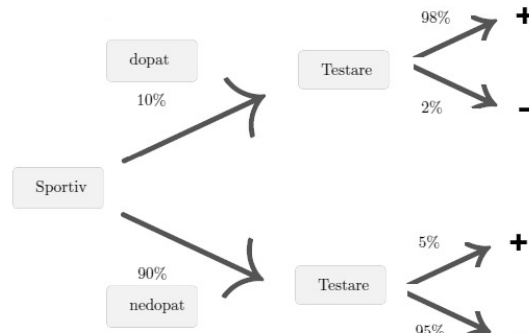
H_2 : sportivul nu este dopat

Observam ca evenimentele

+: testul a iesit pozitiv la testarea anti-doping

-: testul a iesit negativ la testarea anti-doping

pot aparea in oricare dintre cele doua ipoteze.



Prima intrebare se traduce matematic prin $P(H_1|+) = ?$, prin urmare avem de estimat probabilitatea unei ipoteze in conditiile in care un anumit eveniment a avut loc. Aceasta estimare se face cu [formula lui Bayes](#)

$$P(H_1|+) = \frac{P(H_1) \cdot P(+|H_1)}{P(+)}$$

iar $P(+) = P(H_1) \cdot P(+|H_1) + P(H_2) \cdot P(+|H_2)$ conform formulei probabilitatii totale, deoarece testul poate iesi pozitiv in ambele ipoteze(dopat-nedopat). Urmarind cu atentie arborele de decizie desenat mai sus

$$P(+) = 10\% \cdot 98\% + 90\% \cdot 5\% = 14,3\%$$

apoi

$$P(H_1|+) = \frac{10\% \cdot 98\%}{14,3\%} \approx 68\%$$

Din cauza ca probabilitatea nu este suficient de mare se va apela si la proba B. A doua intrebare a problemei se traduce prin $P(-) = ?$ si din nou formula probabilitatii totale livreaza

$$P(-) = P(H_1) \cdot P(-|H_1) + P(H_2) \cdot P(-|H_2) = 10\% \cdot 2\% + 90\% \cdot 95\% \approx 86\%$$

Problema 8

Patru premii diferite pot fi castigate cumparand cutii de cereale pentru micul dejun. Fiecare cutie contine un premiu. Unul dintre premii este un bilet la gradina zoologica a orasului. Sa presupunem ca o familie avand patru membri intentioneaza sa cumpere cereale pana cand vor castiga patru bilete la gradina zoologica. Care este probabilitatea ca familia sa trebuiasca sa cumpere 10 cutii pentru a castiga cele patru bilete? Dar probabilitatea sa trebuiasca sa cumpere 16 cutii pentru a le castiga?

Solutie: Trebuie sa remarcam faptul ca avem de-a face cu un experiment binomial. La fiecare incercare poti sa castigi un bilet la zoo (succesul) cu probabilitatea $p = \frac{1}{4}$ sau sa nu castigi (esecul) cu probabilitatea $q = \frac{3}{4}$. Cerinta

problemei se traduce prin a afla **probabilitatea ca al k -lea succes sa fie obtinut dupa r incercari** si asta se face prin formula

$$P = C_{r-1}^{k-1} p^k q^{r-k}, \quad r \geq k.$$

Formula nu are nimic magic, poate fi argumentata usor. Daca al k -lea succes a fost obtinut in a r -a incercare \implies in cele $r - 1$ incercari precedente au fost inregistrate exact $k - 1$ succese. Conform formulei probabilitatii binomiale stim ca probabilitatea de a avea $k - 1$ succese in $r - 1$ incercari este

$$C_{r-1}^{k-1} p^{k-1} q^{r-1-(k-1)}$$

Daca mai adaugam si evenimentul (independent de ce s-a intamplat in primele $r - 1$ incercari) ca la a r -a incercare inregistram un succes, atunci probabilitatea ceruta se obtine cu **formula inmultirii**.

In particular, in problema noastra ne intereseaza cazurile $r = 4$ si $r = 10$ si dorim sa obtinem exact $k = 4$ succese. Se obtin pe rand probabilitatile

$$P_1 = C_{10-1}^{4-1} \left(\frac{1}{4}\right)^4 \left(\frac{3}{4}\right)^{10-4} \quad \text{si} \quad P_2 = C_{16-1}^{4-1} \left(\frac{1}{4}\right)^4 \left(\frac{3}{4}\right)^{16-4}$$

Problema 9

Saisprezece luptatori iau parte la un turneu de judo. In cate moduri se pot trage la sorti meciurile din prima runda a turneului ?

Solutie: Tragerea la sorti a meciurilor primei runde este o problema similara cu asezarea a 16 obiecte in 8 cutii, astfel incat in prima cutie trebuie sa punem $n_1 = 2$ obiecte, in a doua cutie $n_2 = 2$ obiecte, etc., in a 8-a cutie $n_8 = 2$ obiecte. Avem astfel

$$n_1 + n_2 + \dots + n_8 = 16$$

si ordinea in fiecare cutie nu este importanta (A vs B este acelasi meci cu B vs. A). Conform formulei multinomiale

$$\frac{16!}{\underbrace{2! \cdot 2! \cdot \dots \cdot 2!}_{\text{de 8 ori}}} \quad \text{moduri de a trage la sorti meciurile primei runde}$$

Problema 10

Gasiti probabilitatea ca printre 7 persoane:

- Sa nu existe doua nascute in aceeasi zi a saptamanii
- Cel putin doua sa fie nascute in aceeasi zi
- Doua persoane sa fie nascute duminica si doua martea

Soluție: a) Aflarea zilei din saptamana in care fiecare persoana s-a nascut poate fi interpretata ca fiind un experiment multinomial cu 7 incercari, la fiecare incercare avem 7 evenimente posibile (rezultate):

- E_1 : s-a nascut luni
- E_2 : s-a nascut marti
-
- E_7 : s-a nascut duminica

Evident $P(E_1) = P(E_2) = \dots = P(E_7) = \frac{1}{7}$. Daca dorim sa nu existe doua persoane nascute in aceeasi zi a saptamanii, inseamna ca impunem conditia ca E_1 sa apara **o data**, E_2 sa apara **o data**, ..., E_7 sa apara **o data**. Prin urmare probabilitatea ceruta este de fapt **probabilitatea multinomiala**

$$P = \frac{7!}{1! \cdot 1! \cdot \dots \cdot 1!} \left(\frac{1}{7}\right)^1 \cdot \left(\frac{1}{7}\right)^1 \cdot \dots \cdot \left(\frac{1}{7}\right)^1 = \frac{7!}{7^7}$$

b) Evenimentul "Cel putin doua sunt nascute in aceeasi zi" este evenimentul complementar evenimentului "Fiecare persoana este nascuta intr-o alta zi a saptamanii" deci

$$P = 1 - \frac{7!}{7^7}$$

c) Redefinim rezultatele posibile ale experimentului multinomial in felul urmator

- E_1 : persoana s-a nascut martea
- E_2 : persoana s-a nascut duminica
- E_3 : persoana s-a nascut intr-o zi a saptamanii diferita de ziua de marti sau duminica

$P(E_1) = P(E_2) = \frac{1}{7}$ dar $P(E_3) = \frac{5}{7}$. Sa observam ca dorim ca E_1 sa apara de $n_1 = 2$ ori, E_2 sa apara de $n_2 = 2$ ori si E_3 sa apara de $n_3 = 3$ ori. Probabilitatea ceruta va fi probabilitatea multinomiala

$$P = \frac{7!}{2! \cdot 2! \cdot 3!} \left(\frac{1}{7}\right)^2 \cdot \left(\frac{1}{7}\right)^2 \cdot \left(\frac{5}{7}\right)^3$$

Problema 11

Problema Monty Hall

Solutie: La o evaluare rapida se pare ca sansa de castig e de 1/3 la inceput si 1/2 daca ne schimbam optiunea. Vom vedea mai jos ca intuitia reprezinta doar inceputul cunoasterii.

Conform informatiilor de la inceputul fisei, ai ales **usa 1** iar gazda emisiunii a deschis **usa 3**. Ce ne propunem sa calculam este probabilitatea ca masina sa se afle in spatele **usii 2** daca gazda a deschis **usa 3**.

Pentru a aborda problema folosind formule de tip Bayes va trebui sa definim ipotezele:

- H_1 : masina se afla in spatele usii 1
- H_2 : masina se afla in spatele usii 2
- H_3 : masina se afla in spatele usii 3

Definim si evenimentul

- E : moderatorul emisiunii **deschide usa 3**

Prin urmare, evenimentul a carui probabilitate dorim sa o calculam este:

$$H_2 \text{ conditionat de aparitia lui } E !!$$

$\implies P(H_2|E)$, probabilitatea unei ipoteze in conditiile in care evenimentul a avut loc.

Conform teoremei lui Bayes

$$P(H_2|E) = \frac{P(H_2)P(E|H_2)}{P(H_1)P(E|H_1) + P(H_2)P(E|H_2) + P(H_3)P(E|H_3)}$$

Va trebui sa fim foarte atenti la semnificatia fiecarei probabilitati din formula anterioara:

$P(H_1)$: probabilitatea ca masina sa fie in spatele usii 1 $\implies P(H_1) = \frac{1}{3}$

$P(H_2)$: probabilitatea ca masina sa fie in spatele usii 2 $\implies P(H_2) = \frac{1}{3}$

$P(H_3)$: probabilitatea ca masina sa fie in spatele usii 3 $\implies P(H_3) = \frac{1}{3}$

Urmeaza probabilitatile conditionate:

$P(E|H_1)$: probabilitatea ca gazda sa deschida usa 3. daca masina este in spatele usii 1

\implies atunci gazda stie ca in spatele usii 2 si 3 este o capra deci poate deschide pe oricare dintre acestea, din moment ce concurentul a ales usa 1

$\implies P(E|H_1) = \frac{1}{2}$

$P(E|H_2)$: probabilitatea ca gazda sa deschida usa 2, daca masina este in spatele usii 2

\implies gazda poate acum sa deschida **doar** usa 3, din moment ce masina este in spatele usii 2 si concurentul a ales usa 1

$\implies P(E|H_2) = 1$

$P(E|H_3)$: probabilitatea ca gazda sa deschida usa 3, daca masina este in spatele usii 3, este evident nula $\implies P(E|H_3) = 0$

Inlocuind aceste informatii in formula se obtine:

$$P(H_2|E) = \frac{2}{3} \approx 66\%$$



Remarca

Problema admite si alte abordari. Ceea ce merita retinut este ca estimarea de castig de 50%, facuta à l'aveugle, este gresita. Sansa de castig prin alegerea usii 2 este in realitate mult mai de mare, insusi marele matematician **Pal Erdos** nu a fost convins de exactitatea acestui rezultat pana in momentul in care a vazut o simulare pe calculator a problemei.

Problema 12

Cartea urmatoare

Solutie: Nu exista o strategie castigatoare!

Daca nu ai informatii despre evenimentele trecute, atunci probabilitatea (de a primi o carte rosie, de exemplu) este aceeasi la fiecare incercare.

Problema este asemanatoare problemei 6. Sa investigam un caz particular cu doar 4 carti in pachet. Sa presupunem ca doua sunt **rosii** si doua **negre**. Dealerul amesteca cartile si aseaza prima carte pe masa, fara a arata ce carte

este. Mai sunt trei carti in pachet. Probabilitatea de a obtine o carte **rosie** la urmatoarea este din nou $\frac{1}{2}$!

In acest moment sunt doua ipoteze

H_1 : prima carte a fost **neagra**

H_2 : prima carte a fost **rosie**

si vom defini evenimentul

E : urmatoarea carte este **rosie**.

Formula probabilitatilor totale va oferi estimarea

$$P(E) = P(H_1) \cdot P(E|H_1) + P(H_2) \cdot P(E|H_2) = \frac{1}{2}$$

Argumentul poate continua cu doua carti refuzate si doua carti ramase in pachet. In aceasta situatie sunt patru ipoteze posibile

H_1 : prima carte a fost **neagra** si a doua **neagra**

H_2 : prima carte a fost **rosie** si a doua **neagra**

H_3 : prima carte a fost **neagra** si a doua **rosie**

H_4 : prima carte a fost **rosie** si a doua **rosie**

Din nou, formula probabilitatilor totale livreaza aceeasi probabilitate pentru ca urmatoarea carte sa fie **rosie**: $1/2$.

Problema 13 (Paradoxul baiat-fata)

A. Dl. Smith are doi copii. **Cel putin unul** dintre ei este **baiat**. Care este probabilitatea ca celalalt copil sa fie fata?

B. Dl. Smith are doi copii. **Cel putin unul** dintre ei este un **baiat nascut martea**. Care este probabilitatea ca celalalt copil sa fie o fata?

Solution: Aceasta problema vrea sa evidentieze un fapt foarte important:

Procedura prin care informatia este obtinuta va influenta estimarea sansei.

Cand studiem probabilitati trebuie sa detaliem riguros experimentul statistic care a generat evenimentul a carui probabilitate este cautata. Din aceasta cauza cele doua probleme sunt considerate ambigue si au mai multe interpretari si raspunsuri posibile.

In continuare vom exemplifica aceste remarci pentru **problema B** si vom arata ca raspunsul depinde de procedeul de obtinere a informatiei. Vom indica doua posibile interpretari ale problemei.

Primul scenariu: *Stim ca dl. Smith are doi copii deoarece am ales la intamplare o familie cu doi copii!*

\implies Sa notam zilele saptamanii cu numere $1, 2, \dots, 7$ unde 1 inseamna luni, 2 inseamna marti, si asa mai departe. Acum vom putea considera evenimentele

B_i : un baiat a fost nascut in ziua i , pentru $i = \overline{1, 7}$

G_i : o fata a fost nascuta in ziua i , pentru $i = \overline{1, 7}$

De exemplu, B_2 inseamna ca un baiat este nascut martea, G_1 inseamna ca o fata este nascuta lunea. Folosind aceste notatii, putem forma evenimente ca B_2G_1 care inseamna: primul copil este un baiat nascut martea si al doilea este o fata nascuta lunea.

Presupunem ca un copil se naste cu aceeași probabilitate in oricare zi a saptamanii (destul de aproape de realitate). In acest fel obtinem 27 de posibile situatii care descriu zilele in care copii dlui Smith s-ar fi putut naste. Fiecare trebuie sa contina B_2 , reprezentand baiatul nascut martea.

B_2G_1	G_1B_2	B_1B_2	B_2B_1
B_2G_2	G_2B_2	B_2B_2	
B_2G_3	G_3B_2	B_3B_2	B_2B_3
B_2G_4	G_4B_2	B_4B_2	B_2B_4
B_2G_5	G_5B_2	B_5B_2	B_2B_5
B_2G_6	G_6B_2	B_6B_2	B_2B_6
B_2G_7	G_7B_2	B_7B_2	B_2B_7

Asadar sunt 27 de posibilitati dintre care 14 (cele din primele doua coloane) includ o fata. Probabilitatea ca dl. Smith sa aiba o fata este $\frac{14}{27}$.

Cu acest scenariu **problema A** va conduce la probabilitatea $\frac{1}{3}$.

Al doilea scenariu: Stim ca dl. Smith are doi copii pentru ca asa ne-a spus dansul (am fost la el acasa si l-am intrebat). Ne-a spus si ca are un baiat nascut martea.

\implies Acum o simpla aplicare a formulei lui Bayes va conduce la o probabilitate $\frac{1}{2}$ ca celalalt copil sa fie o fata.



Morala problemei

In primul rand, inainte de a aplica metodele teoriei probabilitatilor asigura-te ca experimentul descris este **bine definit** si verifica presupunerile facute relativ la problema.

In al doilea rand, **nu neglija detaliile care par ne semnificative**, orice detaliu trebuie investigat serios pentru ca poate face diferenta.

Problema 14

Urmatoarea afirmatie a fost facuta la un post de radio:

"Cei mai multi dintre teroristi sunt musulmani. Prin urmare este absolut necesar sa ii interogam pe toti musulmanii inainte de a-i lasa sa se imbarce intr-un avion."

Unde este eroarea de argumentare ?

Solutie: Sa notam cu M evenimentul "persoana aleasa la intamplare este musulman" si cu T "persoana aleasa este terorist." Prima afirmatie spune ca $P(M|T)$, probabilitatea ca un terorist sa fie musulman este mare. Apoi insa se trage concluzia (nedeclarata) ca $P(T|M)$ este de asemenea mare. Daca tinem cont de modul in care probabilitatile conditionate sunt definite

$$P(M|T) = \frac{P(M \cap T)}{P(T)}$$

si

$$P(T|M) = \frac{P(T \cap M)}{P(M)}$$

putem observa ca

$$\frac{P(T|M)}{P(M|T)} = \frac{P(T)}{P(M)}$$

Dar $P(M)$ (probabilitatea de a fi musulman) este enorma raportata la $P(T)$ (probabilitatea de a fi terorist) intrucat sunt 1.8 miliarde de musulmani in lume. Prin urmare $P(T|M)$ este extrem de mica raportata la $P(M|T)$ si orice valoare are avea $P(M|T)$ nu se impune sa recurgem la un astfel de gest.

Probleme propuse

B. Tehnica de calcul

Problema B.1. Anagrame

- i) Cate *anagrame* ale cuvantului LOCOMOTIVA nu contin doua litere O una linga cealalta?
- ii) Gasiti toate anagramele cuvantului PARABOLA pentru care consoanele si vocalele alterneaza.
- iii) Gasiti cate anagrame distincte are cuvantul INGREDIENT. Cate dintre ele incep si se termina cu o vocala?
- iv) Cate anagrame pot fi formate din cuvantul TICTAC astfel incat sa nu contina doua litere vecine identice?

Problema B.2. Poker

In pachetul de carti de poker sunt 52 de carti inscriptionate cu numere sau simboluri: A, K, Q, J, 10, 9, 8, 7, 6, 5, 4, 3, 2 din patru categorii diferite $\diamond, \heartsuit, \clubsuit, \spadesuit$

- i) Cate *full houses-uri* sunt posibile in poker?
- ii) In poker, o *chinta* consta din cinci carti care formeaza un sir de valori aflate in ordine consecutiva. De exemplu sirurile $4\diamond, 5\clubsuit, 6\clubsuit, 7\heartsuit, 8\spadesuit$, si $10\spadesuit, J\heartsuit, Q\heartsuit, K\clubsuit, A\clubsuit$ reprezinta chinte dar $K\clubsuit, Q\diamond, A\spadesuit, 2\spadesuit, 3\clubsuit$ nu este o chinta. O situatie speciala il are asul, pentru ca se poate afla atat la finalul chintei (ca mai sus) cat si la inceput $A\heartsuit, 2\diamond, 3\diamond, 4\spadesuit, 5\diamond$. Cate chinte diferite sunt posibile in poker?
- iii) O *pereche* consta din cinci carti dintre care doua au acelasi numar inscriptionat, de exemplu $10\clubsuit, 4\diamond, 10\diamond, 5\spadesuit, A\clubsuit$ reprezinta o pereche. Cate perechi sunt posibile in poker?

Problema B.3. Numere. Cifre

- i) Fiind date numerele $1, 2, 3, \dots, n$ scrise într-o anumită ordine, care este probabilitatea ca numerele 1 și 2 să fie consecutive?
 - ii) Cate numere naturale din seria $1, 2, 3, \dots, 2017$ nu sunt divizibile cu nici-unul dintre numerele 4, 5, 6?
- Indicatie: Incercati sa aplicati o forma a principiului includerii si excluderii

- iii) Gasiti numarul solutiilor naturale ale ecuatiei $a + b = n$, astfel incat $a \leq b$.
- iv) Gasiti numarul de moduri in care un intreg dat $n > 1$ poate fi scris ca un produs $n = ab$, unde $a, b \in \mathbb{N}$ si $a|b$.

Indiciu: descompunere in factori primi

Problema B.4. Un experiment consta in extragerea unei carti dintr-un pachet de 52 de carti de joc, introducand inapoi cartea extrasa. Acest experiment se repeta de 10 ori. Gasiti probabilitatea de a obtine de doua ori pica ♠, de trei ori caro ♦, de trei ori trefta ♣ si de doua ori cupa ♥. Rezolvati apoi aceeasi problema in conditiile in care cartea extrasa **nu** este introdusa inapoi in pachet.

Indicatie: ce fel de experiment avem ?

Problema B.5. Popescu stie raspunsurile la una dintre cele 10 intrebari cu raspunsuri multiple ale examenului de MS. El a absentat la multe dintre cursuri si va trebui sa ghiceasca raspunsurile la celelalte 9 intrebari. Presupunand ca fiecare intrebare are patru raspunsuri care este probabilitatea ca el sa nimereasca 7 raspunsuri corecte ? Fiecare raspuns valoreaza un punct si este nevoie de 5 puncte pentru a promova examenul. Care este probabilitatea ca Popescu sa promoveze examenul ?

Indicatie: avem un experiment binomial

Problema B.6. Opt studenti sunt distribuiti in trei camere ale unui camin studentesc. Doua dintre acestea au 3 paturi iar una doar 2 paturi. In cate moduri pot fi distribuiti studentii in cele trei camere ?

Problema B.7. Doisprezece persoane urca intr-un tren care are 6 vagoane. Fiecare pasager va alege cu aceeasi probabilitate oricare dintre vagoane. Aflati probabilitatea ca

- (a) sa fie doua persoane in fiecare vagon,
- (b) sa gasim un vagon fara pasageri, unul cu un pasager, doua cu cate doi pasageri iar in vagoanele ramase sa fie trei, respectiv patru pasageri.

Problema B.8. In secolul al XVII-lea Cavalerul de Méré, un nobil francez pasionat de jocuri de noroc, l-a chestionat pe *Blaise Pascal* in legatura cu o problema. Aceasta problema, considerata de catre multi ca fiind un punct de plecare in aparitia teoriei probabilitatilor, este denumita azi **problema potului**:

Doi jucatori joaca pe bani un joc constand din n runde si in fiecare runda sansele de castig sunt egale. Jucătorii contribuie în mod egal la formarea potului și convin în avans ca primul jucător ce castiga un anumit numar de runde să încaseze miza. Presupunand că jocul este intrerupt de anumite circumstanțe externe inainte ca vreun jucator sa castige potul, intrebarea ce se pune este: Cum se va imparti potul in mod corect?

Problema B.9. Doi prieteni decid sa se intalneasca la ora 21 : 00 intr-un restaurant. Cel care ajunge primul va astepta cel mult 20 de minute dupa celalalt. Restaurantul se inchide la ora 23 : 00. Care este probabilitatea ca ei sa se intalneasca ?

Problema B.10. *O persoana scrie 5 scrisori, le introduce in plicuri si apoi trece la intamplare adresele pe fiecare dintre aceste plicuri. Gasiti probabilitatea ca cel putin unul dintre plicuri sa aiba adresa scrisa corect.*

Problema B.11. *In SUA 40% dintre votantii inregistrati sunt republicani, 45% sunt democrati si 15% sunt independenti. Cand votantii sunt intrebati despre necesitatea cresterii cheltuielilor militare 20% dintre republicani s-au pronuntat contra, 65% dintre democrati se opun si ei si la fel 55% dintre independenti. Care este probabilitatea ca un votant ales aleator sa se fie impotriva cresterii cheltuielilor militare ? Daca votantul ales aleator se declara a fi impotriva cresterii cheltuielilor, care este sansa ca acesta sa fie republican ?*

Problema B.12. *Gasiti probabilitatea de a extrage un popa, o dama, un popa si un valet, in aceasta ordine, dintr-un pachet de 52 de carti, in patru extrageri consecutive. Cartile nu sunt introduse inapoi in pachet.*

Problema B.13. *Un sistem telegrafic de comunicatii transmite semnalele punct • si linie -. Sa presupunem ca proprietatile statistice ale obstacolelor sunt in asa fel incat aproximativ 40% dintre puncte si 25% dintre linii sunt schimbate. Raportul dintre numarul de puncte transmise si cel de linii este 5 : 3. Care este probabilitatea ca un semnal primit sa fie acelasi cu un semnal transmis daca:*

- a) *semnalul primit este un punct.*
- b) *semnalul primit este o linie.*

Problema B.14. *Un articol dintr-un ziar contine urmatoarea afirmatie:*

”Rezultatele unui studiu facut pe 100 directori generali arata ca s-ar putea sa fie o legatura intre detinerea de animale domestice in copilarie si succesul ulterior in cariera. Aproximativ 94% dintre directorii investigati au detinut un caine, o pisica, sau ambele animale, in copilarie. Prin urmare consideram ca detinerea unui animal de companie in timpul copilariei s-ar putea sa fie importanta in dezvoltarea unor trasaturi de caracter (generozitate, empatie, etc) de care un director general are nevoie.”

Folositi probabilitati conditionate pentru a arata ca articolul foloseste o argumentare eronata.

C. Probleme cu caracter practic-aplicativ

Problema C.1. *(Deplaseaza-te spre mijloc)*

Un jucator experimentat de biliard are de executat o secventa de doua lovituri. La prima, pe baza experientei, are o probabilitate de reusita de 80% iar la a doua de doar 20%. Alege un procedeu mai complicat, de executare a primei lovituri, care ii reduce procentajul de reusita la 70% insa ii creste procentajul de reusita pentru urmatoarea lovitura la 30%. De ce procedeaza in acest mod ? Generalizati problema.

Bibliografie

- [1] R. Yates and D. Goodman. *Probability and Stochastic processes*, Wiley&Sons, 2005.
- [2] K. Devlin. *The Unfinished Game*, Basic Books, 2008.
- [3] J. Herman, R. Kucera. *Counting and Configurations* CMS Books in Mathematics, Springer, 2003.
- [4] M.A. Reba, D.R. Shier. *Puzzles, Paradoxes and Problem solving* CRC Press, Taylor& Francis Group, 2015.
- [5] R. Negrea. *Note de curs MS*, 2021.
- [6] C. Hedrea. *Fise de seminar MS*, 2021.