

Curs 3

Probabilități

3.1 Moduri de selectare a elementelor

Presupunem că o urnă conține m bile, numerotate de la 1 la m , din care se extrag n bile în anumite condiții. Vom număra, în fiecare situație, numărul cazurilor posibile. Evident $n \leq m$.

1. Selectare cu întoarcerea bilei extrase în urnă și ordonare.

Extragem n bile pe rând, fiecare bilă fiind pusă înapoi în urnă înainte de următoarea extragere, însemnând numărul bilelor în ordinea în care apar (interesează ordinea bilelor în n -uplul extras). Evident că pot exista și repetiții. Conform principiului multiplicării, în care $m_1 = m_2 = \dots = m_n = m$, numărul n -uplelor este m^n .

2. Selectare fără întoarcerea bilei în urnă și cu ordonare.

Procedăm ca și în cazul întâi, dar după fiecare extragere bila obținută este pusă la o parte, această operație fiind echivalentă cu extragerea simultană din urnă a n bile. Obținem n -uple (a_1, a_2, \dots, a_n) . Nu pot exista repetiții. Regula de multiplicare se aplică astfel: pentru a_1 avem m posibilități, pentru a_2 avem $m-1$ posibilități, ..., pentru a_n avem $m-n+1$ posibilități, în total

$$m \times (m-1) \times \dots \times (m-n+1) = A_m^n.$$

Caz particular: dacă $m = n$, atunci numărul cazurilor posibile este $n!$.

3. Selectare cu întoarcerea bilei în urnă și fără ordonare.

Extragem n bile, una după alta, fiecare fiind repusă în urnă înainte de a realiza următoarea extragere. Nu ținem seama de ordinea bilelor în mulțimea formată. Pot exista și repetiții. Numărul cazurilor posibile este C_{n+m-1}^n , deoarece ar fi ca și cum am extrage simultan dintr-o urnă care conține $n+m-1$ bile (numerotate de la 1 la m , unele din ele putându-se repeta) n bile, fără să ne intereseze ordinea. După ultima extragere secvențială în urnă vor rămâne $m-1$ bile.

4. Selectare fără întorcerea bilei și fără ordonare.

Bilele sunt extrase una după alta, fără a pune bila extrasă înapoi; este același lucru cu a spune că extragem n bile dintr-o dată și formăm submulțimi de n elemente, în total C_m^n .

Aplicație: determinarea numărului de permutări a $m = m_1 + m_2 + \dots + m_r$ elemente care se disting prin grupuri de culori, adică avem m_1 elemente de culoarea c_1 , m_2

elemente de culoarea c_2, \dots, m_r elemente de culoarea c_r . Culoarele sunt distincte, dar bilele de aceeași culoare nu se disting între ele.

Numărul cazurilor posibile :

- $C_m^{m_1}$ moduri de alegere a pozițiilor bilelor de culoare c_1 ,
- $C_{m-m_1}^{m_2}$ moduri de alegere a pozițiilor bilelor de culoare c_2, \dots ,
- $C_{m-m_1-\dots-m_{r-1}}^{m_r}$ moduri de alegere a pozițiilor bilelor de culoarea c_m (de fapt $m - m_1 - m_2 - \dots - m_{r-1} = m_r$ și avem, de fapt, o singură posibilitate).

În total, ținând seama de regula multiplicării,

$$\begin{aligned} & C_m^{m_1} \cdot C_{m-m_1}^{m_2} \cdot \dots \cdot C_{m-m_1-\dots-m_{r-1}}^{m_r} \\ &= \frac{m!}{m_1!(m-m_1)!} \cdot \frac{(m-m_1)!}{m_2!(m-m_1-m_2)!} \cdot \dots \cdot \frac{(m-m_1-\dots-m_{r-1})!}{m_r!} = \\ &= \frac{m!}{m_1!m_2! \dots m_r!}. \end{aligned}$$

3.2 Scheme clasice de probabilitate

Schema lui Poisson

Se dau n urne U_1, U_2, \dots, U_n care conțin bile albe și bile negre în proporții date, deci cunoaștem probabilitățile $p_i, i = \overline{1, n}$, cu care este extrasă o bilă albă din urna U_i . Se cere probabilitatea de a extrage k bile albe și $n - k$ bile negre, atunci când din fiecare urnă se extrage câte o bilă.

Notăm cu A_i evenimentul extragerii unei bile albe din urna U_i . Notăm și B_k evenimentul care constă în extragerea a k bile albe și $n - k$ bile negre, adică

$$\begin{aligned} B_k = & (A_1 \cap \dots \cap A_k \cap \overline{A}_{k+1} \cap \overline{A}_n) \cup (A_1 \cap \dots \cap A_{k-1} \cap \overline{A}_k \cap A_{k+1} \cap \overline{A}_{k+2} \cap \dots \cap \overline{A}_n) \\ & \cup (\overline{A}_1 \cap \dots \cap \overline{A}_{n-k} \cap A_{n-k+1} \cap \dots \cap A_n), \end{aligned}$$

numărul parantezelor fiind C_n^k . Un eveniment

$$A_{i_1} \cap \dots \cap A_{i_k} \cap \overline{A}_{i_{k+1}} \cap \dots \cap \overline{A}_{i_n}$$

se realizează, ținând seama că evenimentele sunt independente, cu probabilitatea

$$p_{i_1} \cdot \dots \cdot p_{i_k} q_{i_{k+1}} \cdot \dots \cdot q_{i_n}$$

indicii i_1, i_2, \dots, i_n reprezentând o permutare a indicilor $1, 2, \dots, n$, iar litera p apare de k ori cu indici diferiți, iar q de $n - k$ ori cu indici care nu apar în p . Se observă că după aceeași regulă se calculează coeficientul lui x^k din polinomul

$$P(x) = (p_1x + q_1)(p_2x + q_2) \dots (p_nx + q_n).$$

Condiții ale unui experiment Poisson:

1. Există n efectuări în condiții diferite ale unui experiment.
2. Fiecare experiment are exact două rezultate posibile.
3. Probabilitățile celor două rezultate sunt diferite pe parcursul repetărilor.
4. Repetările sunt independente una de cealaltă.

Exercițiul 1 Într-un atelier sunt trei mașini. Prima dă 0,9% rebut, a doua 1% și a treia 1,3%. Se ia la întâmplare câte o piesă de la fiecare mașină. Se cere probabilitatea ca două din piese să fie bune și una rebut.

Avem

$$\begin{aligned} p_1 &= 0,991, & q_1 &= 0,009, & p_2 &= 0,99, \\ q_2 &= 0,01, & p_3 &= 0,987, & q_3 &= 0,013, \end{aligned}$$

$$P(x) = (0,991x + 0,009)(0,99x + 0,01)(0,987x + 0,013).$$

Coeficientul lui x^2 este

$$0,991 \times 0,99 \times 0,013 + 0,99 \times 0,987 \times 0,009 + 0,991 \times 0,987 \times 0,01 = 0,0313.$$

Schema lui Bernoulli (binomială)

Presupunem că în schema lui Poisson urnele U_1, U_2, \dots, U_n sunt identice. Atunci putem lua

$$p_1 = p_2 = \dots = p_n = p, \quad q_1 = q_2 = \dots = q_n = q$$

Probabilitatea extragerii a k bile albe se va obține calculând coeficientul lui x^k din polinomul

$$P(x) = (px + q)^n,$$

adică va fi

$$C_n^k p^k q^{n-k}.$$

Recunoaștem în această expresie termenul general al ridicării la puterea n a binomului $px + q$. Pentru acest motiv schema se mai numește **binomială**. Deoarece urnele sunt identice, putem considera că toate extragerile se fac dintr-o singură urnă, bila extrasă punându-se în urnă după fiecare extragere. Obținem astfel schema lui Bernoulli. Probabilitatea de a extrage k bile albe din n extrageri dintr-o urnă, punându-se de fiecare dată bila înapoi, este

$$P_{n,k} = C_n^k p^k q^{n-k},$$

unde p este probabilitatea Ținerii unei bile albe dintr-o singură extragere și $q = 1 - p$. Schema lui Bernoulli se mai numește **schema bilei revenite (întoarse)**.

Condiții ale unui experiment binomial:

1. Există n repetări identice ale unui experiment.
2. Fiecare repetare are exact două rezultate posibile.
3. Probabilitățile celor două rezultate rămân constante pe parcursul repetărilor.
4. Repetările sunt independente una de cealaltă.

Exercițiul 2 Se aruncă un zar de 5 ori. Se cere probabilitatea ca fața cu un punct să apară exact de două ori.

Avem:

$$p = \frac{1}{6}, \quad q = \frac{5}{6}, \quad n = 5, \quad k = 2,$$

$$P_{5,2} = C_5^2 \left(\frac{1}{6}\right)^2 \left(\frac{5}{6}\right)^3 = 0,16.$$

Schema lui Bernoulli cu mai multe stări

Fie o urnă care conține bile de m culori c_1, c_2, \dots, c_m iar p_i probabilitatea ca la o extragere să obținem o bilă de culoarea c_i . Probabilitatea ca în n extrageri să obținem n_1 bile de culoarea c_1 , n_2 bile de culoarea c_2 , \dots , n_m bile de culoarea c_m ($n_1 + n_2 + \dots + n_m = n$) este

$$\frac{n!}{n_1! n_2! \dots n_m!} p_1^{n_1} p_2^{n_2} \dots p_m^{n_m}.$$

Această schemă rezolvă problemele în care se cere probabilitatea ca în n efectuări ale experienței evenimentul A_i să se realizeze de n_i ori, A_1, A_2, \dots, A_m fiind un sistem complet de evenimente și $P(A_i) = p_i, i = \overline{1, m}$. Presupunem că în cele n efectuări ale experienței s-au obținut succesiv

$$\underbrace{A_1 \dots A_1}_{n_1} \underbrace{A_2 \dots A_2}_{n_2} \dots \underbrace{A_m \dots A_m}_{n_m}.$$

Acest eveniment se produce cu probabilitatea

$$\underbrace{p_1 \dots p_1}_{n_1} \underbrace{p_2 \dots p_2}_{n_2} \dots \underbrace{p_m \dots p_m}_{n_m}.$$

Același rezultat îl obținem pentru orice altă ordine stabilită dinainte în care A_i apare de n_i ori. Rămâne să vedem în câte moduri putem scrie cele n simboluri, dintre care n_1 egale cu A_1 , n_2 cu A_2, \dots, n_m cu A_m .

$$\begin{aligned} & C_n^{m_1} C_{n-n_1}^{m_2} C_{n-n_1-n_2}^{m_3} \dots C_{n-n_1-n_2-\dots-n_{m-1}}^{m_m} = \\ &= \frac{n!}{n_1! (n-n_1)! n_2! (n-n_1-n_2)! \dots n_m! (n-n_1-\dots-n_{m-1})!} = \\ &= \frac{n!}{n_1! \dots n_m!}. \end{aligned}$$

Exercițiul 3 Se aruncă un zar de 5 ori. Care este probabilitatea ca exact de două ori să apară fața cu un punct și exact de 2 ori să apară fața cu două puncte?

Avem:

$$\begin{aligned} n &= 5, \quad n_1 = 2, \quad n_2 = 2, \quad n_3 = 1, \\ p_1 &= \frac{1}{6}, \quad p_2 = \frac{1}{6}, \quad p_3 = \frac{2}{3}, \\ P_{4,2,2,1} &= \frac{5!}{2! \times 2! \times 1!} \times \left(\frac{1}{6}\right)^2 \left(\frac{1}{6}\right)^2 \left(\frac{2}{3}\right) = \frac{5}{324}. \end{aligned}$$

Schema hipergeometrică

O urnă conține a bile albe și b bile negre. Din această urnă se extrag n bile ($n \leq a + b$) pe rând, fără a pune bila extrasă înapoi în urnă (ceea ce este echivalent cu a extrage n bile deodată). Se cere probabilitatea ca din cele n bile extrase, k să fie albe ($k \leq a$) și $n - k$ negre ($n - k \leq b$). Pentru a calcula această probabilitate vom stabili numărul cazurilor posibile și numărul cazurilor favorabile.

Numărul cazurilor posibile este: C_{a+b}^n .

Numărul cazurilor favorabile: un grup de k bile albe dintr-un total de a bile albe poate fi luat în C_a^k moduri; un grup de $n - k$ bile negre din totalul de b bile negre poate fi obținut în

C_b^{m-k} moduri. Un grup de k bile albe și $n-k$ bile negre poate fi obținut, conform principiului multiplicării, în $C_a^k C_b^{n-k}$ moduri. Probabilitatea căutată este

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

Exemplul 3.2.1 (Controlul de calitate) Presupunem că într-o cutie sunt 550 de piese, din care 2% sunt defecte. Care este probabilitatea ca alegând 25 de piese, acestea să conțină două piese defecte. Acesta este principiul testării produselor prin selecții aleatoare.

Spațiul de selecție este format din mulțimea grupelor de câte 25 de piese care se pot forma cu cele 550 piese (un rezultat posibil al experienței este o grupare de 25 de piese, iar un rezultat favorabil este o grupare de 25 de piese dintre care 2 piese să fie defecte). Putem alege cele 25 piese dintre cele 550, fără să ne intereseze ordinea pieselor, în C_{550}^{25} moduri. Câte din acestea vor conține 2 piese defecte? Putem alege cele 2 piese defecte, din cele $550 \times 2\% = 11$, în C_{11}^2 moduri, iar celelalte $25 - 2 = 23$ piese, care nu sunt defecte, în C_{539}^{23} moduri. Probabilitatea căutată va fi

$$\frac{C_{11}^2 C_{539}^{23}}{C_{550}^{25}} = 0,00059.$$

Exercițiul 4 La o tombolă sunt 400 bilete dintre care 4 câștigătoare. O persoană cumpără 10 bilete. Care este probabilitatea să nu se găsească nici un bilet câștigător?

$$\text{Avem } a = 4, b = 396, k = 0, n - k = 10, n = 10, p = \frac{C_4^0 C_{396}^{10}}{C_{400}^{10}} = 0,903.$$

Schema hipergeometrică cu mai multe stări

În general, dacă urna conține a_i bile de culoarea $c_i, i = \overline{1, m}$, probabilitatea de a obține n_1 bile de culoarea c_1 , n_2 bile de culoarea c_2 , ..., n_m bile de culoarea c_m când facem $n = n_1 + n_2 + \dots + n_m$ extracții, este egală cu

$$\frac{C_{a_1}^{n_1} C_{a_2}^{n_2} \dots C_{a_m}^{n_m}}{C_{a_1+a_2+\dots+a_m}^n}.$$

Exercițiul 5 O urnă conține 7 bile albe, 7 bile negre și 6 verzi. Se extrag 9 bile. Care este probabilitatea să obținem câte 3 de fiecare culoare?

Avem

$$a_1 = 7, a_2 = 7, a_3 = 6, n_1 = 3, n_2 = 3, n_3 = 3, p = \frac{C_7^3 C_7^3 C_6^3}{C_{20}^9} = 0,145.$$

Variabile aleatoare

4.1 Definiția și clasificarea variabilelor aleatoare

Una din noțiunile fundamentale ale teoriei probabilităților este cea de variabilă aleatoare. Teoria clasică a probabilităților operează, în principal, cu evenimente, iar teoria modernă preferă, unde este posibil, să studieze variabile aleatoare. Intuitiv, o variabilă aleatoare atribuie o valoare numerică oricărui caz posibil al experienței considerate. Practic toate mărimile fizice, tehnice, economice întâlnite în inginerie sunt variabile aleatoare.

Fie $\{F, \Omega, P\}$ un câmp de probabilitate.

Definiția 4.1.1 *Funcția*

$$X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$$

se numește **variabilă aleatoare** (v.a.) dacă

$$\forall x \in \mathbb{R} \quad \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x\} \in \mathbf{F}. \quad (4.1)$$

Această definiție justifică afirmația că toate mărimile măsurabile sunt variabile aleatoare. Pentru simplitate, vom nota $\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x\} = \{X \leq x\}$.

Observația 4.1.2 *Nu este obligatoriu $X(\Omega) = \mathbb{R}$, deci $X(\Omega) \subset \mathbb{R}$; $X(\Omega)$ reprezintă mulțimea valorilor variabilei aleatoare.*

Relația $\{\omega \in \Omega \mid X(\omega) \leq x\} \in \mathbf{F}$ semnifică de fapt că pentru orice $x \in \mathbb{R}$ se poate calcula probabilitatea ca X să fie mai mică sau egală cu x , adică există $P(\{X \leq x\})$.

Definiția 4.1.3 *Se numește vector aleator n -dimensional orice n -uplu*

$$X = (X_1, X_2, \dots, X_n)$$

având cele n componente variabile aleatoare.

4.1.1 Variabile aleatoare discrete

Dacă Ω este finit sau numărabil atunci orice funcție $X : \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ este o variabilă aleatoare. Fie $\Omega = \{\omega_1, \omega_2, \dots\}$. Notând $x_i = X(\omega_i), i \geq 1$, $E_i = \{\omega \in \Omega \mid X(\omega) = x_i\}$ și $p_i = P(E_i)$, se obțin toate valorile posibile ale lui X precum și probabilitățile cu care acestea sunt luate. Aceste evenimente formează un sistem complet de evenimente deoarece pentru $i \neq j, E_i \cap E_j = \emptyset$ și $\bigcup_{i \geq 1} E_i = \Omega$. Evident $0 \leq p_i \leq 1$ și $\sum_{i \geq 1} p_i = 1$, deoarece

$$\sum_{i \geq 1} p_i = \sum_{i \geq 1} P(E_i) = P\left(\bigcup_{i \geq 1} E_i\right) = P(\Omega) = 1.$$

Variabilei aleatoare X i se poate asocia o matrice cu două linii, numită **matricea (tabelul) de repartiție** a lui X , de forma:

$$X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_n & \dots \\ p_1 & p_2 & \dots & p_n & \dots \end{pmatrix} \quad (4.2)$$

unde pe prima linie sunt scrise valorile distincte ale lui X și pe linia a doua probabilitățile cu care sunt luate aceste valori. O astfel de variabilă aleatoare care are un număr finit sau numărabil de valori se numește **variabilă aleatoare discretă**.

Trebuie reținut că pentru o variabilă aleatoare prezintă interes doar valorile ei și distribuția acestor valori.

Exemplul 4.1.4 *Presupunem că o firmă trebuie să încheie contracte independente cu alte trei firme A, B, C . Aceste contracte nu sunt sigure, ele se încheie cu probabilitățile p_1, p_2, p_3 . Numărul contractelor pe care firma le poate încheia este o variabilă aleatoare X cu 4 valori posibile $0, 1, 2, 4$. Matricea ei de repartiție este:*

$$X : \begin{pmatrix} 0 & 1 & 2 & 3 \\ \bar{p}_1\bar{p}_2\bar{p}_3 & p_1\bar{p}_2\bar{p}_3 + \bar{p}_1p_2\bar{p}_3 + \bar{p}_1\bar{p}_2p_3 & p_1p_2\bar{p}_3 + \bar{p}_1p_2p_3 + p_1\bar{p}_2p_3 & p_1p_2p_3 \end{pmatrix}$$

Pentru a calcula probabilitățile cu care ia valori variabila aleatoare notăm cu E_1, E_2, E_3 evenimentele ca firma să încheie contracte cu firmele A, B, C . $P(X = 0)$ este probabilitatea ca firma să nu încheie nici un contract.

$$P(X = 0) = P(\bar{E}_1 \cap \bar{E}_2 \cap \bar{E}_3) = P(\bar{E}_1)P(\bar{E}_2)P(\bar{E}_3) = (1 - P(E_1))(1 - P(E_2))(1 - P(E_3)) = (1 - p_1)(1 - p_2)(1 - p_3) = \bar{p}_1\bar{p}_2\bar{p}_3,$$

$P(X = 1)$ este probabilitatea ca firma să încheie un contract.

$$P(X = 1) = P((E_1 \cap \bar{E}_2 \cap \bar{E}_3) \cup (\bar{E}_1 \cap E_2 \cap \bar{E}_3) \cup (\bar{E}_1 \cap \bar{E}_2 \cap E_3)) = \\ = P(E_1)P(\bar{E}_2)P(\bar{E}_3) + P(\bar{E}_1)P(E_2)P(\bar{E}_3) + P(\bar{E}_1)P(\bar{E}_2)P(E_3) = p_1\bar{p}_2\bar{p}_3 + \bar{p}_1p_2\bar{p}_3 + \bar{p}_1\bar{p}_2p_3$$

etc.

Am notat pentru simplitate $1 - p_1 = \bar{p}_1$.

Observația 4.1.5 *După cum se vede denumirea de variabilă aleatoare dată acestei noțiuni nu are nimic aleator, ea este perfect determinată de evenimentele lui Ω . De asemenea ea nu este o variabilă ci este o funcție așa cum rezultă din definiție.*

Operații cu v. a. discrete

Date variabilele aleatoare discrete X și Y , cu ele se pot efectua operațiile aritmetice obișnuite. Presupunem că avem tabelele de repartiție ale celor două variabile aleatoare (v.a.). Prezentăm operații cu v. a. în cazul $X(\Omega)$ finit.

$$X : \begin{pmatrix} x_1 & x_2 & \dots & x_m \\ p_1 & p_2 & \dots & p_m \end{pmatrix}, \quad Y : \begin{pmatrix} y_1 & y_2 & \dots & y_n \\ q_1 & q_2 & \dots & q_n \end{pmatrix}.$$

Variabila aleatoare $X+Y$ ia valoarea x_i+y_j pe submulțimea $\{\omega \in \Omega : (X+Y)(\omega) = x_i+y_j\}$. Dacă $\{\omega \in \Omega : (X+Y)(\omega) = x_i+y_j\} = \emptyset$, variabila aleatoare $X+Y$ ia valoarea x_i+y_j cu probabilitatea zero și aceasta nu se trece în tabel.

Dacă notăm $P(\{\omega \in \Omega : (X+Y)(\omega) = x_i+y_j\}) = p_{ij}, i = \overline{1, m}, j = \overline{1, n}$ atunci tabelul de repartiție al variabilei aleatoare $X+Y$ va fi

$$X + Y : \begin{pmatrix} x_1 + y_1 & x_1 + y_2 & \dots & x_1 + y_n & \dots & x_m + y_n \\ p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1n} & \dots & p_{mn} \end{pmatrix}. \quad (4.3)$$

Pentru produs vom avea

$$XY : \begin{pmatrix} x_1y_1 & x_1y_2 & \dots & x_1y_n & \dots & x_my_n \\ q_{11} & q_{12} & \dots & q_{1n} & \dots & q_{mn} \end{pmatrix}. \quad (4.4)$$

unde $P(\{\omega \in \Omega : (XY)(\omega) = x_iy_j\}) = q_{ij}$, dacă $\{\omega \in \Omega : (XY)(\omega) = x_iy_j\} \neq \emptyset$.

Observăm că $\sum_{j=1}^m p_{ij} = p_i$, $\sum_{i=1}^n p_{ij} = q_j$, $\sum_{j=1}^n q_{ij} = p_i$, $\sum_{i=1}^n q_{ij} = q_j$. Într-adevăr,

$$\begin{aligned} p_i &= P(\{X = x_i\}) = P(\{X = x_i\} \cap \Omega) = P(\{X = x_i\} \cap (\{Y = y_1\} \cup \dots \cup \{Y = y_n\})) \\ &= P((\{X = x_i\} \cap \{Y = y_1\}) \cup \dots \cup (\{X = x_i\} \cap \{Y = y_n\})) = \sum_{j=1}^n p_{ij}. \end{aligned}$$

Analog se demonstrează și celelalte relații. În ambele cazuri tabelul de repartiție are cel mult mn coloane.

Operațiile se extind și în cazul variabilelor aleatoare cu un număr infinit, dar numărabil, de valori.

Observația 4.1.6 În cazul particular $Y = a = \text{const.}$, deoarece

$$p_{ij} = P(X = x_i, Y = a) = P(\{X = x_i\} \cap \Omega) = P(X = x_i) = p_i,$$

avem:

$$a + X : \begin{pmatrix} a + x_1 & a + x_2 & \dots & a + x_m \\ p_1 & p_2 & \dots & p_m \end{pmatrix}, aX : \begin{pmatrix} ax_1 & ax_2 & \dots & ax_m \\ p_1 & p_2 & \dots & p_m \end{pmatrix}.$$

Exercițiul 6 Probabilitatea extragerii unei bile albe dintr-o urnă este p . Din această urnă se fac două extrageri, punându-se bila înapoi în urnă după extragere. Se consideră variabilele aleatoare X_1 și X_2 , prima reprezentând numărul de bile albe obținute la prima extragere și a doua numărul de bile albe de la a doua extragere. Să se scrie tabloul de repartiție al variabilelor aleatoare discrete X_1 , X_2 , $X_1 + X_2$, X_1X_2 .

$$\text{Dacă } X_1 : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}, X_2 : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix}, q = 1 - p, \text{ atunci}$$

$$X_1 + X_2 : \begin{pmatrix} 0 & 1 & 2 \\ q^2 & 2pq & p^2 \end{pmatrix}$$

deoarece

$$\begin{aligned} P(\{X_1 + X_2 = 0\}) &= P(\{X_1 = 0, X_2 = 0\}) = P(\{X_1 = 0\})P(\{X_2 = 0\}) = q^2, \\ P(\{X_1 + X_2 = 1\}) &= P(\{X_1 = 1, X_2 = 0\} \cup \{X_1 = 0, X_2 = 1\}) = 2pq, \\ P(\{X_1 + X_2 = 2\}) &= P(\{X_1 = 1, X_2 = 1\}) = P(\{X_1 = 1\})P(\{X_2 = 1\}) = p^2. \end{aligned}$$

Interpretarea pe care o putem da variabilei aleatoare $X_1 + X_2$ este: valorile variabilei aleatoare reprezintă numărul de bile albe care pot fi extrase din urnă în urma celor două extrageri prezentate în enunț. La fel,

$$X_1X_2 : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 2pq + q^2 & p^2 \end{pmatrix},$$

deoarece

$$P(\{X_1 X_2 = 0\}) = P(\{X_1 = 0, X_2 = 0\} \cup \{X_1 = 1, X_2 = 0\} \cup \{X_1 = 0, X_2 = 1\}) = 2pq + q^2, \\ P(\{X_1 X_2 = 1\}) = P(\{X_1 = 1, X_2 = 1\}) = p^2.$$

Interpretarea pe care o putem da variabilei aleatoare $X_1 X_2$ este: variabila ia valoarea 0 dacă s-a extras măcar o bilă neagră (contrarul evenimentului că ambele bile extrase sunt albe) și valoarea 1 dacă ambele bile extrase sunt albe.

Definiția 4.1.7 Două v.a. X și Y se numesc **independente** dacă pentru orice valori reale x_i și y_j evenimente de forma $\{X = x_i\}$ și $\{Y = y_j\}$, $i = \overline{1, m}$, $j = \overline{1, n}$, sunt independente, adică

$$P(\{X = x_i \wedge Y = y_j\}) = P(\{X = x_i\}) P(\{Y = y_j\}).$$