

# Generarea variabilelor neuniforme

## Curs 7

December 9, 2020

# Generarea unor variabile discrete

## 1. Probe Bernoulli

Fie  $A$  un eveniment aleator observabil cu probabilitatea de realizare constantă  $p = P(A) > 0$ . În urma unui experiment fie se realizează  $A$ , fie se realizează evenimentul contrar lui  $A$ ,  $\bar{A}$ . Un astfel de experiment se numește *probă Bernoulli*. Presupunem că atunci când se realizează  $A$  are loc un *succes*, iar când se realizează  $\bar{A}$  are loc un *eșec*.

Asociem unei probe Bernoulli variabila aleatoare  $Z$  a.î  $Z = 1$  în caz de succes și  $Z = 0$  în caz de eșec:

$$Z : \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ q & p \end{pmatrix} \quad (1)$$

unde  $q = 1 - p$ . Observăm că

$$E[Z] = p, \quad \text{Var}[Z] = pq = p(1 - p).$$

Funcția de repartiție a variabilei  $Z$  este:

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{adcă } x < 0 \\ q & \text{adcă } x \in [0, 1] \\ 1 & \text{adcă } x > 1 \end{cases}$$

De aici rezultă următorul algoritm de generare a variabilei aleatoare  $Z$  prin metoda inversă, cazul discret.

### Algoritm Bernoulli

**Intrare:**  $p$

P1: Se generează  $U \sim U(0, 1)$ ;

P2: Dacă  $U \leq q$  atunci  $Z = 0$ , altfel  $Z = 1$ ;

**Ieșire:** Variabila aleatoare  $Z$ .

## 2. Repartiția binomială

Fie  $X$  o variabilă aleatoare discretă,  $n \in \mathbb{N}^*$ ,  $p \in [0, 1]$ . Atunci  $X$  are o repartiție binomială  $\text{Binom}(n, p)$  dacă

$X =$  nr. de succese în  $n$  probe Bernoulli independente

Observăm că:

$$X = \sum_{i=1}^n Z_i, \quad (2)$$

unde  $Z_i$ ,  $i = 1, \dots, n$  sunt variabile Bernoulli independente.

Observăm că:

$$P(X = x) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$

Adică  $P(X = x)$  este termenul general al dezvoltării binomului  $(p + q)^n$  de unde derivă și denumirea de repartiție binomială.

Funcția caracteristică a variabilei binomiale este:

$$\varphi_X(t) = E[e^{itX}] = E[e^{it \sum_{j=1}^n Z_j}] = (q + pe^{it})^n.$$

de unde rezultă că:

$$E[X] = np, \quad \text{Var}[X] = npq$$

Din (2) rezultă următorul algoritm de generare a variabilei  $X$ :

### **Algoritm Binom1**

**Intrare:**  $n, p$

P1:  $i = 1, X = 0$ ;

P2: Se generează  $Z_i \sim \text{Bern}(p)$ ,  $X := X + Z_i$ ;

P3: Dacă  $i = n$  stop, altfel  $i := i + 1$ , mergi la P2;

**Ieșire:** Variabila aleatoare  $X$ .

O altă metodă de generare a variabilei binomiale rezultă din *teorema limită centrală*: pentru  $n \rightarrow \infty$  variabila:

$$W_n = \frac{X - np}{\sqrt{npq}}$$

este repartizată normal  $N(0, 1)$ . De aici se deduce următorul algoritm pentru  $n$  mare:

### **Algoritm Binom2**

**Intrare:**  $n, p$

P1: Se generează  $W \sim N(0, 1)$ ;

P2: Se ia  $X =$  cel mai apropiat nr. întreg de  $np + W\sqrt{npq}$ ;

**Ieșire:** Variabila aleatoare  $X$ .

### 3. Repartiția Pascal

Fie  $X$  o variabilă aleatoare discretă,  $k \in \mathbb{N}^*$ ,  $p \in [0, 1]$ . Atunci  $X$  are repartiția  $Pascal(k, p)$  dacă:

$X =$  nr. de eșecuri până la apariția a  $k$  succese dintr-un șir oarecare de probe Bernoulli independente.

#### Observație

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

*este termenul general al dezvoltării în serie al expresiei  $p^k(1 - q)^{-k}$  (de aceea repartiția Pascal se mai numește și repartiția binomială cu exponent negativ).*

**Dem:**

$$\begin{aligned}\frac{1}{1+x} &= 1 - x + x^2 - x^3 + \dots + (-1)^k x^k + \dots \\ \left(\frac{1}{1+x}\right)^{(r)} &= \sum_{k=r}^{\infty} (-1)^k k(k-1)\dots(k-r+1)x^{k-r} = \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} (-1)^{r+j} \frac{(r+j)!}{j!} x^j\end{aligned}\quad (3)$$

Dar

$$\left(\frac{1}{1+x}\right)^{(r)} = \frac{(-1)^r r!}{(1+x)^{r+1}} \quad (4)$$

Din (3) și (4) rezultă că:

$$\frac{(-1)^r r!}{(1+x)^{r+1}} = \sum_{j=0}^{\infty} (-1)^{r+j} \frac{(r+j)!}{j!} x^j$$



Notând  $r + 1$  cu  $n$  avem:

$$(1+x)^{-n} = \sum_{j=0}^{\infty} (-1)^j \binom{n+j-1}{j} x^j \quad (5)$$

Notând

$$(-1)^j \binom{n+j-1}{j} = \binom{-n}{j}$$

avem următoarea dezvoltare în serie a binomului cu exponent întreg negativ:

$$(1+x)^{-n} = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{-n}{j} x^j.$$

Acum aplicăm (5) pentru  $p^k(1-q)^{-k}$ :

$$p^k(1-q)^{-k} = p^k \sum_{j=0}^{\infty} (-1)^j \binom{k+j-1}{j} (-q)^j = \sum_{j=0}^{\infty} \binom{k+j-1}{j} p^k q^j.$$

Observăm că termenul  $j$  al acestei dezvoltări în serie este tocmai funcția de probabilitate a unei variabile  $Pascal(k, p)$ , calculată în punctul  $j$ .

Repartiția *Pascal* este stabilă și:

$$E[X] = \frac{kq}{p}, \quad Var[X] = \frac{kq}{p^2}$$

Din definiție rezultă următorul algoritm de generare al unei variabile *Pascal*:

### **Algoritm Pascal**

**Intrare:**  $k, p, j=0$ .

P1: Se generează  $Y \sim Bernoulli(p)$ ;

P2: Dacă  $Y = 0$  atunci  $X := X + 1$ , altfel  $j := j + 1$ ;

P3: Dacă  $j=k$  stop, altfel mergi la P1.

**Ieșire:** Variabila aleatoare  $X$ .

#### 4. Repartiția geometrică

Este un caz particular de repartiție *Pascal*:  $k = 1$ . Atunci funcția de probabilitate devine pentru  $k = 1$ :

$$P(X = x) = pq^x, \quad x = 0, 1, 2, \dots \quad (6)$$

care este termenul unei progresii geometrice (de aici provine și denumirea acestei distribuții). Observăm că:

$$F(x) = P(X \leq x) = \sum_{i=0}^x pq^i = 1 - q^{x+1}, \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

și

$$E[X] = \frac{q}{p}, \quad \text{Var}[X] = \frac{q}{p^2}.$$

Simularea variabilei geometrice se poate realiza fie prin aplicarea algoritmului de generare a variabilei Pascal, fie prin metoda inversă astfel:

### **Algoritm Geometrică**

**Intrare:**  $p, q = 1 - p;$

P1: Se generează  $U \sim U(0, 1);$

P2:  $X := \left\lceil \frac{\log U}{\log q} \right\rceil - 1.$

**Ieșire:** Variabila aleatoare  $X.$

unde  $[a]$  reprezintă partea întreagă a lui  $a.$

## 5. Repartiția hipergeometrică

Considerăm următorul experiment aleator: fie o urnă care conține  $A$  bile albe și  $B$  bile negre, cu  $A + B = N$ . Presupunem că se realizează  $n$  extrageri, fără întoarcerea bilei extrase în urnă. Atunci:

$X =$  numărul de bile albe extrase

este o variabilă *hipergeometrică*.

Fie  $E_A$  evenimentul care constă în extragerea unei bile albe, iar  $E_B$  evenimentul care constă în extragerea unei bile negre. Atunci la prima extragere avem:

$$p = P(E_A) = \frac{A}{N}, \quad P(E_B) = \frac{B}{N}$$

Probabilitățile de extragere a unei bile albe sau negre la a doua extragere sunt condiționate de rezultatele primei extrageri:

$$P(E_A|E_A) = \frac{A-1}{N-1}, \quad P(E_A|E_B) = \frac{A}{N-1}$$

$$P(E_B|E_A) = \frac{B}{N-1}, \quad P(E_B|E_B) = \frac{B-1}{N-1}$$

La fiecare extragere compoziția urnei se modifică și probabilitatea de a extrage o bilă albă sau neagră depinde de extragerile anterioare.

Variabila hipergeometrică se notează cu  $H(N, p, n)$  cu  $0 < p < 1$ ,  $n < N$ . Atunci  $A$  poate fi considerat cel mai apropiat nr. întreg de  $Np$ ,  $B = N - A$ . Probabilitatea ca în extrageri succesive fără întoarcere să se extragă  $x$  bile albe este:

$$P(X = x) = \frac{\binom{A}{x} \binom{B}{n-x}}{\binom{N}{n}}, \quad 0 \leq x \leq n, \quad n < N. \quad (7)$$

Media și dispersia variabilei hipergeometrice sunt:

$$E[X] = np, \quad \text{Var}[X] = np(1-p) \frac{N-n}{N-1}$$

Din definiție rezultă următorul algoritm de generare a variabilei hipergeometrice:

### Algoritm Hipergeometrică

**Intrare:**  $A, B, n, N = A + B, p = A/N, j := 0, X := 0;$

P1: Se generează  $U \sim U(0,1);$

P2: Dacă  $U < p$  (s-a extras o bilă albă) atunci mergi la P3, altfel (s-a extras o bilă neagră) mergi la P4;

P3:  $X := X + 1, S := 1,$  mergi la P5;

P4:  $S = 0;$  P5:  $N := N - 1, A := A - S, p := \frac{A}{N};$

P6: Dacă  $j = n$  stop, altfel mergi la P1.

**Ieșire:** Variabila aleatoare  $X.$

## 6. Repartiția Poisson

Variabila aleatoare discretă  $X \in \mathbb{N}$  are repartiția  $Poisson(\lambda)$ ,  $\lambda > 0$ , dacă:

$$P(X = x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} \quad (8)$$

Funcția caracteristică a variabilei  $Poisson(\lambda)$  este:

$$\varphi_X(t) = e^{\lambda(e^{it}-1)}$$

De aici rezultă că:

$$E[X] = \lambda, \quad Var[X] = \lambda.$$

Repartiția  $Poisson(\lambda)$  este folosită pentru a modela numărul de evenimente care apar într-un interval de timp. Parametrul  $\lambda$  reprezintă numărul mediu de evenimente dintr-un anumit interval de timp.



## Lemă

*Dacă  $E_1, E_2, \dots$  sunt variabile aleatoare repartizate  $\text{Exp}(1)$  și  $X$  este cel mai mic întreg astfel încât*

$$\sum_{i=1}^{X+1} E_i > \lambda \quad (9)$$

*atunci variabila  $X$  este repartizată  $\text{Poisson}(\lambda)$ .*

### Dem:

Din condiția care se pune asupra lui  $X$  rezultă că dacă  $X = k$ , atunci are loc  $\sum_{i=1}^{k+1} E_i > \lambda$  și nu are loc  $\sum_{i=1}^k E_i > \lambda$ . Prin urmare:

$$P(X = k) = P\left(\sum_{i=1}^{k+1} E_i > \lambda\right) - P\left(\sum_{i=1}^k E_i > \lambda\right) = \int_{\lambda}^{\infty} f_{k+1}(y) dy - \int_{\lambda}^{\infty} f_k(y) dy$$

unde  $f_k(y)$  este densitatea unei variabile aleatoare *Erlang*( $k$ ).

Rezultă că:

$$\begin{aligned} P(X = k) &= \int_{\lambda}^{\infty} \left[ \frac{1}{k!} y^k e^{-y} - \frac{1}{(k-1)!} y^{k-1} e^{-y} \right] dy = \\ &= \frac{1}{k!} \left[ \int_{\lambda}^{\infty} y^k e^{-y} dy - k \int_{\lambda}^{\infty} y^{k-1} e^{-y} dy \right]. \end{aligned}$$

Dacă integrăm prin părți prima integrală obținem:

$$\begin{aligned} P(X = k) &= \frac{1}{k!} \left[ \lambda^k e^{-\lambda} + k \int_{\lambda}^{\infty} y^{k-1} e^{-y} dy - k \int_{\lambda}^{\infty} y^{k-1} e^{-y} dy \right] \\ &= \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \end{aligned}$$

Ținând cont că variabilele  $E_i$  sunt exponențiale  $Exp(1)$  și ele pot fi generate prin metoda inversă cu ajutorul relației  $E_i = -\log U_i$ , unde  $U_i \sim U(0, 1)$ , atunci condiția (9) se scrie:

$$\prod_{i=1}^{X+1} U_i < e^{-\lambda}$$

și rezultă următorul algoritm de generare a unei variabile  $Poisson(\lambda)$ :

### Algoritm Poisson1

**Intrare:**  $\lambda$ ,  $i := 0$ ,  $P = 1$ ;

P1: Se generează  $U \sim U(0, 1)$ ,  $i := i + 1$ ,  $P := P * U$ ;

P2: Dacă  $P \geq e^{-\lambda}$  atunci mergi la P1, altfel mergi la P3;

P3:  $X := i - 1$ .

**Ieșire:** Variabila aleatoare  $X$ .

O altă metodă de generare pentru o variabilă  $Poisson(\lambda)$  se bazează pe următoarea proprietate a variabilei  $Poisson(\lambda)$ : dacă  $Y \sim Poisson(\lambda)$  cu  $\lambda = np$  și  $n \rightarrow \infty$ ,  $p \rightarrow 0$ , atunci  $Y \sim Binom(n, p)$ .

Acest lucru se poate demonstra folosind funcția caracteristică a celor două repartiții.

## Algoritm Poisson2

**Intrare:**  $\lambda$ , se alege  $p \approx 0$ , de exemplu  $p = 0.001$ ;

P1: Se determină  $n =$  cel mai apropiat întreg de  $\lambda/p$ ;

P2: Se generează  $X \sim Binom(n, p)$ ;

**Ieșire:** Variabila aleatoare  $X$ .