

Laboratorul 5. Crearea de algoritmi proprii pentru generarea variabilelor aleatoare continue

Bibliografie:

1. I. Văduva. *Modele de simulare*, Editura Universitatii din București, 2004.
2. R. Trandafir, I. Iatan, *Modelare- Simulare. Noțiuni teoretice și Aplicații*”, Ed. Conspress, București, 2013.
3. I. Vladimirescu, *Probabilitati si statistica*, Note de curs, Facultatea de Matematica si Informatica, Universitatea din Craiova, an III, 1995-1996.
4. R. Trandafir, *Modele de simulare*, Note de curs, Facultatea de Hidrotehnica, an III, AIA, 2011-2012.
5. I. Iatan, *Îndrumător de laborator în Matlab 7.0*, Ed. Conspress, București, 2009.

Scopuri:

- 1) Construirea in Matlab a unor functii pentru simularea unei variabile continue normale si a variabilelor inrudite.
- 2) Construirea unor functii in Matlab pentru simularea unei variabile continue cu o repartitie: exponentiala, Weibull, gamma.

SIMULAREA UNEI VARIABILE CU REPARTITIE NORMALA

O variabila aleatoare X are o repartitie unidimensionala $N(\mu, \sigma)$ daca admite o functie densitate de probabilitate de forma:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}},$$

unde

$$\begin{cases} M(X) = \mu \\ D^2(X) = \sigma^2. \end{cases}$$

Funcția de repartitie a variabilei aleatoare X nu are o forma analitica explicita, avand expresia urmatoare:

$$F_X(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt.$$

Simularea lui X se reduce la simularea variabilei normale redusa asociata acesteia:

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0,1).$$

Relatia precedenta poate fi justificata in urmatoorul mod:

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z < z) = P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} < z\right) = P(X < \mu + z\sigma) = F_X(\mu + z\sigma) = \\ &= \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\mu + z\sigma} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt \stackrel{w=(t-\mu)/\sigma}{=} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{w^2}{2}} dw = \Phi(z). \end{aligned}$$

Intre variabilele aleatoare X si Z exista relatia:

$$X = \mu + Z\sigma.$$

Vom construi in Matlab functia repnorm.m, pentru simularea lui X :

```
function [m1,s1]=repnorm(m,sig)
```

```
z=randn(100,1);
```

```
x=m+sig*z;
```

```
m1=mean(x);
```

```
s1=std(x);
```

```
end
```

```
>>[m,s]=repnorm(1,2)
```

```
m=
```

```
0.9155
```

```
s=
```

```
2.0831
```

Observatie. Daca aplicam functia predefinita in Matlab **z=randn(n,1)** putem spune ca am simulat o selectie de volum n asupra variabilei aleatoare $Z \sim N(0,1)$.

SIMULAREA UNEI VARIABILE ALEATOARE χ^2

Fie $Z_i, 1 \leq i \leq \gamma$ variabile normale $N(0,1)$ independente. O variabila aleatoare χ^2 cu γ grade de libertate este o variabila de forma:

$$\chi_\gamma^2 = \sum_{i=1}^{\gamma} Z_i^2, \gamma \in N^*. \quad (1)$$

O variabila aleatoare χ_γ^2 este continua si admite densitatea de probabilitate:

$$f(x) = \frac{1}{2^{\gamma/2} \Gamma\left(\frac{\gamma}{2}\right)} \cdot x^{\frac{\gamma}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}}, x > 0,$$

unde

$$\Gamma(\gamma) = \int_0^{\infty} x^{\gamma-1} e^{-x} dx$$

semnifica functia Gamma a lui Euler, $\Gamma : (0, \infty) \rightarrow \mathfrak{R}$ si are proprietatile:

$$\begin{cases} \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) = \sqrt{\pi} \\ \Gamma(1) = 1 \\ \Gamma(a+1) = a\Gamma(a), (\forall) a > 0 \\ \Gamma(n+1) = n!, (\forall) n \in \mathbb{N} \end{cases}$$

iar

$$\begin{cases} M(\chi_{\gamma}^2) = \gamma \\ D^2(\chi_{\gamma}^2) = 2\gamma. \end{cases}$$

Pentru simularea in Matlab a unei variabile aleatoare χ_{γ}^2 vom folosi formula (1).

```
function x=hip(n)
z=randn(n,1);
x=sum(z.^2);
end
>> for i=1:200
x(i)=hip(10);
end
>> mean(x)
ans =
9.7490
>> std(x)^2
ans =
18.5520
```

SIMULAREA UNEI VARIABILE ALEATOARE STUDENT

Fie Z o variabila $N(0,1)$ si χ_{γ}^2 o variabila χ^2 cu γ grade de libertate. Presupunem ca Z si χ_{γ}^2 sunt independente. Numim variabila Student cu γ grade de libertate, variabila aleatoare

$$t_\gamma = \frac{Z}{\sqrt{\frac{\chi_\gamma^2}{\gamma}}}$$

Funcția densitatea de probabilitate a variabilei aleatoare t_γ este:

$$g(x) = \frac{1}{\sqrt{\pi\gamma}} \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{\gamma+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\gamma}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{\gamma}\right)^{-\frac{\gamma+1}{2}}$$

Vom construi funcția Matlab care ne permite simularea variabilei aleatoare t_γ .

```
function t = stud(n)
```

```
z=randn(1,1);
```

```
h=hip(n);
```

```
t=z/sqrt(h/n);
```

```
end
```

```
>>stud(4)
```

```
ans=
```

```
0.2128
```

SIMULAREA UNEI VARIABILE ALEATOARE SNEDECOR

Fie $\chi_{\gamma_1}^2$ și $\chi_{\gamma_2}^2$ două variabile aleatoare χ^2 independente. Numim variabila F a lui Snedecor cu (γ_1, γ_2) grade de libertate, variabila de forma:

$$F_{\gamma_1, \gamma_2} = \frac{\gamma_2}{\gamma_1} \cdot \frac{\chi_{\gamma_1}^2}{\chi_{\gamma_2}^2}$$

Densitatea de probabilitate a variabilei F este:

$$f(x) = \left(\frac{\gamma_1}{\gamma_2}\right)^{\frac{\gamma_1}{2}} \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{\gamma_1 + \gamma_2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\gamma_1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{\gamma_2}{2}\right)} \cdot x^{\frac{\gamma_1}{2}-1} \left(1 + \frac{\gamma_1}{\gamma_2}x\right)^{-\frac{\gamma_1 + \gamma_2}{2}},$$

iar

$$\begin{cases} M(F_{\gamma_1, \gamma_2}) = \frac{\gamma_2}{\gamma_2 - 2}, \gamma_2 > 2 \\ D^2(F_{\gamma_1, \gamma_2}) = \frac{2\gamma_2^2(\gamma_1 + \gamma_2 - 2)}{\gamma_1(\gamma_2 - 2)^2(\gamma_2 - 4)}, \gamma_2 \neq 2, \gamma_2 \neq 4. \end{cases}$$

In Matlab vom avea:

```
function [m,s] = snedec(n1,n2)
for i=1:100
h1=hip(n1);
h2=hip(n2);
F(i)=(n2/n1)*(h1/h2);
end
m=mean(F);
s=std(F)^2;
if n2>2
    mm=n2/(n2-2)
end
if n2~=2 & n2~=4
    ss=(2*n2^2*(n1+n2-2))/(n1*(n2-2)^2*(n2-4))
end
end
>> [m,s]=snedec(6,9)
mm =
    1.2857
ss =
    1.4327
m =
    1.3769
s =
    1.2140
```

SIMULAREA UNEI VARIABILE LOG- NORMALE

O variabila aleatoare X este o variabila log- normala daca $Y = \ln X$ este normala, adica are functia densitate de probabilitate:

$$f(y) = \frac{1}{\sigma_y \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{y - \mu_y}{\sigma_y} \right)^2},$$

unde :

$$\begin{cases} \mu_y = M(Y) = \ln \mu_x - \frac{1}{2} \ln \left[\frac{\sigma_x^2}{\mu_x^2} + 1 \right] \\ \sigma_y^2 = \ln \left[\frac{\sigma_x^2}{\mu_x^2} + 1 \right]. \end{cases}$$

Funcția Matlab urmatoare simuleaza o variabila log- normala.

```
function v=lognor(mx,sx)
spy=log(sx^2/mx^2+1);
my=log(mx)-1/2*log(sx^2/mx^2+1);
z=norm(0,1);
y=my+sqrt(spy)*z;
v=exp(y);
end
```

SIMULAREA UNEI VARIABILE CU REPARTITIE EXPONENTIALA

O variabila exponentiala $X \sim \text{Exp}(\lambda)$ are functia densitatea de probabilitate:

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x}, & x > 0 \\ 0, & x \leq 0 \end{cases}, \lambda \in \mathfrak{R},$$

functia de repartitie:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_0^x f(t) dt = 1 - e^{-\lambda x}, \quad x > 0,$$

iar

$$\begin{cases} M(X) = \frac{1}{\lambda} \\ D^2(X) = \frac{1}{\lambda^2}. \end{cases}$$

Pentru simularea unei variabile aleatoare X , ce are repartitie exponentiala vom folosi *metoda inversa*, conform careia putem simula orice variabila aleatoare X daca cunoastem functia sa de repartitie F si putem calcula functia inversa F^{-1} .

Algoritmul pentru simularea variabilei aleatoare X consta in:

- generarea unei valori u uniform repartizate in $[0,1]$,
- determinarea lui $X = F^{-1}(u) = -\frac{1}{\lambda} \ln(1-u)$.

Funcția **exponential.m**, pe care am realizat-o in Matlab permite simularea lui X cu metoda inversa:

```
function x=exponential(la)
```

```
u=rand();
```

```
x=(-1/la)*log(1-u);
```

```
end
```

```
>>for i=1:10
```

```
x(i)=exponential(1);
```

```
end
```

```
>>mean(x)
```

```
ans=
```

```
0.9955
```

```
>>std(x)^2
```

```
ans=
```

```
1.0115
```

SIMULAREA UNEI VARIABILE ALEATOARE CU REPARTITIE WEIBULL

O variabila aleatoare inrudita cu variabila exponentiala este variabila Weibull (notata $W(\alpha, \lambda, \gamma)$), a carei densitate de probabilitate este :

$$f(x) = \begin{cases} \gamma \lambda (x - \alpha)^{\gamma-1} e^{-\lambda(x-\alpha)^\gamma}, & x > \alpha, \alpha \in \mathfrak{R}, \lambda, \gamma > 0. \\ 0, & x \leq \alpha \end{cases}$$

Daca $X \sim Exp(1)$, atunci variabila Weibull se genereaza cu formula:

$$W = \alpha + \left(\frac{X}{\lambda}\right)^{\frac{1}{\gamma}}.$$

Intr-adevar, avem:

$$P(W < w) = P\left(X < \lambda(w - \alpha)^{\gamma}\right) = \int_{-\infty}^{\lambda(w - \alpha)^{\gamma}} e^{-t} dt \stackrel{u = \alpha + \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\frac{1}{\gamma}}}{=} \int_{-\infty}^w \gamma \lambda (u - \alpha)^{\gamma-1} e^{-\lambda(u - \alpha)^{\gamma}} du.$$

Variabila Weibull se utilizează în fiabilitate, ea reprezentând durata de exploatare fără căderi a unui echipament sau produs industrial.

SIMULAREA UNEI VARIABILE ALEATOARE CU REPARTITIE GAMMA

O variabila aleatoare X are repartiția $G(\alpha, \lambda, \gamma)$ dacă are funcția densitate de probabilitate

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\lambda^{\gamma}}{\Gamma(\gamma)} (x - \alpha)^{\gamma-1} e^{-\lambda(x - \alpha)}, & x > \alpha \\ 0, & x \leq \alpha \end{cases}$$

unde: $\alpha \in \mathfrak{R}$, $\lambda, \gamma > 0$ sunt respectiv parametrii de locație, de scală și de forma ai variabilei.

Se observa că o variabilă exponențială este variabilă gamma $G(0, \lambda, 1)$ iar χ_{γ}^2 este o variabilă gamma $G\left(0, \frac{1}{2}, \frac{\gamma}{2}\right)$.

Dacă $Y \sim G\left(\alpha, \lambda, \frac{\gamma}{2}\right)$ iar $Z \sim G\left(0, \frac{1}{2}, \frac{\gamma}{2}\right)$ atunci avem:

$$Y = \alpha + \frac{Z}{2\lambda}. \tag{2}$$

Relația (2) poate fi justificată în felul următor:

$$\begin{aligned}
F_Z(z) &= P(Z < z) = P(2\lambda(Y - \alpha) < z) = P\left(Y < \alpha + \frac{z}{2\lambda}\right) = F_Y\left(\alpha + \frac{z}{2\lambda}\right) = \\
&= \int_{-\infty}^{\alpha + \frac{z}{2\lambda}} \frac{\lambda^{\gamma/2}}{\Gamma\left(\frac{\gamma}{2}\right)} (t - \alpha)^{\gamma/2 - 1} e^{-\lambda(t - \alpha)} dt = \int_{-\infty}^z \frac{\lambda^{\gamma/2}}{\Gamma\left(\frac{\gamma}{2}\right)} \left(\frac{w}{2\lambda}\right)^{\gamma/2 - 1} e^{-\lambda \cdot w/2\lambda} \frac{dw}{2\lambda} \\
&= \int_{-\infty}^z \frac{\lambda^{\gamma/2}}{2^{\gamma/2} \Gamma\left(\frac{\gamma}{2}\right)} \cdot w^{\gamma/2 - 1} e^{-w/2} dw.
\end{aligned}$$

Pentru simularea in Matlab a unei variabile aleatoare Y , ce are repartitia $G\left(\alpha, \lambda, \frac{\gamma}{2}\right)$

vom proceda in felul urmat: se genereaza $Z = \chi_{\gamma}^2$; se determina Y , utilizand (2).

```
function y = gam(al, la, n)
```

```
z = hip(n);
```

```
y = al + z / (2 * la);
```

```
end
```