# Metody nieparametryczne w statystyce

## Tomasz Wójtowicz

Wydział Zarządzania AGH Akademia Górniczo-Hutnicza im. S. Staszica w Krakowie

#### Częsty problem w statystyce:

jakie własności ma pewna funkcja  $T(X_1, ..., X_n)$ , gdzie  $X_1, ..., X_n$  jest próbą losową prostą z pewnego rozkładu (znanego lub nie).

Często jest to trudne lub niemożliwe do zrobienia:

- gdy postać funkcji T jest skomplikowana,
- gdy rozkład badanej cechy odbiega od normalnego lub jest nieznany.

#### Praktyczne rozwiązanie:

• symulacje.

Jak generować próby losowe proste o zadanym rozkładzie?

Wystarczy generować próbę losową prostą z rozkładu jednostajnego U na przedziale [0,1].

W praktyce generuje się ciągi deterministyczne, które dobrze imitują próbę losową prostą o zadanym rozkładzie.

### Metoda (dla rozkładu U[0, 1]):

- dla pewnej ustalonej funkcji  $G: [0,1] \rightarrow [0,1]$
- ullet dla pewnej ustalonej wartości początkowej  $u_0 \in [0,1]$
- definiujemy:

$$u_1 = G(u_0), u_2 = G(u_1), \dots, u_i = G(u_{i-1}), \dots dla i = 1, 2, \dots$$

Generatorem liczba pseudolosowych z rozkładu jednostajnego U[0,1] musi mieć następującą własność:

wartości  $u_1, \ldots, u_n$  imitują zachowanie realizacji próby losowej prostej  $U_1, \ldots, U_n$  z rozkładu jednostajnego U[0,1], tzn. standardowy zestaw testów nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy głównej, że  $u_1, \ldots u_n$  jest realizacją próby  $U_1, \ldots, U_n$ .

#### W szczególności:

- na podstawie  $u_1, \ldots, u_n$  nie powinno dać się obliczyć  $u_{n+1}$  z prawdopodobieństwem istotnie większym niż 1/2,
- wszystkie własności prób losowych prostych powinny być (w przybliżeniu) spełnione dla prób pseudolosowych, czyli np. dla dużych n częstośc generowania liczb z przedziału  $[a,b] \subset [0,1]$  powinna być w przybliżeniu równa |b-a|.

#### Liniowy kongruencyjny generator liczb pseudolosowych:

$$u_n = (a \cdot u_{n-1} + b) \bmod m$$

Przykład:

dla A = 2147483647

$$u_n = ((16807 \cdot u_{n-1}) \bmod A)/A$$
$$u_0 = C/A$$

gdzie C jest dowolna liczbą naturalna z przedziału  $(1, \dots, A-1)$ 

 $(16807 \cdot u_{n-1}) \ mod \ A$  - liczba naturalna z przedziału  $1, \dots, A-1$   $((16807 \cdot u_{n-1}) \ mod \ A)/A$  - liczba z przedziału (0,1)

#### Przykład:

• dysponując próbą pseudolosową  $u_1,\dots,u_n$  z rozkładu jednostajnego wygenerować podzbiór k-elementowy spośród liczb  $\{1,\dots,n\}$ 

 $\bullet$  wybrać indeksy  $i_1,\dots,i_k$  odpowiadające k największym wartościom spośród  $u_1,\dots,u_n$  .

#### Metoda przekształcenia kwantylowego

Mając próbę losową  $U_1$ , ...  $U_n$  z rozkładu U[0,1] można łatwo uzyskać próbę losową dowolnego rozkładu F.

Dla uproszczenia załóżmy, że dystrybuanta F jest rosnąca, tzn.

jeżeli 
$$x < y$$
, to  $F(x) < F(y)$ .

#### **Twierdzenie**

Niech  $U_1,\ldots,U_n$  będzie próbą losową prostą z rozkładu U[0,1]. Wtedy ciąg kwantyli rzędu  $U_1,\ldots,U_n$  dla rozkładu F, tzn. ciąg  $q_F(U_1),\ldots,q_F(U_n)$  jest próbą losową prostą z rozkładu F.

Na podstawie powyższego twierdzenia można uzyskać próbę losową prostą dowolnego rozkładu F.

W ten sam sposób, mając próbę pseudolosową  $u_1, \dots, u_n$  z rozkładu U[0,1] można uzyskać próbę pseudolosową z dowolnego rozkładu F.

Problemem jest tylko znajomość postaci dystrybuanty F. Nie zawsze dystrybuanta F dana jest w postaci jawnej. Czasami obliczenie transformacji kwantylowej jest niepraktyczne.

W przypadku niektórych rozkładów można dosyć łatwo obliczyć transformację kwantylową, np. w przypadku rozkładu wykładniczego:

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$$

$$X_i = -\ln(U_i)/\lambda$$

Rozkład wykładniczy z parametrem  $\lambda > 0$  ma funkcję gęstości postaci:

$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & x > 0 \\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

Rozkład  $\chi^2$  o n stopniach swobody ma gęstość postaci:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(\frac{n}{2})} x^{n/2 - 1} e^{-\frac{x}{2}} & x > 0\\ 0 & x \le 0 \end{cases}$$

gdzie  $\Gamma(z) = \int_0^{+\infty} t^{z-1} e^{-t} dt$  jest funkcją Eulera .

#### Metoda oparta na reprezentacji zmiennych losowych

Gdy postać dystrybuanty F uniemożliwia (lub utrudnia) skorzystanie z metody przekształcenia kwantylowego, można spróbować wyrazić generowany rozkład jako funkcję zmiennych losowych o rozkładach, które łatwo można estymować.

#### Przykłady:

• rozkład  $\chi^2$  o 2 stopniach swobody:

$$X_i = -2\ln(U_i)$$

• rozkład  $\chi^2$  o 2k stopniach swobody:

$$X_{2k} = -2\sum_{i=1}^{k} \ln(U_i)$$

• rozkład  $\chi^2$  o 2k + 1 stopniach swobody:

$$X_{2k+1} = X_{2k} + Z^2$$

#### Generowanie próby losowej prostej z rozkładu normalnego

Niech  $(X_1, X_2)$  będzie parą niezależnych zmiennych losowych o rozkładach N(0,1). Niech  $(R, \theta)$  będzie ich przedstawieniem we współrzędnych biegunowych, tzn.

$$R = \sqrt{X_1^2 + X_2^2} \qquad \theta = \arccos \frac{X_1}{\sqrt{X_1^2 + X_2^2}}$$

Wtedy:

- ullet zmienna  $R^2$  ma rozkład  $\chi^2$  o 2 stopniach swobody,
- zmienna  $\theta$  ma rozkład  $U[0,2\pi]$ ,
- zmienne R i  $\theta$  są niezależne.

#### Generowanie próby losowej prostej z rozkładu normalnego

#### Procedura:

- 1. wygenerować dwie niezależne zmienne losowe  $U_1$  i  $U_2$  o rozkładzie jednostajnym U[0,1],
- 2.zdefiniować:

$$X_1 = \sqrt{-2 \ln U_1} \cos (2\pi U_2)$$

$$X_2 = \sqrt{-2 \ln U_1} \sin (2\pi U_2)$$

3. tak zdefiniowane  $X_1$  i  $X_2$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie normalnym N(0,1).

#### Generowanie próby losowej prostej z rozkładu Poissona

Rozkład wykładniczy – czasy pomiędzy wystąpieniami pewnego zdarzenia

Rozkład Poissona – liczba wystąpień tego zdarzenia

Jeżeli  $W_1, W_2, \dots$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładzie wykładniczym z pearametrem 1, to definiujemy

$$X=k$$
,

gdzie k jest taka największą liczbą, że

$$W_1 + W_2 + \dots + W_k \le \lambda.$$

Gdy  $W_1 > \lambda$ , to przyjmujemy X = 0.

#### Generowanie próby losowej prostej z rozkładu jednostajnego w $m{k}$ punktach

Jeżeli U jest zmienną losową o rozkładzie U[0,1], to zmienna W=i, gdy

 $U \in \left(\frac{i-1}{k}, \frac{i}{k}\right]$  dla i = 1, ..., k ma rozkład jednostajny na zbiorze  $\{1, ..., k\}$ .

Dzieląc odcinek [0,1] na odcinki o długościach  $p_1, \dots, p_n$  takich, że:

$$0 < p_i < 1 \qquad \qquad \sum_{i=1}^n p_i = 1$$

można wygenerować dowolny rozkład dyskretny X, taki, że  $P(X=i)=p_i$ .

#### Generowanie mieszaniny rozkładów

Niech X będzie zmienna losową o rozkładzie F, który jest mieszanina rozkładów  $F_1, \dots, F_n$ , tzn.:

$$F = \sum_{i=1}^{n} w_i F_i.$$

 $gdzie w_1 + \cdots + w_n = 1.$ 

Jeżeli potrafimy wygenerować rozkłady  $F_1, \dots, F_n$ , to możemy wygenerować F w następujący sposób:

- 1. generujemy indeks I taki, że  $P(I = i) = w_i$ ,
- 2. jeżeli I = j, to generujemy liczbę z rozkładu  $F_j$ .

#### Generowanie dwuwymiarowego rozkładu normalnego

Zmienna losowa  $(X_1,\dots,X_n)$  ma n-wymiarowy rozkład normalny o wektorze wartości oczekiwanych  $\pmb{\mu}=[\mu_1,\dots,\mu_n]^T$  i macierzy kowariancji  $\Sigma$  jeżeli jej gęstość ma postać:

$$f(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu})\right)$$

gdzie  $x = (x_1, ..., x_n)$ .

W przypadku n=2 macierz kowariancji  $\Sigma$  ma postać:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & cov(X_1, X_2) \\ cov(X_1, X_2) & \sigma_2^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2) \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

gdzie  $\rho$  jest współczynnikiem korelacji pomiędzy  $X_1$  i  $X_2$ .

#### Generowanie dwuwymiarowego rozkładu normalnego

Jeżeli  $Z_1$  i  $Z_2$  są niezależnymi zmiennymi losowymi o rozkładach N(0,1), to zmienne losowe:

$$X_1 = \mu_1 + \sigma_1 Z_1$$
 
$$X_2 = \mu_2 + \sigma_2 (\rho Z_1 + \sqrt{1 - \rho^2} Z_2)$$

mają dwuwymiarowy rozkład normalny  $N(\mu_1, \mu_2, \sigma_1, \sigma_2, \rho)$ .

#### Metoda eliminacji

Niech rozkład F będzie zadany za pomocą funkcji gęstości f.

Znamy (i potrafimy na jej podstawie generować liczby) gęstość g i stałą M takie, że

$$\forall x \in \mathbb{R} \, f(x) \le Mg(x)$$

Wtedy możemy generować zmienną Y z rozkładu o gęstości f w następujący sposób:

- 1. Generujemy niezależne zmienne  $X \sim g$  i  $U \sim U[0,1]$
- 2. Jeżeli  $U \le f(X)/Mg(X)$ , to Y = X.
- 3.W przeciwnym wypadku powtarzamy krok 1.

#### Metoda eliminacji

Szybkość działania powyższej procedury zależy od tego jak dobre jest oszacowanie gęstości f przez Mg.

W ten sposób można generować np. zmienna losową o rozkładzie N(0,1)

wiemy, że  $f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$  jest gęstością zm. losowej Z o rozkładzie N(0,1)

wtedy 
$$\phi(x) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$
 dla  $x \ge 0$  jest gęstością zmiennej  $W = |Z|$ .

Przyjmując:

$$g(x)=e^{-x}$$
 - gęstość rozkładu wykładniczego z  $\lambda=1$ ,  $M=\sqrt{\frac{2e}{\pi}}\approx 1.32$ 

możemy generować W, a po pomnożeniu przez losowy znak – zmienną Z.