

Modifikovaná metoda χ^2 minima

```
function [X,E,ts,kv,ph,pocet,mi_n,sig_n]=test_normality(Y,k,alfa);
% funkce pro testovani normality chi-kvadrat testem
% mi a sigma nezname,
% odhadujeme je modifikovanou metodou chi-kvadrat minima
% vstupni parametry: Y ... simulovany testovany vektor z N(mi,sigma^2)
%          k ... pocet tridicich intervalu
%          alfa ... hladina vyznamnosti testu
% vystupni parametry: X ... vektor empirickych cetnosti
%          E ... vektor teoretickych cetnosti
%          ts ... testova statistika
%          kv ... (1-alfa) kvantil Pearsonova rozlozeni
%          s poctem stupnu volnosti k-3
%          ph ... p-hodnota pro tento test
%          pocet ... pocet iteraci
%          mi_n ... odhadnuta stredni hodnota
%          sig_n ... odhadnuta smerodatna odchylka
% syntaxe: [X,E,ts,kv,ph,pocet,mi_n,sig_n]=test_normality(Y,k,alfa);

epsilon=10^(-9);
Y=sort(Y);
n=length(Y);
mi=mean(Y);
sig=std(Y);
b(1)=mi-6*sig;
b(k+1)=mi+6*sig;
b(2)=norminv(5/n+normcdf(b(1),mi,sig),mi,sig);
b(k)=norminv(normcdf(b(k+1),mi,sig)-5/n,mi,sig);
step=(b(k)-b(2))/(k-2);
b=[b(1) b(2):step:b(k) b(k+1)]';
c=[b(2)-step/2:step:b(k)+step/2]';
X=hist(Y,c);
X=X';
mi_s=X'*c/n;
mi_vs=mi_s-2*epsilon;
sig_s=sqrt(X'*(c.*c)/n-mi_s^2);
sig_vs=sig_s-2*epsilon;
pocet=1;
while (abs(mi_s-mi_vs)>epsilon)&(abs(sig_s-sig_vs)>epsilon),
    for i=1:k
        p(i)=normcdf(b(i+1),mi_s,sig_s)-normcdf(b(i),mi_s,sig_s);
        int1(i)=mi_s*p(i)+sig_s^2*(normpdf(b(i),mi_s,sig_s)-...
            normpdf(b(i+1),mi_s,sig_s));
        int2(i)=sig_s^2*(p(i)+(b(i)-mi_s)*normpdf(b(i),mi_s,sig_s)-...
            (b(i+1)-mi_s)*normpdf(b(i+1),mi_s,sig_s));
    end;
```

```

[a1,a2]=size(p);
if (a1<a2) p=p';end;
[a1,a2]=size(int1);
if (a1<a2) int1=int1';end;
[a1,a2]=size(int2);
if (a1<a2) int2=int2';end;
mi_n=((X./p)*int1)/n;
mi_vs=mi_s;
mi_s=mi_n;
sig_n=sqrt(((X./p)*int2)/n);
sig_vs=sig_s;
sig_s=sig_n;
pocet=pocet+1;
end;
p=[];
for i=1:k
    p(i)=normcdf(b(i+1),mi_n,sig_n)-normcdf(b(i),mi_n,sig_n);
end;
[a1,a2]=size(p);
if (a1<a2) p=p';end;
ts= X*(X./(n*p))-n;
kv=chi2inv(1-alfa,k-3);
E=n*p;
ph=1-chi2cdf(ts,k-3);
hustcet=X/(n*step);
t=[mi_n-3*sig_n:0.01:mi_n+3*sig_n]';
fi=normpdf(t,mi_n,sig_n);
bar(c,hustcet,1);
hold on
plot(t,fi,'c');
hold off

```

Úkol: napsat podobnou funkci pro testování Poissonova rozložení.

Máme náhodný výběr X_1, \dots, X_n , o němž předpokládáme, že pochází z $Po(\lambda)$, tedy

$$P(X = i) = p_i = \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda}, \quad i = 0, 1, \dots$$

V našem výběru se vyskytnou varianty $i = 0, 1, \dots, r$ s četnostmi n_0, n_1, \dots, n_r .

$$m = \frac{1}{n} \sum_{i=0}^r i \cdot n_i$$

Jako počáteční aproximaci λ_0 parametru λ bereme vážený průměr m . Další aproximace získáme pomocí vzorce

$$\lambda = \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^{r-1} i n_i + n_r \frac{\sum_{i=r}^{\infty} i p_i}{\sum_{i=r}^{\infty} p_i} \right)$$

Iterační proces končí, je-li absolutní hodnota rozdílu dvou po sobě následujících aproximací menší než zvolené malé $\varepsilon > 0$.

Zdroj: J. Anděl: Matematická statistika. SNTL/Alfa 1978.