Z teorie víme, že pokud $X \sim N(\mu, \sigma^2)$, potom pro test. statistiku F_W testu o rozptylu σ^2 při neznámé střední hodnotě μ platí:

$$F_W = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1} \qquad S^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2$$

Tento fakt si ověříme pomocí simulační studie (a). Navíc se podíváme, jak to se vztahem $F_W \sim \chi^2_{n-1}$ vypadá, když:

b) $X \sim pN(\mu, \sigma^2) + (1-p)N(\mu, \sigma_2^2)$

c) $X \sim Exp(\lambda)$.

$\mu = 0, \sigma^2 = 1, \sigma_2^2 = 4, p = 0.9, \lambda = 1.$

---

1. Vytvoříme funkci simulace.F(), která podle vybrané volby rozdělení ('normal', 'mix', 'exp') při zadaných parametrech μ, σ $(+ \sigma_2, p)$, resp. λ, vykreslí příslušný graf.

```
simulace.F <- function(n, mu=0, sigma=..., sigma2=..., M=..., p=..., type=...){   Pomocí fce replicate() vygenerujeme rovnou
                                                                                  M = 1000 test. statistik Fw. Vytvoříme 1000
  if(type == 'normal'){                                                           náh. výběrů o rozsahu n a z každého
    Fw <- replicate(M, (n-1)*sd(rnorm(n,μ,σ))^2 /sigma^2)...                      výběru rovnou vypočítáme test. stat. Fw
    main <- paste('X ~ N(', mu, ';', sigma^2, ')', sep='') ...automaticky měnící se popisek X ~ N(μ,σ²) podle
  }                                                                               hodnot μ a σ².

  if(type == 'mix'){
    X <- matrix(NA, M, n)
    for (...){   =>   matice M=1000 náh. výběrů o rozsahu n. Známe z cvičení 04 a 05.
      ... }
    S <- apply( ) ... vektor 1000 sm. odchylek (délka = 1000)
    Fw <- (n-1)S²/σ² ... vektor 1000 test. statistik Fw (délka = 1000)
                                                        odstraňuje zbytečné oddělovací mezery mezi
                                                        jednotlivými argumenty
    main <- paste('X ~ ', p, 'N(', mu, ';', sigma^2, ') + ', ..., ')', sep='')  automaticky měnící se popisek
  }                                                     X ~ pN(μ,σ²) + (1-p)N(μ,σ₂²)
                                                        podle hodnot μ, σ², p, σ₂²
  if (type == 'exp'){
    Fw <- replicate(M, ... rexp(n,λ)...)... generujeme rovnou vektor Fw analogicky jako u type == 'normal'
    main <- paste(...)... automaticky měnící se popisek X ~ Exp(λ) podle hodnoty λ.

  xfit <- seq(...)... posloupnost od 0 do max(Fw)+2 o délce minimálně 500.
  yfit <- dchisq(xfit, n-1) hustota χ² rozdělení o n-1 st. volnosti nad posl. xfit
  d <- hist(Fw, plot=F, breaks=15)$dens ... výšky sloupců histogramu (využijeme v histogramu při nastavení rozsahu osy y)
  hist(Fw, prob=..., breaks=15, ylim=c(0, max(ylim,d)),
            barva obrysu sloupců               barva výplně sloupců
       border='darkorange2', col='darkorange', ...)... histogram
  box( ) □
  lines(xfit, yfit, ...) křivka hustoty χ²n-1
  mtext(expression(...), ...) popisek Fw
  mtext(paste('n = ', n, '; ', main, sep=''), ...) popisek pod popiskem Fw (mění se podle argumentu type)
}
```

2. Vytvoříme animaci ukazující změnu histogramu a křivky χ^2_{n-1} pro situaci (a).

```
n <- c(3,4,5,10, ..., 250, 500)... posl. n uvedená v zadání příkladu
(...) úvodní nastavení animace
saveLatex( for (i in 1:length(n)){
              simulace.F(n=n[i], type='normal', ...)   } cyklus vykreslující jednotlivé kroky animace.
           }... )
```

3. Analogicky vytvoříme animaci pro (b) a (c).

! Jednou větou vždy okomentujte vývoj v animaci pro $n \to \infty$ pro (a), (b) i (c). =)

$X \sim N(150, 30^2)$

$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 \qquad H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$

$H_0: \sigma^2 = 30^2 \qquad H_1: \sigma^2 \neq 30^2$

H_0 testujeme testem o σ^2 když μ neznáme.

1. Testovací statistika $F_{W,n-1} = \dfrac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2_{n-1}$ $\qquad S^2 = \dfrac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2$

2. Testovací statistika $F_{W,n} = \dfrac{n S_n^2}{\sigma_0^2} \sim \chi^2_n$ $\qquad S_n^2 = \dfrac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2$

3. Testovací statistika $T_W = \sqrt{\frac{n}{2}}\left(1 - \dfrac{n}{F_{W,n}}\right) \sim N(0,1)$

4. Testovací statistika $U_W = \frac{n}{2}\left(1 - \dfrac{n}{F_{W,n}}\right)^2 \sim \chi^2_1$

5. Testovací statistika $U_S = \frac{n}{2}\left(\dfrac{F_{W,n}}{n} - 1\right)^2 \sim \chi^2_1$

6. Testovací statistika $U_{LR} = F_{W,n} - n\left(1 + \ln\left(\dfrac{F_{W,n}}{n}\right)\right) \sim \chi^2_1$

Příklady 6.2 a 6.4 vyřešíme společně vytvořením funkce F.stat( ), která v závislosti na zvoleném typu test. statistiky vykreslí odpovídající obrázek. Tuto funkci pak použijeme k vykreslení animací v obou příkladech.

F.stat <- function (sigma0, mu, sigma, mu2=mu, sigma2=sigma, n=..., M=..., p=..., type=...){

Generování dat

X <- matrix (NA, M, n)
for (...){
 ... }

$\Rightarrow$ ⊗ Σ n

viz analogické příklady v 04 a 05

((...) rnorm (sum(bin == 1), mu, sigma)
((...) rnorm (sum (bin == 0), mu 2, sigma2))

kód si nachystáme i pro směs, až ji v tomto příkladě nemáme zadanou. Se změnou parametrů $\mu, \mu_2, \sigma^2, \sigma_2^2$ a p pak můžete kdykoli libovolně experimentovat. =)

Příprava testovacích statistik

S <- apply( )

S_n <- sqrt (apply(X, 1, var)*(n-1)/n)

Fw <- $\dfrac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$

Fwn <- $\dfrac{n S_n^2}{\sigma_0^2}$

tW <- $\sqrt{\frac{n}{2}}\left(1 - \dfrac{n}{F_{W,n}}\right)$

uW <- $\frac{n}{2}\left(1 - \dfrac{n}{F_{W,n}}\right)^2 = t_W^2$

uS <- $\frac{n}{2}\left(\dfrac{F_{W,n}}{n} - 1\right)^2$

uLR <- $F_{W,n} - n\left(1 + \ln\left(\dfrac{F_{W,n}}{n}\right)\right)$

...né testovací statistiky

if (type == 'Fw'){
 X <- Fw
 xx <- seq(...) posl. od 0 do max(Fw) + 1 o délce minimálně 500
 yy <- dchisq(...) hustota χ^2_{n-1} rozdělení nad posl. xx
 main <- expression (F['W, n-1']) ... popisek $F_{W,n-1}$
}

if (type == 'Fwn'){
 x <- ...
 xx <- ... analogicky jako u Fw
 yy <- ...
 main <- ... }

specifikace vybraných proměnných podle zvole

```
if(type == 'tW'){
  x <- tW
  xx <- seq(...) posl. od min(tW)-1 do max(tW)+2 o minimální délce 500
  yy <- dnorm(...) hustota N(0,1) nad posloupností xx
  main <- expression(...) ... popisek Tw
}

if(type == 'uW'){
  x <- uW
  xx <- seq(...) ... posl. od 0 do max(uW)+1 o minimální délce 500
  yy <- dchisq(...) hustota χ²₁ rozdělení nad posloupností xx
  main <- expression(...) popisek Uw
}
if(type == 'uS'){
  analogicky jako uW }
if(type == 'uLR'){
  analogicky jako uW }
```

vykreslení grafu

```
                                               pevně zvolený počet třídicích intervalů
d <- max(hist(x, plot = F, breaks= 15)$dens) ... výška nejvyššího sloupce v histogramu (využijeme při stanovení
                                                 rozsahu osy y v násl. příkazu.
hist(x, prob=T, breaks=15, ylim=c(0, d+d/5), ...)
                             ↖ rozsah osy y k výšce nejvyššího sloupce d připočteme d/5, abychom
                               získali rezervu pro případ, že by ∩ byla vyšší než histogram.
box(...) □
mtext(main, ...) popisek ... název zvolené testovací statistiky
mtext(paste('n= ', n), ...) popisek n=... (n se automaticky mění v závislosti na zvoleném rozsahu náh. výběru.
lines(xx, yy, ...) křivka příslušného rozdělení test. statistiky
}
```

6.2: Animace rozdělení testovacích statistik $F_{W,n-1}$ a $F_{W,n}$.

```
n <- c(3,4,5,...,250,500) ... posl. n zadaná podle zadání příkladu
par(mfrow=c(1,2), mar=c(5,5,1,1)) ... mfrow: □□ ; mar: 5□1 okraje (1 nahoře, 5 dole)
... úvodní nastavení animace
saveLatex(for(i in 1:length(n)){
        F.stat(sigma0=30, mu=150, sigma=30, n=n[i], type='Fw')
        F.stat(   -||-              -||-             , type='Fwn')
   },...)
```

6.4: Animace rozdělení testovacích statistik T_W, U_W, U_S a U_{LR} → viz. str. 5 řešení př. 6.4.

6.3

$$F_{W,n-1} = \frac{(n-1)S^2}{60} = \frac{(n-1)}{60} \cdot \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{60} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$$

$$F_{W,n} = \frac{n S_n^2}{60} = \frac{n}{60} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{60} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$$

$$\Rightarrow \boxed{F_{W,n-1} = F_{W,n}}$$

Současně víme, že $F_{W,n-1} \sim \chi^2_{n-1}$ exaktně (tj. $F_{W,n} \sim \chi^2_{n-1}$ také exaktně, ale to nás až tolik nezajímá).
V tomto příkladu nyní ověříme, že pro $n \to \infty$ χ^2_{n-1} rozdělení a χ^2_n rozdělení k sobě konvergují.
Z konvergence potom vyplývá, že $F_{W,n} \overset{A}{\sim} \chi^2_n$.

V rámci tohoto příkladu si ukážeme vzájemnou konvergenci rozdělení χ^2_n a rozdělení χ^2_{n-1}.

1. Vytvoříme funkci konvergence.chi( ), která pro zadané n vykreslí graf s křivkami hustot χ^2_n a χ^2_{n-1}.

Doporučení: Příklad je krátký jednoduchý, měli byste si jej tedy nejprve zkusit naprogramovat samostatně bez dívání na následující pseudokód. =) Posl. xfit zvolte od 0 do $n+\frac{n}{2}$ o délce min. 500.

```
konvergence.chi <- function(n){
    xfit <- seq(...)  posl. od 0 do n+n/2 o délce minimálně 500
    yfit <- dchisq(...)  hustota χ²_{n-1} rozdělení nad posl. xfit
    zfit <- dchisq(...)  hustota χ²_n rozdělení nad posl. xfit

    plot(xfit, yfit, type='l', ...)  křivka hustoty χ²_{n-1}
    lines(...) ... křivka hustoty χ²_n
                                   popisek v legendě χ²_{n-1}        analogicky
    legend(..., legend = c(expression(chi[n-1]^2), expression(...)), ...) ... legenda
    mtext(bquote(...), ...) ... popisek n = N, kde N se automaticky mění podle rozsahu náh. výběru n.
}
```

2. Vytvoříme animaci:

```
n <- c(2, 3, ..., 500, 1000)  zadaná posl. rozsahů náh. výběrů n.
... úvodní nastavení animace
save Latex ( for(...){
                 konvergence.chi(n[i])
             }, ...)
```

Tip: V komentářích mi můžete napsat, zda jste příklad vyřešili bez pseudokódu nebo s pseudokódem a jak to šlo. =)

Animace rozdělení testovacích statistik Tw a Uw:

```
n <- c(3,4,5,10,..., 250, 500)
par(mfrow=c(1,2), mar=c(5,5,1,1)),   mfrow: □□ ;  mar: 5□1 okraje
...  úvodní nastavení animace
saveLatex( for(i in 1:length(n)){
        F.stat(sigma0=30, mu=150, sigma=30, n=n[i], type='tW')
        F.stat(   -||-       -||-       -||-              type='uW')
   },...)
```

Animace rozdělení testovacích statistik U_S a U_{LR}:

```
par(...)   □□ ;  5□1
...  úvodní nastavení animace
saveLatex( for(...){
        F.stat(...)
        F.stat(...)
   },...)
```

* Tip: Využijte toho, že funkce F.stat() umí generovat grafy i pro smíšená rozdělení a podívejte se, jak vypadá situace máme-li směs s:

a) různými μ a μ_2, ale stejnými rozptyly σ^2.

b) stejnými μ, ale různými rozptyly σ^2 a σ_2^2.

c) různými μ a μ_2 i různými σ^2 a σ_2^2.

Komentovat situace (a) - (c) v komentářích nemusíte, ale poučte se z toho. =)

6.5 Příklad je analogický příkladu 5.4. Pokud chcete, zkuste si jej naprogramovat samostatně a pseudokód použijte jen pro kontrolu. =)

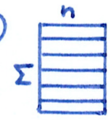
$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$ $\qquad$ $H_{11}: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$

$$U_S = \frac{n}{2}\left(\frac{F_{W,n}}{n} - 1\right)^2 \sim \chi_1^2 \qquad U_{LR} = F_{W,n} - n\left(1 + \ln\left(\frac{F_{W,n}}{n}\right)\right) \sim \chi_1^2 \qquad U_W = \frac{n}{2}\left(1 - \frac{n}{F_{W,n}}\right)^2 \sim \chi_1^2$$

$$F_{W,n} = \frac{n S_n^2}{\sigma_0^2}, \quad S_n^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(X_i - \bar{X})^2$$

---

1. Vytvoříme fci porovnani.var(), která pro zadané n, μ, σ, σ_0 a M vykreslí 1 obrázek a vypočítá průměrnou hodnotu z M testovacích statistik U_W, U_S a U_{LR}.



```
porovnani.var <- function(n, M=..., mu=..., sigma=..., sigma0=..., M=..., plot=... ){
   X ← t(replicate(...)) ... matice M=1000 náh. výběrů z N(μ,σ²) o rozsahu n
   m <- apply(...) vektor výb. průměrů (délka = 1000)
   s <- apply(...) vektor výb. sm. odchylek  s = sqrt(1/(n-1) Σ_{i=1}^{n} (x_i - x̄)²)   (1000)
   s.n ← sqrt((n-1)*s^2/n) ... úprava s na s_n;  s_n = sqrt((n-1)·s²/n)   (1000)
   Fwn <- F_W,n   vektor M=1000 test. statistik F_W,n  (délka = 1000)
   uW <- U_W   (1000)
   uS <- U_S   (1000)
   uLR <- U_LR   (1000)
   prumery <- c(mean(uW), mean(uS), mean(uLR)) ... vektor 3 průměrů test. statistik (délka = 3)
   xfit <- seq(...) posl. od 0 do 30 o délce minimálně 500
   yfit <- dchisq(...) ... hustota χ²_1 rozdělení nad posloupností xfit
   if (plot == T){
      plot(uW, type='n', xlim=c(0,6), ylim=c(0,1), ... ) ... příprava prázdného grafu
      mtext(...) ... popisek 'x'
      mtext(bquote(paste( n==.(n), ', ', mu==.(mu), ', ', sigma^2==.(sigma^2))), ...)
                                        ↑popisek n=n, μ=mu, σ²=sigma^2
      lines(density(uW, from=0, to=10), ...) ... křivka jádrového odhadu hustoty test. statistiky U_W sestrojeného
                                                  na základě náh. výběru testovacích statistik uW. Jádr. odhad je
                                                  vypočítán nad posl. čísel od 0 do 10.
      lines(density(...), ... ) ... křivka jádro odhadu pro U_S
      lines(density(...), ... ) ... křivka jádr. odhadu pro U_LR
      lines(xfit, yfit, ...) ... křivka hustoty χ²_1 rozdělení
      abline(...) ... vertikální referenční křivka v 0.
      legend(..., lty=c(1,1,1,2,2), lwd=c(1,1,1,2,2), ...) ... legenda
   }
   return(prumery) ... výstupem funkce bude vektor průměrů test. statistik (1) U_W, (2) U_S a (3) U_LR.
}
```

2. Vytvoříme animaci:

```
n <- c(...) ... posloupnost rozsahů náh. výběrů (viz zadání příkladu)
... úvodní nastavení animace
saveLatex(for(...){
            porovnani.var(n = n[i])
          }, ... )
```

3. Graf průměrů test. statistik U_W, U_S a U_{LR}:

m50 <- porovnani.var(n=50, ...) ... průměrné hodnoty M=1000 test. statistik U_W, U_S a U_{LR} (délka = 3) pro rozsahy výběrů n = 50.
m100 <- -//- -//- ... -//- n = 100.
m500 <- -//- -//- ... -//- n = 500.
m1000 <- -//- -//- ... -//- n = 1000.

m <- cbind(m50, m100, m500, m1000)
m.uW <- m[1,] ... vektor prům. hodnot test. statistik u_W pro n=50, n=100, n=500 a n=1000.
m.uS <- ... -//- u_S -//-
m.uLR <- ... -//- u_{LR} -//-

plot(1:4, m.uW, type='o', ylim=c(min(m.uS)-0.1, max(m.uW)+0.1),
axes=F, ...) ... body prům. hodnot test. statistiky U_W pro n=50, n=100, n=500 a n=1000 spojené čarami
box(...) □
axis(1, at=..., labels=...) ... stupnice měřítko osy x. Číslům 1-4 přiřadíme popisky 50, 100, 500 a 1000.
axis(2, ...) ... měřítko osy y

lines(1:4, m.uS, type=..., ...) ... body průměrných hodnot U_S pro n=50, n=100, n=500 a n=1000 spojené čarami
lines(...) -//- -//- U_{LR} -//- -//-

legend(...) legenda

V rámci tohoto příkladu si vyzkoušíme aplikaci testovacích statistik $F_{W,n-1}$, U_W, U_S a U_{LR} na reálná data. Nejprve ověříme předpoklad normality. Následně otestujeme Ho ze zadání, a to všemi třemi způsoby (krit. oborem, IS i p-hodnotou) pro každou test. statistiku $F_{W,n-1}$, U_W, U_S i U_{LR}. Nezapomeneme vždy uvést závěr o Ho a nakonec interpretaci závěru testování. Nakonec vykreslíme hranice a oblasti Waldova, skóre a věrohodnostního 95% empirického IS.

Příprava dat

```
data <- read.delim(...) ... načtení dat. souboru 11-two-samples-means-skull.txt
skull.F <- data[data$sex == 'f', 'skull.H'] ... vybrání z datového souboru hodnoty basion-bregm. výšky pro ženy
skull.F <- na.omit(skull.F) ... odstranění NA hodnot
```

Test normality

```
# Ho:
# H1:
nortest::lillie.test(...)
# závěr: Protože ..., Ho ... na hl. významnosti alpha = 0.05.
# Interpretace:
```

Poznámka: Test normality pro stejná data jsme prováděli v rámci příkladu 5.8. Proto, pokud jste příklad 5.8 vypracovali, není nutné, abyste znovu vykreslovali tentýž histogram a Q-Q diagram. Grafy si cvičně vykreslete, pokud jste příklad 5.8 nevypracovali.

Test o σ^2, když μ neznáme

Do komentářů uveďte znění Ho a H1:

```
# Ho:
# H1:
```

Příprava hodnot

```
sigma0 <- ... σ0
n <- ... n
s <- ... s = sqrt(1/(n-1) Σ_{i=1}^{n} (xi - x̄)^2)
sn <- ... sn = sqrt((n-1)·s^2/n)
alpha <- ... α
```

Testování kritickým oborem:

Testovací statistiky

```
Fw <- ... F_{W,n-1}
Fwn <- ... F_{W,n}
uW <- ... U_W
uS <- ... U_S
uLR <- ... U_LR
```

Hranice krit. oboru

```
q1 <- ... χ²_{n-1}(α/2)
q2 <- ... χ²_{n-1}(1-α/2)
q <- ... χ²_1(1-α)
```

Pro každý test uveďte zdůvodněný závěr o Ho:

Protože Fw = ... nepatří / patří do krit. oboru W = ... , Ho ... na hl. významnosti alpha = 0.05. (analogicky pro U_W, U_S a U_{LR}).

Testování IS:

INTERVALY SPOLEHLIVOSTI

Fw

$$dh.Fw \leftarrow \frac{s^2(n-1)}{\chi^2_{n-1}(1-\alpha/2)}$$

$$hh.Fw \leftarrow \frac{s^2(n-1)}{\chi^2_{n-1}(\alpha/2)}$$

čím více bodů, tím přesnější hranice IS

UW

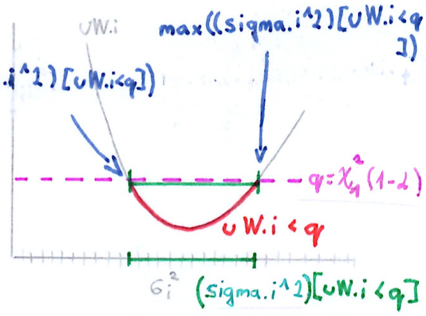
sigma.i <- seq(...)... posl. σ od 2.5 do 6 se vzdáleností mezi body 0.0001 (by = 0.0001) (délka = 35 001)

Fwn.i <- n * sn^2 / sigma.i^2 ... vektor $Fw_{n,i} = \frac{n S_n^2}{\sigma_i^2}$

uW.i <- vektor 35 001 test. statistik $U_{W,i}$ pro posl. σ_i (sigma.i)

dh.uW <- min((sigma.i^2)[uW.i < q]) ... dolní hranice Waldova 95% emp. IS

hh.uW <- max((sigma.i^2)[uW.i < q]) ... horní hranice Waldova 95% emp. IS (vychází z U_W)



US

uS.i <- ... vektor 35 001 test. statistik $U_{S,i}$ pro posl. σ_i (sigma.i)

dh.uS <- ... analogicky jako u dh.uW ... dolní hr. skóre 95% emp. IS (vychází z U_S)

hh.uS <- ... analogicky jako u hh.uW ... horní hr. -II-

ULR

uLR.i <- ... vektor 35 001 test. statistik $U_{LR,i}$ pro posl. σ_i (sigma.i)

dh.uS <- ... analogicky jako u dh.uW ... dolní hr. věrohodnostního 95% emp. IS (vychází z U_{LR})

hh.uS <- ... analogicky jako u hh.uW ... horní hr. -II-

Pro každý test uveďte zdůvodněný závěr o Ho:

\# Protože ... náleží / nenáleží do IS = ... , Ho ... na hl. významnosti alpha = 0.05.

Testování p-hodnotou

p-hodnoty

p.Fw <- 2 min(pchisq(Fw, n-1), 1-pchisq(Fw, n-1))

p.uW <- 1-pchisq(uW, 1)

p.uS <- ...

p.uLR <- ...

Pro každý test uveďte zdůvodněný závěr o Ho:

\# Protože p-hodnota = ... < / > alpha, Ho ... na hl. významnosti ... .

\# Interpretace výsledků testování: Uveďte antropologický závěr (interpretaci výsledků testování). Co jsme se dozvěděli o rozptylu výšky lebky žen?

Tabulka výsledků

```
tab <- data.frame(s2 = rep(s^2, 4),            vektor odhadu rozptylu σ̂² = s²
                  stat = c(Fwn, uW, uS, uLR),   vektor test. statistik
                  w.hh = c(q1, NA, NA, NA),     vektor horních hranic krit. oborů
                  w.dh = c(q2, q, q, q),        vektor dolních hranic krit. oborů
                  IS.dh = c(dh.Fw, ...  ),      vektor dolních hranic IS
                  IS.hh = c(hh.Fw, ...  ),      vektor horních hranic IS
                  p = c(p.Fw, ...       ),      vektor p-hodnot
                  row.names = c('Fw', ... ))    vektor názvů řádků tabulky
round(tab, 4) ... vypíše tabulku zaokrouhlenou na 4 des. místa
```

horní hranice ↓ dolní hranice ↓ (krit. obory): $(-\infty; hh\rangle \cup \langle dh; \infty)$

Grafy s intervaly spolehlivosti (UW, US, ULR)

UW

plot (sigma.i^2, uW.i , xlim=c(0,40), ylim=c(0,30), ...) ... křivka Uw ...

lines((sigma.i^2)[uW.i <q], uW.i [uW.i <q], ...) ... barevně vyznačená oblast Uw v IS.

abline (h=q, ...) ... vodorovná šedá přerušovaná referenční čára v hodnotě kvantilu $\chi^2_1(1-\alpha)$ -----

mtext (bquote (sigma^2), ...) ... popisek σ^2

mtext (...) ... popisek IS=(..., ...), analogický nápis jako v 5.8

US

plot (sigma.i^2, uS.i, ...) ...

lines(...) ...

abline (...) ----

mtext(...) popisek σ^2

mtext(...) popisek IS=(..., ...)

ULR

plot(...) ...

lines(...) ...

abline(...) ... ----

mtext (...) ... popisek σ^2

mtext(...) ... popisek IS=(..., ...)

Test o σ když μ neznáme

Zde stačí si pouze uvědomit, že $H_0: \sigma = \sigma_0 = 4.430$ převedeme na $H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2 = 4.430^2$. Analogicky $H_1: \sigma \neq \sigma_0$ převedeme na $H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$.

Test o směrodatné odchylce σ převedeme tedy na test o rozptylu σ^2 a testujeme stejně jako je uvedeno výše. Závěry platící pro rozptyl σ^2 platí i pro sm. odchylku σ. Protože se tentokrát zaměřujeme na Ho o sm. odchylce, upravíme akorát tabulku výsledků:

```
tab2 <-data.frame (s=rep(s,4),
                   stat=...      ,  } beze změny
                   w.hh=...      ,
                   w.dh=...      ,
                   IS.dh= sqrt(c(dh.Fw, dh.uW, ...)),   odmocnina z hranic IS pro σ²
                   IS.hh= sqrt(c(hh.Fw, hh.uW, ...)),   odmocnina z hranic IS pro σ²
                   p=            ,  } beze změny
                   row.names =      )
round(tab2, 4) ... vypíše tabulku tab2 zaokrouhlenou na 4 des. místa.
```

Analogicky bychom mohli vykreslit grafy Waldova, skóre a věrohodnostního IS pro σ.

```
plot(sigma.i , uW.i, ...)
lines(sigma.i [uW.i <q], uW.i [uW.i <q], ...)
abline(...)
mtext(...)
mtext (...)
```

Vytvoření tabulky tab2 a vykreslení grafů Waldova, skóre a věrohodnostního 95% empirického IS nechávám nicméně jako dobrovolný úkol pro zájemce. Pokud nechcete tabulku a grafy vykreslovat, uveďte pouze komentář:

#Ho (resp. H1) o sm. odchylce převedu na H0 (resp. H1) o rozptylu a testuji testem o rozptylu. =)