

Opgave 1

a. $f(x) = \frac{1}{\theta}$ voor $\theta < x < 2\theta$, dus $E(X) = \frac{\theta+2\theta}{2} = \frac{3}{2}\theta$ en $\text{var}(X) = \frac{\theta^2}{12}$

Aannemelijkheidsfunctie $L(\theta) = \prod f(x_i) = \frac{1}{\theta^n}$ voor $\theta < x_i < 2\theta$

Dus $\theta < \min x_i$ en $\max x_i < 2\theta$, ofwel: $\frac{1}{2} \max x_i < \theta < \min x_i$

$L(\theta)$ is een dalende functie omdat $L'(\theta) = -\frac{n}{\theta^{n+1}} < 0$

$L(\theta)$ is dus maximaal in het randpunt $\frac{1}{2} \max(x_1, \dots, x_n)$

$\Rightarrow \theta^* = \frac{1}{2} \max(X_1, \dots, X_n)$.

b. $T = a \sum_{i=1}^n X_i$ is zuiver als $E(T) = E\left(a \sum_{i=1}^n X_i\right) = a \sum_{i=1}^n E(X_i) = a \times n \times \frac{3}{2}\theta = \theta \Rightarrow a = \frac{2}{3n}$

c. T is een zuivere schatter van θ :

als bovendien $\lim_{n \rightarrow \infty} \text{var}(T) = 0$, dan is T een consistente schatter van θ

$$\text{var}(T) = \text{var}\left(a \sum_{i=1}^n X_i\right) = a^2 \sum_{i=1}^n \text{var}(X_i) = \frac{4}{9n^2} \times n \times \frac{\theta^2}{12} = \frac{\theta^2}{27n} \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \text{var}(T) = 0$$

Opgave 2

a. 95%-BI(μ) = $(\bar{x} - c \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \bar{x} + c \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$, met $\Phi(c) = 0.975$ dus $c = 1.96$

Interval breedte = $2c \frac{\sigma}{\sqrt{n}} = \frac{2 \times 1.96 \times 5}{\sqrt{n}} \leq 1$ ofwel $n \geq 19.6^2 = 384.15$

b. Rechtseenzijdig kritiek gebied:

$P(\bar{X} \geq c / \mu = 0) = \alpha_0 = 0.025$ ofwel $\Phi\left(\frac{c-0}{5/\sqrt{n}}\right) = 0.975 \Rightarrow c = \frac{5 \times 1.96}{\sqrt{n}} = \frac{9.8}{\sqrt{n}}$

Onderscheidend vermogen in $\mu = 1$ is minstens 0.90:

$P(\bar{X} \geq c / \mu = 1) \geq 0.90$ ofwel $\Phi\left(\frac{c-1}{5/\sqrt{n}}\right) \leq 0.1 \Rightarrow \frac{9.8/\sqrt{n} - 1}{5/\sqrt{n}} \leq -1.28$

$1.96 - \frac{1}{5}\sqrt{n} \leq -1.28: n \geq [(1.96 + 1.28) \times 5]^2 = 262.44 \Rightarrow n = 263$

Opgave 3

a. $s_X^2 = \frac{1}{m-1} \sum (x_i - \bar{x})^2 = \frac{1}{m-1} (\sum x_i^2 - n\bar{x}^2) = \frac{1}{24} \left(340 - 25 \left(\frac{50}{25} \right)^2 \right) = \frac{240}{24} = 10$

Evenzo: $s_Y^2 = \frac{1}{19} \left(201 - 20 \left(\frac{50}{20} \right)^2 \right) = \frac{76}{19} = 4$

b. Als $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, is $T = S_X^2 / S_Y^2$ F(25-1, 20-1)-verdeeld

Rechtseenzijdige toets: $P(F(24, 19) \geq c) = 0.05$.

Tabel: c ligt tussen 2.04 en 2.33 (interpolatie $c = 2.11$)

$T = 10/4 = 2.5 > c \Rightarrow H_0$ verwerpen.

c. $s_{X, \mu=2}^2 = \frac{1}{m} \sum (x_i - \mu)^2 = \frac{1}{m} (\sum x_i^2 - 2\mu \sum x_i + n\mu^2) = \frac{340}{25} - 4 \times 2 + 4 = 9.6$

$s_{Y, \mu=2}^2 = \frac{201}{20} - 4 \times 2.5 + 4 = 4.05$

Als $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, is $T = S_{X, \mu=2}^2 / S_{Y, \mu=2}^2$ F(25, 20)-verdeeld

Rechtseenzijdige toets: $P(F(25, 20) \geq c) = 0.05$.

Tabel: c ligt tussen 2.04 en 2.12 (interpolatie $c = 2.08$)

$T = 9.6/4.05 = 2.37 > c \Rightarrow H_0$ verwerpen.

Opgave 4

a. $f_0(x) = 1/(1+x)^2$ voor $x > 0$ en $f_1(x) = 2/(2+x)^2$ voor $x > 0$

$$T(x) = \frac{f_1(x)}{f_0(x)} = \frac{2/(2+x)^2}{1/(1+x)^2} = \frac{2(1+x)^2}{(2+x)^2} \text{ voor } x > 0$$

T neemt grote waarden aan voor grote waarden van x, omdat

$$T(x) = 2 \left(\frac{1+x}{2+x} \right)^2 = 2 \left(1 - \frac{1}{2+x} \right)^2 \text{ een stijgende functie is voor } x > 0.$$

(of omdat $T(x)$ een stijgende functie is: $T'(x) = \frac{4(1+x)}{(2+x)^3} > 0$, als $x > 0$).

de toets die verwerpt voor grote waarden van X is volgens Neyman-Pierson dus de MP-toets: verwerp H_0 als $X \geq c$.

$$P_{\theta=1}(X \geq c) \leq 0.25, \text{ als } \int_c^\infty \frac{1}{(1+x)^2} dx = \left[-(1+x)^{-1} \right]_c^\infty = \frac{1}{1+c} \leq 0.25 \Rightarrow c = 3$$

waargenomen: $x = 4 > c$, dus verwerp H_0

b. Een naar beneden begrensd betrouwbaarheidsinterval bij waargenomen $x = 4$:

75%-BI(θ) = $\{ \theta_0 \mid H_0: \theta = \theta_0 \text{ wordt niet verworpen ten gunste van } H_1: \theta > \theta_0 \text{ met}$

$$\alpha_0 = 25\% \}$$

$$P_{\theta=\theta_0}(X \geq x) > 0.25, \text{ als } \int_x^\infty \frac{\theta_0}{(\theta_0+u)^2} du = \left[-\theta_0(\theta_0+u)^{-1} \right]_x^\infty = \frac{\theta_0}{\theta_0+x} > 0.25 \Rightarrow \theta_0 > \frac{1}{3}x$$

$x = 4$, dus 75%-BI(θ) = $(\frac{4}{3}, \infty)$.

Opgave 5

a. Parametervrije toets voor gepaarde waarnemingen: de tekentoets

X is het aantal positieve verschillen (voor - na): $X \cong B(8, p)$ met $p = \text{kans op verschil} > 0$

Waarneming 6 vervalt omdat het verschil 0 is.

Toets $H_0: p = 1/2$ tegen $H_1: p > 1/2$ (met $\alpha_0 = 0.05$).

Toetsingsgrootheid is X, die onder H_0 B(8, 1/2)-verdeeld: waargenomen waarde X = 4

Het is een rechtseenzijdige toets: als $X \geq c$, dan H_0 verwerpen

eis: $P(X \geq c / p = 1/2) \leq 5\%$ Uit de tabel volgt dat $c = 7$

Conclusie: uitkomst $X = 4$ ligt niet in het kritiek gebied $\Rightarrow H_0$ niet verwerpen

(M.b.v. de overschrijdingskans: Als $P(X \geq 4 / p = 1/2) \leq 5\%$, dan H_0 verwerpen)

$P(X \geq 4 / p = 1/2) = 1 - P(X \leq 3 / p = 1/2) = 63.67\% > 5\%$, dus H_0 niet verwerpen)

Een effect van de vermageringskuur (namelijk afvallen) is niet aangetoond (op 5%-significantieniveau)

b. t-toets op het verwachte verschil μ bij gepaarde waarnemingen:

Veronderstel dat de 9 verschillen (voor - na) +8, -2, +8, -2, +8, 0, -3, -4, +5 een realisatie zijn van een aselechte steekproef X_1, \dots, X_9 uit een $N(\mu, \sigma^2)$ -verdeling.

Toets $H_0 : \mu = 0$ tegen $H_1 : \mu > 0$ met $\alpha_0 = 0.05$

$T = \frac{\bar{X}}{S/\sqrt{9}} \cong T(9-1)$ als $H_0 : \mu = 0$ waar is.

$P(T \geq c / \mu = 0) \leq 5\%$, dus kritiek gebied $Z = \{ (x_1, \dots, x_9) \mid T \geq 1.86 \}$

$t = \frac{\bar{x}}{s/\sqrt{9}} = \frac{2}{5.17/3} = 1.16 \notin Z \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Een effect van de vermageringskuur (namelijk afvallen) is niet aangetoond (op 5%-significantieniveau)