1a normalcdf$(100,10^{99},80,12) \approx 0{,}048$.

1b normalcdf$(a,10^{99},80,12) = 0{,}65$
(intersect of Solver of) $\Rightarrow a =$ invNorm$(1-0.65,80,12) \approx 75{,}4$.

1c normalcdf$(-10^{99},2.1,1.8,\sigma) = 0.7$ (intersect of Solver) $\Rightarrow \sigma \approx 0{,}57$.

2a $P(G < 40) =$ normalcdf$(-10^{99},40,43,3) \approx 0{,}159$.

2b Het gemiddelde gewicht $\overline{G}$ van de krentebollen in een zak is normaal verdeeld met $\mu_{\overline{G}} = \mu_G = 40$ en $\sigma_{\overline{G}} = \frac{\sigma_G}{\sqrt{8}} = \frac{3}{\sqrt{8}}$.
$P(\overline{G} < 40) =$ normalcdf$(-10^{99},40,43,\frac{3}{\sqrt{8}}) \approx 0{,}002$.

3a $P(595 < L < 605) =$ normalcdf$(595,605,600,4) \approx 0{,}789$.

3b $P(595 < \overline{L} < 605) =$ normalcdf$(595,605,600,\frac{4}{\sqrt{10}}) \approx 1{,}000$.

4a $P(\text{ten onrechte bijstellen}) = P(\overline{L} \le 599 \ \vee\ \overline{L} \ge 601) = 2 \cdot P(\overline{L} \le 599) = 2 \cdot$ normalcdf$(-10^{99},599,600,\frac{4}{\sqrt{50}}) \approx 0{,}077$.
of $P(\text{ten onrechte bijstellen}) = P(\overline{L} \le 599 \ \vee\ \overline{L} \ge 601) = 1 - P(599 < \overline{L} < 601) = 1 -$ normalcdf$(599,601,600,\frac{4}{\sqrt{50}}) \approx 0{,}077$.

4b Als Aluvia terecht tot bijstelling overgaat dan staat de machine afgesteld op een onbekend gemiddelde.
Omdat dit gemiddelde onbekend is, kun je de kans op terecht bijstellen niet berekenen.

4c $P(\text{niet bijstellen}) = P(599 < \overline{L} < 601) =$ normalcdf$(599,601,601,\frac{4}{\sqrt{50}}) \approx 0{,}500$.

5a $\overline{X}$ is normaal verdeeld met $\mu_{\overline{X}} = \mu_X = 600$ en $\sigma_{\overline{X}} = \frac{\sigma_X}{\sqrt{100}} = \frac{4}{10} = 0{,}4$.
$P(\overline{X} \le g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0{,}1 = 0{,}05 \Rightarrow g_l =$ invNorm$(0.05,600,0.4) \approx 599{,}342... \approx 599{,}34$.
$P(\overline{X} \le g_r) = 1 - 0{,}05 = 0{,}95 \Rightarrow g_r =$ invNorm$(0.95,600,0.4) \approx 600{,}657... \approx 600{,}66$.

5b $\overline{X} = 601{,}8 > g_r \Rightarrow$ Aluvia verwerpt H_0 en trekt de conclusie dat de machine moet worden bijgesteld.

6a H_0: $\mu = 1500$ en H_1: $\mu \ne 1500$.

6b $P(\overline{X} \le g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0{,}05 = 0{,}025 \Rightarrow g_l =$ invNorm$(0.025,1500,\frac{60}{\sqrt{100}}) \approx 1488{,}2$.
$P(\overline{X} \le g_r) = 1 - 0{,}025 = 0{,}975 \Rightarrow g_r =$ invNorm$(0.975,1500,\frac{60}{\sqrt{100}}) \approx 1511{,}8$.

6c Bij $\overline{X} = 1492{,}7$ is er geen aanleiding H_0 te verwerpen. Het steekproefgemiddelde wijkt niet significant af.

7a H_0: $\mu = 35\,000$ en H_1: $\mu \ne 35\,000$.

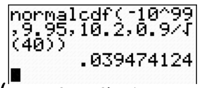
7b $\overline{X}$ is normaal verdeeld met $\mu_{\overline{X}} = \mu_X = 35\,000$ en $\sigma_{\overline{X}} = \frac{\sigma_X}{\sqrt{64}} = \frac{4000}{8} = 500$.
$P(\overline{X} \le 33\,844) =$ normalcdf$(-10^{99},33\,844,35\,000,500) \approx 0{,}010$.

7c $P(\overline{X} \le 33\,844) \approx 0{,}010 \le \frac{1}{2}\alpha = \frac{1}{2} \cdot 0{,}05 = 0{,}025 \Rightarrow \overline{X} < g_l$ en wijkt dus significant af 35 000.

8 X is de levensduur in uren van een batterij; H_0: $\mu = 2\,000$; H_1: $\mu \ne 2\,000$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \le 1995) =$ normalcdf$(-10^{99},1\,995,2\,000,\frac{25.5}{\sqrt{200}}) \approx 0{,}0028$.
$P(\overline{X} \le 1995) \le 0{,}5\alpha \Rightarrow H_0$ wordt verworpen. Conclusie: 1995 wijkt significant af van $\mu = 2\,000$.

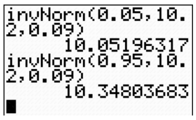
9a X is het gewicht in kg van een pak suiker; H_0: $\mu = 1{,}02$; H_1: $\mu \ne 1{,}02$ en $\alpha = 0{,}05$.
De overschrijdingskans $P(\overline{X} \ge 1{,}04) =$ normalcdf$(1.04,10^{99},1.02,\frac{0.04}{\sqrt{50}}) \approx 0{,}0002 \le 0{,}5\alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: de fabrikant zal besluiten de vulmachine opnieuw in te stellen.

9b Overschrijdingskans $P(\overline{X} \ge 1{,}03) =$ normalcdf$(1.03,10^{99},1.02,\frac{0.04}{\sqrt{50}}) \approx 0{,}039 > 0{,}5\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: de fabrikant zal besluiten de vulmachine niet opnieuw in te stellen.



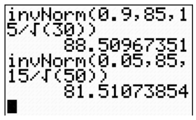
10a X is de diameter van een tennisbal in cm; H_0: $\mu = 10{,}2$; H_1: $\mu \neq 10{,}2$ en $\alpha = 0{,}10$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \leq 9{,}95) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 9.95, 10.2, \frac{0.9}{\sqrt{40}}) \approx 0{,}039 \leq 0{,}5\alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
De afnemer constateert dat de gemiddelde diameter significant afwijkt van 10,2 cm.
Bij $\alpha = 0{,}05$ is $P(\overline{X} \leq 9{,}95) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 9.95, 10.2, \frac{0.9}{\sqrt{40}}) \approx 0{,}039 > 0{,}5\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
De afnemer constateert dat de gemiddelde diameter niet significant afwijkt van 10,2 cm.

10b H_0: $\mu = 10{,}2$; H_1: $\mu \neq 10{,}2$ en $\alpha = 0{,}10$.
$P(\overline{X} \leq g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0{,}10 = 0{,}05 \Rightarrow g_l = \text{invNorm}(0.05, 10.2, \frac{0.9}{10}) \approx 10{,}051... \approx 10{,}05$.
$P(\overline{X} \leq g_r) = 1 - 0{,}05 = 0{,}95 \Rightarrow g_r = \text{invNorm}(0.95, 10.2, \frac{0.9}{10}) \approx 10{,}348... \approx 10{,}35$.
Het beslissingsvoorschrift: verwerp H_0 als $\overline{X} \leq 10{,}05$ of als $\overline{X} \geq 10{,}35$.



11a Omdat de bewering is dat de levensduur verlengd wordt $\Rightarrow H_0$: $\mu = 1150$ en H_1: $\mu > 1150$.

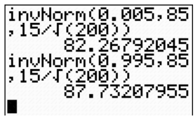
11b Nee, want $1135 < 1150$ (en de bewering was $\mu > 1150$).

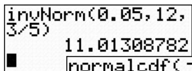


12a $P(\overline{X} \leq g) = 1 - 0{,}10 = 0{,}90 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0.90, 85, \frac{15}{\sqrt{30}}) \approx 88{,}51$. Dus verwerp H_0 als $\overline{X} \geq 88{,}6$.

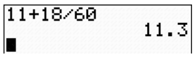
12b $P(\overline{X} \leq g) = 0{,}05 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0.05, 85, \frac{15}{\sqrt{50}}) \approx 81{,}51$. Dus verwerp H_0 als $\overline{X} \leq 81{,}5$.

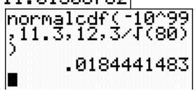
12c $P(\overline{X} \leq g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0{,}01 = 0{,}005 \Rightarrow g_l = \text{invNorm}(0.005, 85, \frac{15}{\sqrt{200}}) \approx 82{,}27$.
$P(\overline{X} \leq g_r) = 1 - 0{,}005 = 0{,}995 \Rightarrow g_r = \text{invNorm}(0.995, 85, \frac{15}{\sqrt{200}}) \approx 87{,}73$.
Dus verwerp H_0 als $\overline{X} \leq 82{,}2$ of $\overline{X} \geq 87{,}8$.



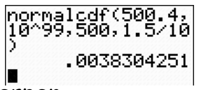


13a H_0: $\mu = 12$; H_1: $\mu < 12$ en $\alpha = 0{,}05$.
$P(\overline{X} \leq g) = 0{,}05 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0.05, 12, \frac{3}{5}) \approx 11{,}01$. Dus verwerp H_0 als $\overline{X} \leq 11{,}0$.

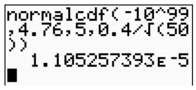




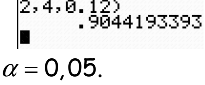
13b H_0: $\mu = 12$; H_1: $\mu < 12$ en $\alpha = 0{,}01$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \leq 11{,}3) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 11.3, 12, \frac{3}{\sqrt{80}}) \approx 0{,}018 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is geen aanleiding om te concluderen dat de afhandelingstijd is afgenomen.



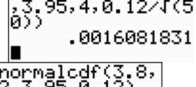
14 X is het gewicht in gram van een pakje margarine; H_0: $\mu = 500$; H_1: $\mu > 500$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \geq 500{,}4) = \text{normalcdf}(500.4, 10^{99}, 500, \frac{1.5}{10}) \approx 0{,}004 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: er is reden om de productieafdeling gelijk te geven.



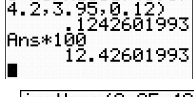
15 X is het gewicht in kg van een zak aardappelen; H_0: $\mu = 5$; H_1: $\mu < 5$ en $\alpha = 0{,}025$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \leq 4{,}76) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 4.76, 5, \frac{0.4}{\sqrt{50}}) \approx 0{,}00001 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: er is reden om de consumentenorganisatie gelijk te geven.



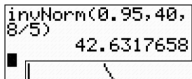
16a $P(\text{tablet werkt goed}) = P(3{,}8 < \overline{X} < 4{,}2) = \text{normalcdf}(3.8, 4.2, 4, 0.12) \approx 0{,}904$.



16b X is het werkzame aandeel per tablet in gram; H_0: $\mu = 4$; H_1: $\mu \neq 4$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \leq 3.95) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 3.95, 4, \frac{0.12}{\sqrt{50}}) \approx 0{,}002 \leq \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: het steekproefgemiddelde wijkt significant af 4 mg.

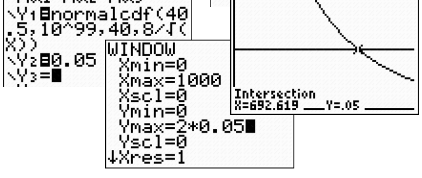


16c $P(\text{tablet werkt niet goed}) = 1 - P(3{,}8 < \overline{X} < 4{,}2) = 1 - \text{normalcdf}(3.8, 4.2, 3.95, 0.12) \approx 0{,}124 = 12{,}4\%$.

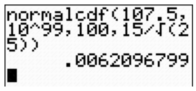


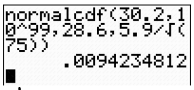
17a $P(\overline{X} \leq g) = 1 - 0{,}05 = 0{,}95 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0.95, 40, \frac{8}{5}) \approx 42{,}63$. Dus verwerp H_0 als $\overline{X} \geq 42{,}7$.

17b $P(\overline{X} \geq 40{,}5) = \text{normalcdf}(40.5, 10^{99}, 40, \frac{8}{\sqrt{n}}) \leq 0{,}05 = \alpha$ (intersect) $\Rightarrow n \approx 692{,}6$.
Dus de steekproef moet een lengte hebben van 693 of meer.



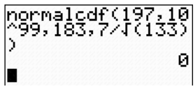
18 X is het IQ van de Nederlander; H_0: $\mu = 100$; H_1: $\mu > 100$ en $\alpha = 0{,}025$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \geq 108) = \text{normalcdf}(107.5, 10^{99}, 100, \frac{15}{5}) \approx 0{,}006 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: de voorzitter krijgt gelijk.





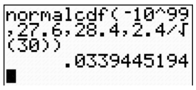
19 X is de lengte van een zin in woorden; H_0: $\mu = 28{,}6$; H_1: $\mu \neq 28{,}6$ en $\alpha = 0{,}01$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \geq 30{,}2) = \text{normalcdf}(30.2, 10^{99}, 28.6, \frac{5.9}{\sqrt{75}}) \approx 0{,}009 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: het pas ontdekte manuscript is afkomstig van de middeleeuwse schrijver.

20 X is de lengte van de Nederlandse man in cm; H_0: $\mu = 183$; H_1: $\mu > 183$ en $\alpha = 0{,}01$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \geq 197) = \text{normalcdf}(197, 10^{99}, 183, \frac{7}{\sqrt{133}}) \approx 0{,}0000 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: basketballers zijn langer dan gemiddeld.



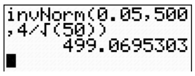
21a De overschrijdingskans is $P(\overline{X} \leq 785)$.
Als dit steekproefresultaat bij H_0: $\mu = 800$ en H_1: $\mu < 800$ aanleiding geeft om H_0 te verwerpen is $P(\overline{X} \leq 785) \leq \alpha$.
Omdat $P(\overline{X} \leq 785)$ kleiner wordt als μ groter dan 800 wordt, is ook $P(\overline{X} \leq 785) \leq \alpha$ bij H_0: $\mu = a$ met $a > 800$.
Dus wordt H_0 ook verworpen bij $\mu > 800$.

21b Bij $\mu = 800$ is de overschrijdingskans $P(\overline{X} \leq 785)$ groter dan bij een μ-waarde groter dan 800.
Bij $\mu = 800$ wordt H_0 dus minder snel verworpen dan bij een μ-waarde groter dan 800 en dit is gunstiger voor de fabrikant.

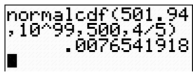


22 X is de kijktijd van de Nederlander in uren; H_0: $\mu = 28{,}4$; H_1: $\mu < 28{,}4$ en $\alpha = 0{,}025$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \leq 27{,}6) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 27.6, 28.4, \frac{2.4}{\sqrt{30}}) \approx 0{,}034 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: je kunt het niet eens zijn met de uitspraak van de medewerker van de 'De ster'.

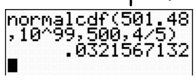
23a X is het gewicht in gram van een pak koffiebonen; H_0: $\mu = 500$; H_1: $\mu < 500$ en $\alpha = 0{,}05$.
$P(\overline{X} \leq g) = 0{,}05 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0.05, 500, \frac{4}{\sqrt{50}}) \approx 449{,}07$ (gram).
Dus het gemiddelde gewicht per pak moet dan 499,0 gram of kleiner zijn.



23b H_0: $\mu = 500$; H_1: $\mu > 500$ en $\alpha = 0{,}025$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \geq 501{,}94) = \text{normalcdf}(501.94, 10^{99}, 500, \frac{4}{5}) \approx 0{,}008 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: het hoofd van de afdeling voorraad krijgt gelijk.



23c H_0: $\mu = 500$; H_1: $\mu > 500$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(\overline{X} \geq 501{,}48) = \text{normalcdf}(501.48, 10^{99}, 500, \frac{4}{5}) \approx 0{,}032 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: het steekproefresultaat wijkt niet significant af van $\mu = 500$ gram.



24a X is een disccrete toevalsvariabele, want X kan alleen gehele waarden aannemen.

24b Je let alleen op de gebeurtenissen succes (de persoon vindt de frisdrank van Mol de lekkerste) en mislukking.
Verder is bij elk kansexperiment de kans op succes dezelfde, namelijk $p = 0{,}4$.

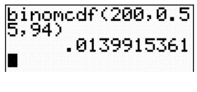
24c Nee, want $X = 48$ is meer dan het verwachte aantal van $n \cdot p = 100 \cdot 0{,}4 = 40$.

24d De concurrent krijgt dan gelijk, want $X = 28$ ligt ver onder het verwachte aantal van $n \cdot p = 100 \cdot 0{,}4 = 40$.

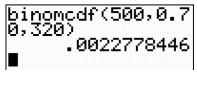
25a X is het aantal personen dat in één keer voor het rijexamen slaagt; H_0: $p = 0{,}35$ en H_1: $p > 0{,}35$.
Overschrijdingskans $P(X \geq 19) = 1 - P(X \leq 18) = 1 - \text{binomcdf}(40, 0.35, 18) \approx 0{,}070$.

25b $P(X \geq 19) \approx 0{,}070 > \alpha = 0{,}05 \Rightarrow H_0$ niet verwerpen $\Rightarrow$ de bewering van de rijschoolhouder in twijfel trekken.

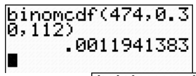
26 X is het aantal personen dat achter het regeringsbeleid staat; H_0: $p = 0{,}5$; H_1: $p < 0{,}55$ en $\alpha = 0{,}01$.
Overschrijdingskans $P(X \leq 94) = \text{binomcdf}(200, 0.55, 94) \approx 0{,}014 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
De steekproefuitslag wijkt niet significant af van de mening van de woordvoerder van de regering.

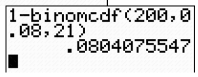


27 X is het aantal tv-kijkers dat zich stoort aan reclame tijdens film; H_0: $p = 0{,}70$; H_1: $p < 0{,}70$ en $\alpha = 0{,}025$.
Overschrijdingskans $P(X \leq 320) = \text{binomcdf}(500, 0.70, 320) \approx 0{,}002 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Er is voldoende aanleiding om de mening van de recensent in twijfel te trekken.



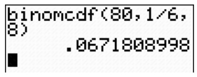
28 X is het aantal mensen dat later met een allergie te kampen kreeg; H_0: $p = 0{,}30$; H_1: $p < 0{,}30$ en $\alpha = 0{,}025$.
Overschrijdingskans $P(X \le 112) = \text{binomcdf}(474, 0.30, 112) \approx 0{,}001 \le \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Er is voldoende aanleiding om de Amerikaanse onderzoekers gelijk te geven.

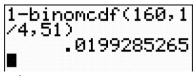




29 X is het aantal mannen dat aan kleurenblindheid lijdt; H_0: $p = 0{,}08$; H_1: $p > 0{,}08$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(X \ge 22) = 1 - P(X \le 21) = 1 - \text{binomcdf}(200, 0.08, 21) \approx 0{,}080 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: er is geen aanleiding om bioloog Vosseberg gelijk te geven.

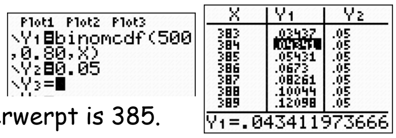
30 X is het aantal keer zes ogen bij het gooien met een dobbelsteen; H_0: $p = \frac{1}{6}$; H_1: $p < \frac{1}{6}$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(X \le 8) = \text{binomcdf}(80, \frac{1}{6}, 8) \approx 0{,}067 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: er is niet voldoende aanleiding om het met Mirjam eens te zijn.



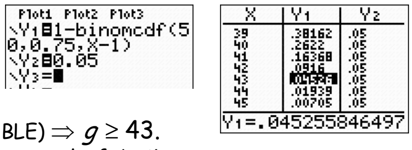


31 X is het aantal keer rood bij het draaien van de schijf; H_0: $p = \frac{1}{4}$; H_1: $p > \frac{1}{4}$ en $\alpha = 0{,}01$.
Overschrijdingskans $P(X \ge 52) = 1 - P(X \le 51) = 1 - \text{binomcdf}(160, \frac{1}{4}, 51) \approx 0{,}020 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is niet voldoende reden om Simon gelijk te geven.

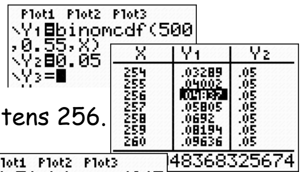
32 X is het aantal patiënten waarbij het middel een positieve uitwerking heeft;
H_0: $p = 0{,}80$; H_1: $p < 0{,}80$ en $\alpha = 0{,}05$.
Verwerp H_0 als $P(X \le g) = \text{binomcdf}(500, 0.80, g) \le 0{,}05$ (TABLE) $\Rightarrow g \le 384$.
Het kleinste aantal patiënten waarbij je de bewering van de fabrikant niet verwerpt is 385.



33 X is het aantal patiënten dat binnen twee weken geneest;
H_0: $p = 0{,}80$; H_1: $p < 0{,}80$ en $\alpha = 0{,}05$.
Verwerp H_0 als $P(X \ge g) = 1 - P(X \le g - 1)$
$= 1 - \text{binomcdf}(50, 0.75, g - 1) \le 0{,}05$ (TABLE) $\Rightarrow g \ge 43$.
Minstens 43 personen binnen twee weken genezen om de bewering van de fabrikant te accepteren.

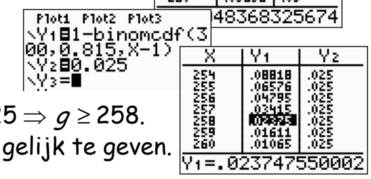


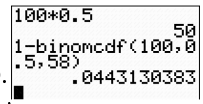
34a X is het aantal sets waarbij de speler die begint met serveren de set wint;
H_0: $p = 0{,}55$; H_1: $p < 0{,}55$ en $\alpha = 0{,}05$.
Verwerp H_0 als $P(X \le g) = \text{binomcdf}(500, 0.55, g) \le 0{,}05$ (TABLE) $\Rightarrow g \le 256$.
Conclusie: het aantal sets waarbij de speler die begint met serveren wint, is hoogstens 256.



34b $242 \le 256 \Rightarrow H_0$ verwerpen $\Rightarrow$ Jacco heeft gelijk.

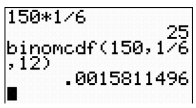
34c Y is het aantal games dat wordt gewonnen door de speler die met nieuwe ballen heeft mogen serveren, H_0: $p = 0{,}815$; H_1: $p > 0{,}815$ en $\alpha = 0{,}025$.
Verwerp H_0 als $P(Y \ge g) = 1 - P(Y \le g - 1) = 1 - \text{binomcdf}(300, 0.815, g - 1) \le 0{,}025 \Rightarrow g \ge 258$.
Conclusie: de serveerder moet minstens 285 van deze games winnen om Jacco gelijk te geven.





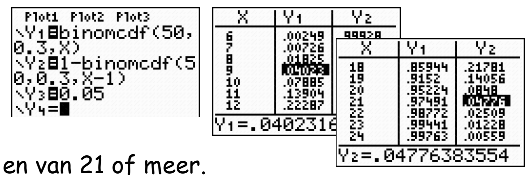
35a Een onzuiver geldstuk kan te veel maar ook te weinig keer kop geven.

35b X is het aantal keer kop bij het gooien met een geldstuk; H_0: $p = 0{,}5$; H_1: $p \ne 0{,}5$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(X \ge 59) = 1 - P(X \le 58) = 1 - \text{binomcdf}(100, 0.5, 58) \approx 0{,}044 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: het geldstuk is zuiver.



36 X is het aantal keer zes ogen bij het gooien met een dobbelsteen; H_0: $p = \frac{1}{6}$; H_1: $p < \frac{1}{6}$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(X \le 12) = \text{binomcdf}(150, \frac{1}{6}, 12) \approx 0{,}002 \le \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: de dobbelsteen is niet zuiver.

37 $P(X \le g_l) = \text{binomcdf}(50, 0.3, g_l) \le \frac{1}{2} \cdot 0{,}10 = 0{,}05$ (TABLE) $\Rightarrow g_l \le 9$.
$P(X \ge g_r) = 1 - P(X \le g_r - 1)$
$= 1 - \text{binomcdf}(50, 0.3, g_r - 1) \le 0{,}05$ (TABLE) $\Rightarrow g_r \ge 21$.
Conclusie: H_0 verwerpen bij steekproefresultaten van 9 of minder en van 21 of meer.



38 X is het aantal dossiers waarin bouwfraude voorkomt; H_0: $p = 0{,}12$; H_1: $p < 0{,}12$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(X \le 8) = \text{binomcdf}(80{,}0.12{,}8) \approx 0{,}367 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
De steekproefuitslag wijkt niet significant af van de mededeling in het ochtendblad.

39 X is het aantal Nederlanders dat het een goed idee vindt om veroordeelden van lichte delicten thuis hun straf te laten uitzitten met H_0: $p = 0{,}68$; H_1: $p < 0{,}68$ en $\alpha = 0{,}05$.
Overschrijdingskans $P(X \le 38) = \text{binomcdf}(66{,}0.68{,}38) \approx 0{,}048 \le \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Er is voldoende aanleiding om Wolfsen gelijk te geven.

40a X is het aantal keer dat het balletje op sector 1 blijft liggen; H_0: $p = 0{,}2$; H_1: $p \ne 0{,}2$ en $\alpha = 0{,}01$.
Overschrijdingskans $P(X \ge 115) = 1 - P(X \le 114) = 1 - \text{binomcdf}(500{,}0.2{,}114) \approx 0{,}044 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is geen aanleiding te vermoeden dat de roulette niet zuiver is.

40b X is het aantal keer dat het balletje op 4 en 5 blijft liggen; H_0: $p = 0{,}4$; H_1: $p \ne 0{,}4$ en $\alpha = 0{,}01$.
$P(X \le g_l) = \text{binomcdf}(600{,}0.4{,}g_l) \le \frac{1}{2} \cdot 0{,}01 = 0{,}005$ (TABLE) $\Rightarrow g_l \le 208$.
$P(X \ge g_r) = 1 - P(X \le g_r - 1)$
$= 1 - \text{binomcdf}(600{,}0.4{,}g_r - 1) \le 0{,}005$ (TABLE) $\Rightarrow g_r \ge 272$.
Bij de aantallen 209 tot en met 271 zal de zuiverheid van de roulette niet in twijfel worden getrokken.

40c X is het aantal keer dat het balletje op een even getal blijft liggen; H_0: $p = 0{,}4$; H_1: $p < 0{,}4$ en $\alpha = 0{,}025$.
Overschrijdingskans $P(X \le 110) = \text{binomcdf}(300{,}0.4{,}110) \approx 0{,}131 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is onvoldoende reden om het met Erik eens te zijn.

41 X is het aantal woningen met dubbele beglazing; H_0: $p = 0{,}5$; H_1: $p < 0{,}5$ en $\alpha = 0{,}025$.
Overschrijdingskans $P(X \le 1141) = \text{binomcdf}(2375{,}0.4{,}1141) \approx 0{,}030 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is onvoldoende reden om de veronderstelling van het ministerie te herzien.

42 X is het aantal spaarlampen met een levensduur van meer dan 8000 uur; H_0: $p = 0{,}8$; H_1: $p < 0{,}8$ en $\alpha = 0{,}10$.
Overschrijdingskans $P(X \le 21) = \text{binomcdf}(30{,}0.8{,}21) \approx 0{,}129 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is voldoende aanleiding om de fabrikant in het gelijk te stellen.

43a $P(\text{tomaat wordt doorgedraaid}) = P(D < 7{,}2) = \text{normalcdf}(-10^{99}{,}7.2{,}7.9{,}0.5) \approx 0{,}080...$

43b X is het aantal tomaten dat wordt doorgedraaid; H_0: $p = 0{,}080...$; H_1: $p < 0{,}080...$ en $\alpha = 0{,}01$.
Overschrijdingskans $P(X \le 65) = \text{binomcdf}(900{,}0.080...{,}65) \approx 0{,}191 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is niet aangetoond dat het middel S3Fb de diameter vergroot.

44a X het aantal baby's dat behoort tot de categorie 'zwaar' is binomiaal verdeeld met $n = 80$ en $p = \text{nomalcdf}(4000{,}10^{99}{,}3250{,}425) \approx 0{,}0388...$
$P(X \ge 5) = 1 - P(X \le 4) = 1 - \text{binomcdf}(80{,}0.0388...{,}4) \approx 0{,}199$.

44b H_0: $p = 0{,}0388...$; H_1: $p > 0{,}0388...$ en $\alpha = 0{,}01$.
Overschrijdingskans $P(X \ge 8) = 1 - P(X \le 7) = 1 - \text{binomcdf}(58{,}0.0388...{,}7) \approx 0{,}002 \le \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
De medewerkers van het consultatiebureau krijgen gelijk.

45b Zie de tabel hiernaast.

X gerangschikt van klein naar groot	rangnummer van X	Y gerangschikt van klein naar groot	rangnummer van Y
59	2	58	1
64	5	62	3
67	7	63	4
70	9	65	6
71	10	69	8
74	13	72	11
75	14	73	12
		76	15
		78	16

45b $S_X = 2 + 5 + 7 + 9 + 10 + 13 + 14 = 60$.

45c Het minimum van S_X is
$1 + 2 + 3 + 4 + 5 + 6 + 7 = \frac{1}{2} \cdot 7 \cdot (1 + 7) = 28$.
(1, 2, 3, 4, 5, 6, en 7 zijn de eerste 7 termen van de rekenkundige rij $u_n = n + 1$ met $n \ge 0$)

45d Het maximum van S_X is
$10 + 11 + 12 + 13 + 14 + 15 + 16 = \frac{1}{2} \cdot 7 \cdot (10 + 16) = 91$.
(10, 11, 12, 13, 14, 15, en 16 zijn de eerste 7 termen van de rekenkundige rij $v_n = n + 10$ met $n \ge 0$)

45e $E(S_X) = \frac{1}{2} \cdot (28 + 91) = 59{,}5$.

45fg *

46 $H_0{:}\ \mu_X = \mu_Y;\ H_1{:}\ \mu_X \neq \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}10$.
$n = 25$ en $m = 30 \Rightarrow n \geq 5$ en $m \geq 10 \Rightarrow S_X$ mag benaderd worden door de normale verdeling met
$\mu = E(S_X) = \frac{1}{2}n(n+m+1) = \frac{1}{2}\cdot 25\cdot(25+30+1) = 700$ en
$\sigma = \sqrt{\frac{1}{12}nm(n+m+1)} = \sqrt{\frac{1}{12}\cdot 25\cdot 30\cdot(25+30+1)} \approx 59{,}2$.

```
1/2*25*(25+30+1)
                700
```

```
√(1/12*25*30*(25
+30+1))
        59.16079783
normalcdf(-10^99
,625.5,700,Ans)
        .1039647018
```

De overschrijdingskans $P(S_X \leq 625) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 625.5, 700, 59.2) \approx 0{,}104 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is geen aanleiding te veronderstellen dat een van de chirurgen significant sneller opereert dan de ander.

47 $H_0{:}\ \mu_X = \mu_Y;\ H_1{:}\ \mu_X < \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}10$.
$n = 43$ en $m = 46 \Rightarrow n \geq 5$ en $m \geq 10 \Rightarrow S_X$ mag benaderd worden door de normale verdeling met
$\mu = E(S_X) = \frac{1}{2}n(n+m+1) = \frac{1}{2}\cdot 43\cdot(43+46+1) = 1935$ en
$\sigma = \sqrt{\frac{1}{12}nm(n+m+1)} = \sqrt{\frac{1}{12}\cdot 43\cdot 46\cdot(43+46+1)} \approx 121{,}8$.

```
1/2*43*(43+46+1)
               1935
```

```
√(1/12*43*46*(43
+46+1))
        121.7990148
normalcdf(-10^99
,1650.5,1935,Ans
)
        .0097504142
```

De overschrijdingskans $P(S_X \leq 1650) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 1650.5, 1935, 121.8) \approx 0{,}0098 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Er is aanleiding te veronderstellen dat tijdsduur van route A minder is dan die van route B.

48 $H_0{:}\ \mu_X = \mu_Y;\ H_1{:}\ \mu_X > \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}05$.
$n = 25$ en $m = 30 \Rightarrow n \geq 5$ en $m \geq 10 \Rightarrow S_X$ mag benaderd worden door de normale verdeling met
$\mu = E(S_X) = \frac{1}{2}n(n+m+1) = \frac{1}{2}\cdot 25\cdot(25+30+1) = 700$ en
$\sigma = \sqrt{\frac{1}{12}nm(n+m+1)} = \sqrt{\frac{1}{12}\cdot 25\cdot 30\cdot(25+30+1)} \approx 59{,}2$.

```
1/2*25*(25+30+1)
                700
```

```
√(1/12*25*30*(25
+30+1))
        59.16079783
normalcdf(811.5,
10^99,700,Ans)
        .0297355167
```

De overschrijdingskans $P(S_X \geq 812) = \text{normalcdf}(811.5, 10^{99}, 700, 59.2) \approx 0{,}030 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Er is aanleiding te veronderstellen dat Anne meer klanten helpt dan Bo.

49 X = de BMI van een student uit Leiden en Y = de BMI van een student uit Delft.
$H_0{:}\ \mu_X = \mu_Y;\ H_1{:}\ \mu_X > \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}05$.

X gerangschikt van klein naar groot	rangnummer van X	Y gerangschikt van klein naar groot	rangnummer van Y
18,6	3	15,7	1
19,5	7	17,7	2
20,5	9	18,7	4
21,6	13	19,3	5
22,0	14	19,4	6
22,6	18	19,7	8
23,2	20	21,0	10
23,4	22	21,1	11
24,3	25	21,2	12
24,7	26	22,1	15
25,3	27	22,3	16
26,3	28	22,4	17
		22,7	19
		23,3	21
		24,0	23
		24,2	24

```
3+7+9+13+14+18+2
0+22+25+26+27+28
                212
```

$S_X = 3 + 7 + 9 + \ldots + 26 + 27 + 28 = 212$.
$n = 12$ en $m = 16 \Rightarrow n \geq 5$ en $m \geq 10 \Rightarrow$ normaal te benaderen.
$\mu = E(S_X) = \frac{1}{2}n(n+m+1) = \frac{1}{2}\cdot 12\cdot(12+16+1) = 174$ en
$\sigma = \sqrt{\frac{1}{12}nm(n+m+1)}$
$= \sqrt{\frac{1}{12}\cdot 12\cdot 16\cdot(12+16+1)} \approx 21{,}5$.

```
1/2*12*(12+16+1)
                174
√(1/12*12*16*(12
+16+1))→X
        21.54065923
```

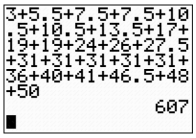
De overschrijdingskans van 212 is
$P(S_X \geq 212) = \text{normalcdf}(211.5, 10^{99}, 174, 21.5) \approx 0{,}041$.
of $= 1 - P(S_X \leq 211) = 1 - \text{normalcdf}(-10^{99}, 211.5, 174, 21.5) \approx 0{,}041$.
$0{,}041 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
De gegevens vormen reden te veronderstellen dat de studenten uit Leiden een grotere BMI hebben dan die uit Delft.

```
normalcdf(211.5,
10^99,174,X)
        .040851057
1-normalcdf(-10^
99,211.5,174,X)
        .040851057
```

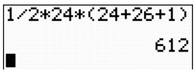
Tabel horend bij opgave 50

X gerangschikt van klein naar groot	rangnummer van X	Y gerangschikt van klein naar groot	rangnummer van Y
4,7	3	4,2	1
5,2	5,5	4,5	2
5,3	7,5	5,1	4
5,3	7,5	5,2	5,5
5,4	10,5	5,4	10,5
5,4	10,5	5,4	10,5
5,9	13,5	5,9	13,5
6,3	17	6,0	15
6,4	19	6,2	16
6,4	19	6,4	19
6,7	24	6,5	21
6,8	26	6,6	22
7,0	27,5	6,7	24
7,1	31	6,7	24
7,1	31	7,0	27,5
7,1	31	7,2	34
7,1	31	7,3	35
7,1	31	7,8	37
7,6	36	7,9	38
8,2	40	8,1	39
8,3	41	8,5	43,5
8,6	46,5	8,5	43,5
9,0	48	8,5	43,5
9,7	50	8,5	43,5
		8,6	46,5
		9,3	49

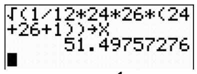
50 X = cijfer voor wiskunde D en Y = cijfer voor wiskunde B. $H_0: \mu_X = \mu_Y$; $H_1: \mu_X \neq \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}1$.

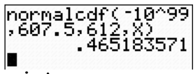


$S_X = 3 + 5{,}5 + 7{,}5 + \ldots + 46{,}5 + 48 + 50 = 607$. (de tabel staat op het vorige blad naast opgave 49)
$n = 24$ en $m = 26 \Rightarrow n \geq 5$ en $m \geq 10 \Rightarrow S_X$ mag benaderd worden door de normale verdeling met
$\mu = E(S_X) = \frac{1}{2}n(n+m+1) = \frac{1}{2} \cdot 24 \cdot (24+26+1) = 612$ en



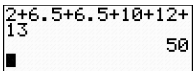
$\sigma = \sqrt{\frac{1}{12}nm(n+m+1)} = \sqrt{\frac{1}{12} \cdot 24 \cdot 26 \cdot (24+26+1)} \approx 51{,}5$.





De overschrijdingskans is $P(S_X \leq 607) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 607.5, 612, 51.5) \approx 0{,}465 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is geen aanleiding te veronderstellen dat de cijfers bij wiskunde D anders zijn dan die bij wiskunde B.

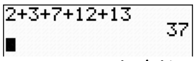
51 X = cijfer van Kees voor wiskunde B
Y = cijfer van Kees voor natuurkunde.
$H_0: \mu_X = \mu_Y$; $H_1: \mu_X > \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}05$.
$S_X = 2 + 6{,}5 + 6{,}5 + 10 + 12 + 13 = 50$.



In de tabel (in het werkboek-I vwo D deel 3+4 op blz 21) is
bij $n = 6$, $m = 7$ en $\alpha = 0{,}05$ af te lezen dat $g_r = 55$.
$S_X < g_r \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
De cijfers voor wiskunde B zijn niet significant hoger dan de cijfers voor natuurkunde.

X van klein naar groot	rangnummer van *X*	*Y* van klein naar groot	rangnummer van *Y*
4	2	3	1
6	6,5	5	3,5
6	6,5	5	3,5
7	10	6	6,5
8	12	6	6,5
9	13	7	10
		7	10

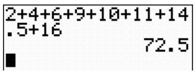
52 X = het aantal toetsaanslagen van Marlie 's morgens.
Y = het aantal toetsaanslagen van Marlie 's middags.
$H_0: \mu_X = \mu_Y$; $H_1: \mu_X \neq \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}05$.
$S_X = 2 + 3 + 7 + 12 + 13 = 37$.



In de tabel (in het werkboek-I vwo D deel 3+4 op blz 21) is bij
$n = 5$, $m = 8$ en $\alpha = \frac{0{,}05}{2} = 0{,}025$ af te lezen dat $g_l = 21$ en $g_r = 49$.
$g_l < S_X < g_r \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is geen significant verschil tussen 's morgens en 's middags.

X van klein naar groot	rangnummer van *X*	*Y* van klein naar groot	rangnummer van *Y*
158	2	155	1
161	3	164	4
168	7	166	5
194	12	167	6
211	13	172	8
		172	9
		173	10
		191	11

53 $H_0: \mu_X = \mu_Y$; $H_1: \mu_X > \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}05$.
$S_X = 2 + 4 + 6 + 9 + 10 + 11 + 14{,}5 + 16 = 72{,}5$.

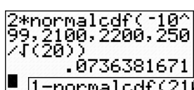


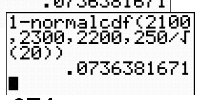
In de tabel (in het werkboek-I vwo D deel 3+4 op blz 21) is
bij $n = 8$, $m = 8$ en $\alpha = 0{,}05$ af te lezen dat $g_r = 85$.
$S_X < g_r \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Het vermoeden dat de reactiesnelheid hoger is na het drinken van een blikje Red Bull is niet gerechtvaardigd.

X van klein naar groot	rangnummer van *X*	*Y* van klein naar groot	rangnummer van *Y*
0,42	2	0,35	1
0,45	4	0,45	4
0,47	6	0,45	4
0,50	9	0,49	7,5
0,52	10	0,49	7,5
0,53	11	0,54	12
0,62	14,5	0,55	13
0,68	16	0,62	14,5

Diagnostische toets

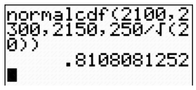
D1a P(ten onrechte veronderstellen dat het gemiddelde gewicht afwijkend is)
$= P(\overline{X} \leq 2100 \ \vee\ \overline{X} \geq 2300) = 2 \cdot P(\overline{X} \leq 2100) = 2 \cdot \text{normalcdf}(-10^{99}, 2100, 2200, \frac{250}{\sqrt{20}}) \approx 0{,}074$.



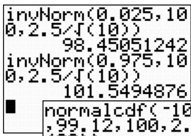


of P(ten onrechte veronderstellen dat het gemiddelde gewicht afwijkend is)
$= P(\overline{X} \leq 2100 \ \vee\ \overline{X} \geq 2300) = 1 - P(2100 < \overline{X} < 2300) = 1 - \text{normalcdf}(2100, 2300, 2200, \frac{250}{\sqrt{20}}) \approx 0{,}074$.

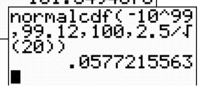
D1b P(conclusie het gemiddelde gewicht is niet afwijkend) $=$ normalcdf$(2100, 2300, 2150, \frac{250}{\sqrt{20}}) \approx 0{,}811$.



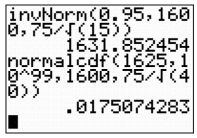
D2a H_0: $\mu = 100$; H_1: $\mu \neq 100$ en $\alpha = 0{,}05$.
$P(\overline{O} \le g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0{,}04 = 0{,}025 \Rightarrow g_l =$ invNorm$(0.025, 100, \frac{2.5}{\sqrt{10}}) \approx 98{,}450... \approx 98{,}45$.
$P(\overline{O} \le g_r) = 1 - 0{,}025 = 0{,}975 \Rightarrow g_r =$ invNorm$(0.975, 100, \frac{2.5}{\sqrt{10}}) \approx 101{,}549... \approx 101{,}55$.
Het beslissingsvoorschrift: verwerp H_0 als $\overline{O} \le 98{,}45$ of als $\overline{O} \ge 101{,}55$.



D2b De overschrijdingskans $P(\overline{O} \le 99{,}12) =$ normalcdf$(-10^{99}, 99.12, 100, \frac{2.5}{\sqrt{20}}) \approx 0{,}058 > 0{,}5\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Het tuincentrum trekt de conclusie dat de gemiddelde oppervlakte 1 m^2 is.

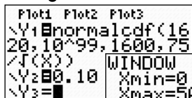


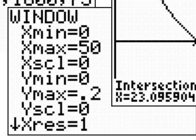
D3a $P(\overline{X} \le g) = 1 - 0{,}05 = 0{,}95 \Rightarrow g =$ invNorm$(0.95, 1600, \frac{75}{\sqrt{15}}) \approx 1631{,}8$. Dus verwerp H_0 als $\overline{X} \ge 1632$.

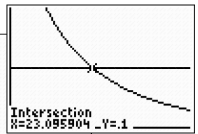


D3b Overschrijdingskans $P(\overline{X} \ge 1625) =$ normalcdf$(1625, 10^{99}, 1600, \frac{75}{\sqrt{40}}) \approx 0{,}018 \le \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

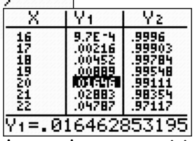
D3c $P(\overline{X} \ge 1620) =$ normalcdf$(1620, 10^{99}, 1600, \frac{75}{\sqrt{n}}) \le 0{,}10 = \alpha$ (intersect) $\Rightarrow n \approx 23{,}1$.
Dus de steekproef moet een lengte hebben van 24 of meer.

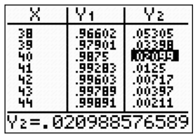




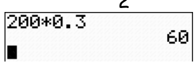


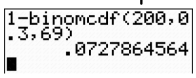
D4a X is het aantal keer dat de getallen 6 t/m 11 wordt aangewezen;
H_0: $p = \frac{6}{20} = 0{,}3$; H_1: $p \neq 0{,}3$ en $\alpha = 0{,}05$.
$P(X \le g_l) =$ binomcdf$(100, 0.3, g_l) \le \frac{1}{2} \cdot 0{,}05 = 0{,}025$ (TABLE) $\Rightarrow g_l \le 20$.
$P(X \ge g_r) = 1 - P(X \le g_r - 1)$
$= 1 -$ binomcdf$(100, 0.3, g_r - 1) \le 0{,}025$ (TABLE) $\Rightarrow g_r \ge 40$.
Bij de aantallen 21 tot en met 39 zal de zuiverheid van het rad niet in twijfel worden getrokken.





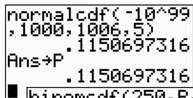
D4b Overschrijdingskans $P(X \ge 70) = 1 - P(X \le 69) = 1 -$ binomcdf$(200, 0.3, 69) \approx 0{,}073 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is geen aanleiding te vermoeden dat het rad niet zuiver is.

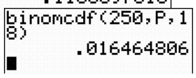




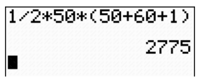
D5a $P(G < 1000) =$ normalcdf$(-10^{99}, 1000, 1006, 5) \approx 0{,}115...$

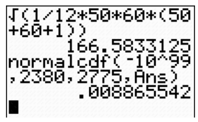
D5b X is het aantal pakken koffie met $G < 1000$ gram; H_0: $p = 0{,}115...$; H_1: $p < 0{,}115...$ en $\alpha = 0{,}01$.
Overschrijdingskans $P(X \le 18) =$ binomcdf$(250, 0.15..., 18) \approx 0{,}016 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is niet aangetoond dat het gemiddelde is toegenomen.



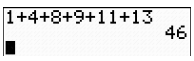


D6 H_0: $\mu_X = \mu_Y$; H_1: $\mu_X \neq \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}05$.
$n = 50$ en $m = 60 \Rightarrow n \ge 5$ en $m \ge 10 \Rightarrow S_X$ mag benaderd worden door de normale verdeling met
$\mu = E(S_X) = \frac{1}{2}n(n+m+1) = \frac{1}{2} \cdot 50 \cdot (50+60+1) = 2775$ en
$\sigma = \sqrt{\frac{1}{12}nm(n+m+1)} = \sqrt{\frac{1}{12} \cdot 50 \cdot 60 \cdot (50+60+1)} \approx 166{,}6$.
$P(S_X \le 2380) =$ normalcdf$(-10^{99}, 2380.5, 2775, 166.6) \approx 0{,}009 \le \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Er is aanleiding te veronderstellen dat een van de twee groepen de test beter heeft gemaakt dan de andere groep.





D7 $X =$ het aantal dagen waarna een meisje voor het eerst liep.
$Y =$ het aantal dagen waarna een jongen voor het eerst liep.
H_0: $\mu_X = \mu_Y$; H_1: $\mu_X < \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}05$.
$S_X = 1 + 4 + 8 + 9 + 11 + 13 = 46$.



In de tabel (in het werkboek-I vwo D deel 3+4 op blz 21) is bij $n = 6$, $m = 8$ en $\alpha = 0{,}05$ af te lezen dat $g_l = 31$.
$S_X > g_l \Rightarrow H_0$ wordt niet verworpen.
Er is geen aanleiding te veronderstellen dat bij het leren lopen van kleine kinderen jongens eerder lopen dan meisjes.

Neem je H_0: $\mu_X = \mu_Y$; H_1: $\mu_X > \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}05$.
Dan is bij $n = 6$, $m = 8$ en $\alpha = 0{,}05$ af te lezen dat $g_r = 59$.
$S_X < g_r \Rightarrow H_0$ wordt niet verworpen.
Er is ook geen aanleiding te veronderstellen dat bij het leren lopen van kleine kinderen meisjes eerder lopen dan jongens.

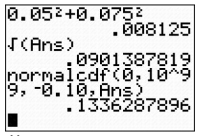
X van klein naar groot	rangnummer van X	Y van klein naar groot	rangnummer van Y
350	1	360	2
390	4	388	3
435	8	400	5
440	9	410	6
448	11	430	7
455	13	442	10
		450	12
		462	14

Gemengde opgaven 13. Kansen en beslissingen

G1a De zuiger past niet in de cilinder als $Y > X \Rightarrow Y - X = V > 0$.

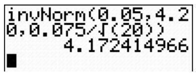
V is normaal verdeeld met $\mu_V = 4{,}10 - 4{,}20 = -0{,}10$ (cm) en $\sigma_V = \sqrt{0{,}05^2 + 0{,}075^2} = \sqrt{0{,}008125}$ (cm).

$P(V > 0) = \text{normalcdf}(0{,}10^{99}, -0.10, \sqrt{0.05^2 + 0.075^2}) \approx 0{,}13.$



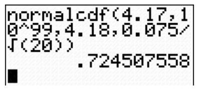
G1b $H_0\colon \mu_X = 4{,}20$; $H_1\colon \mu_X < 4{,}20$ en $\alpha = 0{,}05$.

$P(\overline{X} \le g) = 0{,}05 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0.05, 4.20, \frac{0.075}{\sqrt{20}}) \approx 4{,}172.$



Bij een steekproefgemiddelde van 4,17 cm of kleiner zal men de machine bijstellen.

G1c $P(\text{niet bijstellen}) = P(\overline{X} \ge 4{,}17) = \text{normalcdf}(4.17, 10^{99}, 4.18, \frac{0.075}{\sqrt{20}}) \approx 0{,}7245.$

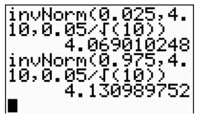


G1d $H_0\colon \mu_X = 4{,}10$; $H_1\colon \mu_X < 4{,}10$ en $\alpha = 0{,}05$.

Het beslissingsvoorschrift heeft de vorm: "verwerp H_0 als $\overline{Y} \le g_l$ of als $\overline{Y} \le g_r$.

$P(\overline{Y} \le g_l) = 0{,}025 \Rightarrow g_l = \text{invNorm}(0.025, 4.10, \frac{0.05}{\sqrt{10}}) \approx 4{,}069.$

$P(\overline{Y} \ge g_r) = 0{,}025 \Rightarrow P(\overline{Y} \le g_r) = 1 - 0{,}025 = 0{,}975 \Rightarrow g_r = \text{invNorm}(0.975, 4.10, \frac{0.05}{\sqrt{10}}) \approx 4{,}131.$

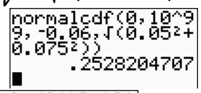


Bij steekproefgemiddelden die niet tussen 4,06 en 4,14 cm liggen zal men de machine bijstellen.

G1e De zuiger past niet in de cilinder als $Y > X \Rightarrow Y - X = V > 0$.

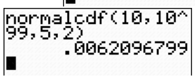
V is normaal verdeeld met $\mu_V = 4{,}12 - 4{,}18 = -0{,}06$ (cm) en $\sigma_V = \sqrt{0{,}05^2 + 0{,}075^2}$ (cm).

$P(V > 0) = \text{normalcdf}(0{,}10^{99}, -0.06, \sqrt{0.05^2 + 0.075^2}) \approx 0{,}25.$



G2a X = de natuurlijke A-waarde.

$P(X > 10) = \text{normalcdf}(10{,}10^{99}, 5{,}2) \approx 0{,}006$. Dit is 0,6%.



G2b X = de natuurlijke A-waarde en Y = de A-waarde van gebruikers.

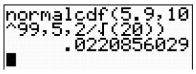
De specificiteit $= P(X < g) = \text{normalcdf}(-10^{99}, g, 5, 2) \Rightarrow$ de specificiteit wordt groter als g groter wordt.

De sensitiviteit $= P(Y > g) = \text{normalcdf}(g, 10^{99}, 20, 5) \Rightarrow$ de sensitiviteit wordt kleiner als g groter wordt.

Dus als de specificiteit groter wordt, wordt de sensitiviteit kleiner.

G2c X = de natuurlijke A-waarde. $H_0\colon \mu_X = 5$; $H_1\colon \mu_X > 5$ en $\alpha = 0{,}05$.

$P(\overline{X} > 5{,}9) = \text{normalcdf}(5.9, 10^{99}, 5, \frac{2}{\sqrt{20}}) \approx 0{,}022 \le \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

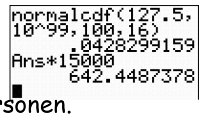


Je mag concluderen dat het natuurlijke gemiddelde bij niet-gebruikende sporters groter is dan 5.

G3a X = het IQ van een persoon.

$P(\text{IQ van 128 of meer}) = P(X \ge 127{,}5) = \text{normalcdf}(127.5, 10^{99}, 100, 16) \approx 0{,}0428.$

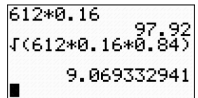
Je verwacht $\text{Ans} \cdot 15\,000 \approx 642$ personen met en IQ van 128 of meer in een groep van 15000 personen.



G3b Het aantal bijzienden N is binomiaal verdeeld met $n = 612$ en $p = 0{,}16$.

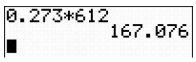
Volgens de centrale limietstelling is N bij benadering normaal verdeeld met

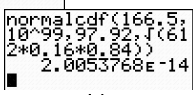
$\mu_N = E(N) = n \cdot p = 612 \cdot 0{,}16 = 97{,}92$ en $\sigma_N = \sqrt{n \cdot p \cdot q} = \sqrt{612 \cdot 0{,}16 \cdot 0{,}84} \approx 9{,}07.$



G3c $H_0\colon \mu_N = 97{,}92$; $H_1\colon \mu_N > 97{,}92$ en $\alpha = 0{,}01$.

27,3% van 612 is $0{,}273 \cdot 612 \approx 167$.



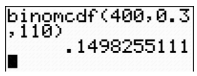


$P(\text{167 personen of meer}) = P(\overline{N} \ge 166{,}5) = \text{normalcdf}(166.5, 10^{99}, 97.92, \sqrt{612 \cdot 0{,}16 \cdot 0{,}84}) \approx 0{,}0000 \le \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

De 27,3% ligt significant boven de 16% die men van tevoren aannam.

G4a A = het aantal keer dat het balletje op een van de sectoren 1, 8 en 5 blijft liggen.

$H_0\colon p = 0{,}3$; $H_1\colon p \ne 0{,}3$ en $\alpha = 0{,}025$.



De overschrijdingskans $P(A \le 110) = \text{binomcdf}(400, 0.3, 110) \approx 0{,}150 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

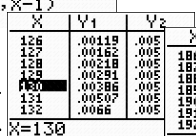
Er is geen aanleiding de zuiverheid van de roulette in twijfel te trekken.

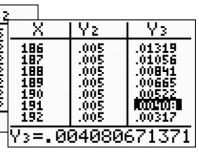
G4b B = het aantal keer dat het balletje op een van de sectoren 3 en 6 blijft liggen.

$H_0\colon p = 0{,}2$; $H_1\colon p \ne 0{,}2$ en $\alpha = 0{,}01$.

Verwerp H_0 als $P(Y \le g_l) = \text{binomcdf}(800, 0.2, g_l) \le \frac{1}{2}\alpha = 0{,}005$ (TABLE) $\Rightarrow g_l \le 130$

en als $P(Y \ge g_r) = 1 - P(Y \le g_r - 1) = 1 - \text{binomcdf}(800, 0.2, g_r - 1) \le \frac{1}{2}\alpha$ (TABLE) $\Rightarrow g_r \ge 191$.



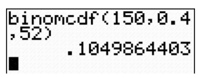


Bij de aantallen 131 tot en met 190 zal de zuiverheid niet in twijfel worden getrokken.

G4c C = het aantal keer dat het balletje op een van de sectoren 3, 6, 9 en 10 blijft liggen.

$H_0\colon p = 0{,}4$; $H_1\colon p < 0{,}4$ en $\alpha = 0{,}10$.

De overschrijdingskans $P(C \le 52) = \text{binomcdf}(150, 0.4, 52) \approx 0{,}105 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.



Er is niet voldoende reden om het met Petra eens te zijn.

```
normalcdf(-10^99
,9.8,10.5,3.2/√(
60))
        .0450917516
```

G5a $H_0: \mu = 10{,}5;\ H_1: \mu \neq 10{,}5$ en $\alpha = 0{,}05$.
De overschrijdingskans $P(\overline{X} \le 9{,}8) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 9.8, 10.5, \frac{3.2}{\sqrt{60}}) \approx 0{,}045 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is geen aanleiding te twijfelen aan de bewering van het onderzoeksbureau.

G5b $H_0: \mu = 10{,}5;\ H_1: \mu \neq 10{,}5$ en $\alpha = 0{,}10$.
Verwerp H_0 als $P(\overline{X} \le g_l) \le \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow g_l \le \text{invNorm}(0.05, 10.5, \frac{3.2}{\sqrt{200}}) \approx 10{,}128$
en verwerp H_0 als $P(\overline{X} \ge g_r) \le \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow g_r \ge \text{invNorm}(0.95, 10.5, \frac{3.2}{\sqrt{200}}) \approx 10{,}872$.
Men zal het onderzoeksbureau gelijk geven bij steekproefresultaten van 10,13 tot en met 10,87 uur.

```
invNorm(0.05,10.
5,3.2/√(200))
        10.12781211
invNorm(0.95,10.
5,3.2/√(200))
        10.87218789
```

```
1-binomcdf(14,0.
5,9)
        .0897827148
```

G6 A = het aantal langste jongens dat in april geboren is. $H_0: p = 0{,}5;\ H_1: p > 0{,}5$ en $\alpha = 0{,}05$.
De overschrijdingskans $P(A \ge 10) = 1 - P(A \le 9) = 1 - \text{binomcdf}(14, 0.5, 9) \approx 0{,}090 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Er is geen aanleiding te veronderstellen dat een kind dat in april geboren is langer wordt.

G7 X = tijdsduur die Jan nodig had voor een "vluggertje".
Y = tijdsduur die Marc nodig had voor een "vluggertje".
$H_0: \mu_X = \mu_Y;\ H_1: \mu_X < \mu_Y$ en $\alpha = 0{,}05$.
$S_X = 1 + 2 + 3 + 6 + 8 + 10 + 12 + 15 + 18 + 21 = 96$.

```
1+2+3+6+8+10+12+
15+18+21
             96
```

$n = 10$ en $m = 14 \Rightarrow n \ge 5$ en $m \ge 10 \Rightarrow$
S_X mag benaderd worden door de normale verdeling met
$\mu = E(S_X) = \frac{1}{2}n(n+m+1) = \frac{1}{2} \cdot 10 \cdot (10+14+1) = 125$ en
$\sigma = \sqrt{\frac{1}{12}nm(n+m+1)} = \sqrt{\frac{1}{12} \cdot 10 \cdot 14 \cdot (10+14+1)} \approx 17{,}1$.

```
1/2*10*(10+14+1)
                125
√(1/12*10*14*(10
+14+1))
        17.07825128
```

$P(S_X \le 96) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 96.5, 125, 17.1)$
$\approx 0{,}048 \le \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Het vermoeden dat de partijtjes van Jan korter duren is juist.

```
normalcdf(-10^99
,96.5,125,Ans)
        .0475795669
```

X van klein naar groot	rangnummer van X	Y van klein naar groot	rangnummer van Y
4'42"	1	6'00"	4
5'35"	2	6'05"	5
5'48"	3	6'48"	7
6'23"	6	7'13"	9
6'55"	8	7'30"	11
7'20"	10	8'02"	13
7'35"	12	8'03"	14
8'30"	15	9'06"	16
9'40"	18	9'35"	17
9'55"	21	9'48"	19
		9'54"	20
		10'10"	22
		10'17"	23
		10'30"	24

G8 $H_0: \mu_Y = \mu_X;\ H_1: \mu_Y < \mu_X$ en $\alpha = 0{,}05$.
$S_X = 1 + 2 + 6 + 9 + 11 = 29$.

```
1+2+6+9+11
             29
```

In de tabel (in het werkboek-I vwo D deel 3+4 op blz 21) is bij
$n = 5$, $m = 8$ en $\alpha = 0{,}05$ af te lezen dat $g_l = 23$.
$S_X > g_l \Rightarrow H_0$ wordt niet verworpen.
Men zal besluiten de machine niet opnieuw af te stellen.

X van klein naar groot	rangnummer van X	Y van klein naar groot	rangnummer van Y
700	1	786	3
750	2	840	4
900	6	876	5
950	9	931	7
1010	11	949	8
		982	10
		1016	12
		1046	13

```
normalcdf(15,10^
99,10,4)
        .105649839
Ans*12
        1.267798068
```

G9a $P(\text{tijdrovende patiënt}) = \text{normalcdf}(15, 10^{99}, 10, 4) \approx 0{,}1056$.
De verwachtingswaarde $= E(\text{tijdrovende patiënt}) = \text{Ans} \cdot 12 \approx 1{,}27$.

G9b $P(\text{gemakkelijke patiënt}) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 5, 10, 4)$.
$P(\text{gewone patiënt}) = \text{normalcdf}(5, 15, 10, 4)$.
$P(\text{2 gemakkelijke en 10 gewone patiënten})$
$= \binom{12}{2} \cdot \text{normalcdf}(-10^{99}, 5, 10, 4)^2 \cdot \text{normalcdf}(5, 15, 10, 4)^{10} \approx 0{,}07$.

```
12 nCr 2*normalc
df(-10^99,5,10,4
)²*normalcdf(5,1
5,10,4)^10
        .0686122713
```

G9c $\mu = 10$ minuten, dus de kans dat een patiënt meer dan 10 minuten kost is $\frac{1}{2}$.
X = het aantal patiënten dat meer dan 10 minuten kost.
$P(X \ge 6) = 1 - P(X \le 5) = 1 - \text{binomcdf}(12, \frac{1}{2}, 5) \approx 0{,}61$.

```
1-binomcdf(12,1/
2,5)
        .6127929688
```

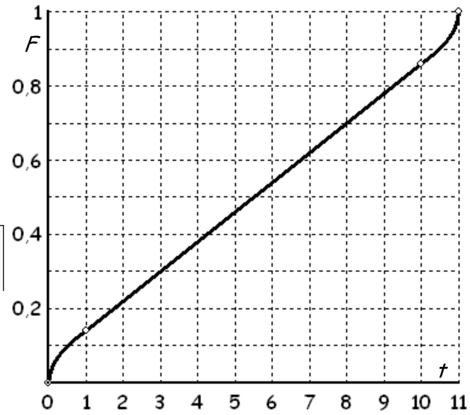
G9d S = de tijd in mintunten die de huisarts tijdens het spreekuur voor 60 patiënt nodig heeft.
S is normaal verdeeld met $\mu_S = 60 \cdot 10 = 600$ en $\sigma_S = 4 \cdot \sqrt{60}$.
$H_0: \mu_S = 600;\ H_1: \mu_S > 600$ en $\alpha = 0{,}05$.
De overschrijdingskans $P(S \ge 654) = \text{normalcdf}(654, 10^{99}, 600, 4 \cdot \sqrt{60}) \approx 0{,}0407 < \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Er is voldoende aanleiding om het gemiddelde te verhogen.

```
normalcdf(654,10
^99,600,4*√(60))
        .0406805229
```

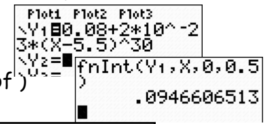
G9e D = het aantal patiënten dat is doorverwezen naar een specialist.
$P(D < 10) = P(D \le 9) = \text{binomcdf}(50, 0.30, 9) \approx 0{,}040$.

```
binomcdf(50,0.30
,9)
        .0402316342
```

G10a De oppervlakte onder de grafiek tussen $t = 0$ en $t = 1$ is ongeveer 0,14.
Vanwege symmetrie in de lijn $t = 5{,}5$ is de oppervlakte onder de grafiek tussen $t = 10$ en $t = 11$ ook ongeveer 0,14.
De oppervlakte onder de grafiek tussen $t = 1$ en $t = 10$ is dus $1 - 2 \cdot 0{,}14 = 1 - 0{,}28 = 0{,}72$.
Tussen $t = 1$ en $t = 10$ loopt de grafiek horizontaal. De hoogte van de lijn is $\frac{0{,}72}{10-1} = \frac{0{,}72}{9} = 0{,}08$.
De kans dat een apparaat een levensduur bereikt tussen 2 en 7 jaar is $(7-2) \cdot 0{,}08 = 5 \cdot 0{,}08 = 0{,}40$.



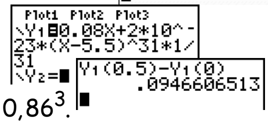
G10b De grafiek begint in (0, 0) en eindigt in (11, 1).
De grafiek gaat door (1; 0,14) en (10; 0,86).
De grafiek is tussen (1; 0,14) en (10; 0,86) een rechte lijn.
De grafiek vertoont tussen $t = 0$ en $t = 1$ afnemende stijging
en tussen $t = 10$ en $t = 11$ toenemende stijging.



G10c $P(\text{stukgaan tijdens eerste half jaar}) = \int_0^{0,5} f(t)\,dt$ (fnInt of ")

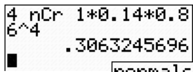
$= [0{,}08t + 2 \cdot 10^{-23} \cdot (t - 5{,}5)^{31} \cdot \frac{1}{31}]_0^{0,5}$

$= F(0{,}5) - F(0) \approx 0{,}095.$



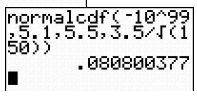
G10d $P(\text{één apparaat gaat binnen 1 jaar kapot}) = \binom{4}{1} \cdot 0{,}14 \cdot 0{,}86^3.$

$P(\text{één apparaat gaat binnen 1 jaar kapot en zijn vervanger niet}) = \binom{4}{1} \cdot 0{,}14 \cdot 0{,}86^3 \cdot 0{,}86 \approx 0{,}306.$



G10e $H_0\colon \mu = 5{,}5;\ H_1\colon \mu < 5{,}5$ en $\alpha = 0{,}10$.

De overschrijdingskans $P(\bar{L} \le 5{,}1) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 5.1, 5.5, \frac{3.5}{\sqrt{150}}) \approx 0{,}081 < \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.



Voldoende aanleiding om de veronderstelde gemiddelde levensduur van een apparaat naar beneden bij te stellen.