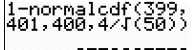
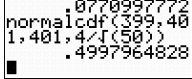
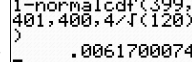


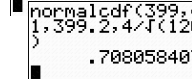
- 1a Meer leveren dan op de flacon vermeld staat, kost fabrikant Helder geld.
1b Minder leveren dan op de flacon vermeld staat, kost fabrikant Helder klanten.

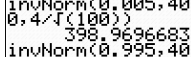
2a $P(\text{ten onrechte bijstellen}) = P(\bar{X} \leq 399 \text{ of } \bar{X} \geq 401) = 1 - \text{normalcdf}(399, 401, 400, \frac{4}{\sqrt{50}}) \approx 0,077.$ 

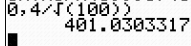
2b Je weet in dat geval niet wat het werkelijke gemiddelde van de machine is. 

2c $P(\text{niet bijstellen}) = P(399 < \bar{X} < 401) = \text{normalcdf}(399, 401, 401, \frac{4}{\sqrt{50}}) \approx 0,500.$

3a $P(\text{ten onrechte bijstellen}) = P(\bar{X} \leq 399 \text{ of } \bar{X} \geq 401) = 1 - \text{normalcdf}(399, 401, 400, \frac{4}{\sqrt{120}}) \approx 0,006.$ 

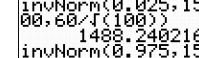
3b $P(\text{niet bijstellen}) = P(399 < \bar{X} < 401) = \text{normalcdf}(399, 401, 399,2, \frac{4}{\sqrt{120}}) \approx 0,708.$ 

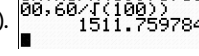
4a $P(\bar{X} \leq g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0,01 = 0,005 \Rightarrow g_l = \text{invNorm}(0,005, 400, \frac{4}{\sqrt{100}}) \approx 398,97 \text{ (ml)}.$ 

$P(\bar{X} \leq g_r) = 1 - 0,005 = 0,995 \Rightarrow g_r = \text{invNorm}(0,995, 400, \frac{4}{\sqrt{100}}) \approx 401,03 \text{ (ml)}.$ 

4b Bij $\bar{X} = 400,8$ is er geen aanleiding H_0 te verwerpen. Het steekproefgemiddelde wijkt niet significant af.

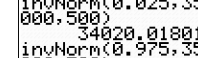
5a $H_0: \mu = 1500$ en $H_1: \mu \neq 1500.$

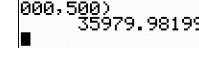
5b $P(\bar{X} \leq g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0,05 = 0,025 \Rightarrow g_l = \text{invNorm}(0,025, 1500, \frac{60}{\sqrt{100}}) \approx 1488,2 \text{ (uur)}.$ 

$P(\bar{X} \leq g_r) = 1 - 0,025 = 0,975 \Rightarrow g_r = \text{invNorm}(0,975, 1500, \frac{60}{\sqrt{100}}) \approx 1511,8 \text{ (uur)}.$ 

5c Bij $\bar{X} = 1492,7$ is er geen aanleiding H_0 te verwerpen. Het steekproefgemiddelde wijkt niet significant af.

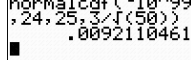
6a $H_0: \mu = 35000$ en $H_1: \mu \neq 35000.$

6b $P(\bar{X} \leq g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0,05 = 0,025 \Rightarrow g_l = \text{invNorm}(0,025, 35000, \frac{4000}{8}) \approx 34020.$ 

$P(\bar{X} \leq g_r) = 1 - 0,025 = 0,975 \Rightarrow g_r = \text{invNorm}(0,975, 35000, \frac{4000}{8}) \approx 35980.$ 

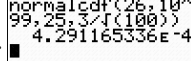
6c H_0 zal worden verworpen. Het steekproefgemiddelde $\bar{X} = 33844$ wijkt significant af van $\mu = 35000.$

7a $H_0: \mu = 25; H_1: \mu \neq 25$ en $\alpha = 0,05.$

Overschrijdingskans van 24 is $P(\bar{X} \leq 24) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 24, 25, \frac{3}{\sqrt{50}}) \approx 0,009.$ 

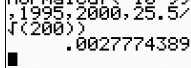
$P(\bar{X} \leq 24) \leq 0,5\alpha \Rightarrow H_0$ wordt verworpen. Conclusie: er is aanleiding om $\mu = 25$ in twijfel te trekken.

7b $H_0: \mu = 25; H_1: \mu \neq 25$ en $\alpha = 0,01.$

Overschrijdingskans van 26 is $P(\bar{X} \geq 26) = \text{normalcdf}(26, 10^{99}, 25, \frac{3}{\sqrt{100}}) \approx 0,0004.$ 

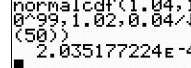
$P(\bar{X} \geq 26) \leq 0,5\alpha \Rightarrow H_0$ wordt verworpen. Conclusie: er is aanleiding om $\mu = 25$ in twijfel te trekken.

8 X is de levensduur in uren van een batterij; $H_0: \mu = 2000; H_1: \mu \neq 2000$ en $\alpha = 0,05.$

Overschrijdingskans $P(\bar{X} \leq 1995) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 1995, 2000, \frac{25,5}{\sqrt{200}}) \approx 0,0028.$ 

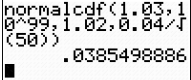
$P(\bar{X} \leq 1995) \leq 0,5\alpha \Rightarrow H_0$ wordt verworpen. Conclusie: 1995 wijkt significant af van $\mu = 2000.$

9a X is het gewicht in kg van een pak suiker; $H_0: \mu = 1,02; H_1: \mu \neq 1,02$ en $\alpha = 0,05.$

De overschrijdingskans $P(\bar{X} \geq 1,04) = \text{normalcdf}(1,04, 10^{99}, 1,02, \frac{0,04}{\sqrt{50}}) \approx 0,0002 \leq 0,5\alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen. 

Conclusie: de fabrikant zal besluiten de vulmachine opnieuw in te stellen.

9b Overschrijdingskans $P(\bar{X} \geq 1,03) = \text{normalcdf}(1,03, 10^{99}, 1,02, \frac{0,04}{\sqrt{50}}) \approx 0,039 > 0,5\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: de fabrikant zal besluiten de vulmachine niet opnieuw in te stellen. 

10a X is de diameter van een tennisbal in cm; $H_0: \mu = 6,8; H_1: \mu \neq 6,8$ en $\alpha = 0,10.$

Overschrijdingskans $P(\bar{X} \leq 6,75) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 6,75, 6,8, \frac{0,2}{\sqrt{40}}) \approx 0,057 > 0,5\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

De afnemer constateert dat de gemiddelde diameter niet significant afwijkt. 

10b $H_0: \mu = 6,8; H_1: \mu \neq 6,8$ en $\alpha = 0,10$.

$$P(\bar{X} \leq g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0,10 = 0,05 \Rightarrow g_l = \text{invNorm}(0,05, 6,8, \frac{0,2}{10}) \approx 6,767.$$

$$P(\bar{X} \leq g_r) = 1 - 0,05 = 0,95 \Rightarrow g_r = \text{invNorm}(0,95, 6,8, \frac{0,2}{10}) \approx 6,833.$$

Het beslissingsvoorschrift: verwerp H_0 als $\bar{X} \leq 6,767$ of $\bar{X} \geq 6,833$.

```
invNorm(0.05,6.8,
,0.2/10)
6.767102927
invNorm(0.95,6.8,
,0.2/10)
6.832897073
```

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

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

12c $P(\bar{X} \leq g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0,01 = 0,005 \Rightarrow g_l = \text{invNorm}(0,005, 85, \frac{15}{\sqrt{200}}) \approx 82,27$.

$$P(\bar{X} \leq g_r) = 1 - 0,005 = 0,995 \Rightarrow g_r = \text{invNorm}(0,995, 85, \frac{15}{\sqrt{200}}) \approx 87,73.$$

Dus verwerp H_0 als $\bar{X} \leq 82,2$ of $\bar{X} \geq 87,8$.

```
invNorm(0.005,85,
,15/sqrt(200))
82.2672045
invNorm(0.995,85,
,15/sqrt(200))
87.73207955
```

```
invNorm(0.9,85,1
5/sqrt(30))
88.50967351
invNorm(0.05,85,
15/sqrt(50))
81.51073854
```

13a $H_0: \mu = 12; H_1: \mu < 12$ en $\alpha = 0,05$.

$$P(\bar{X} \leq g) = 0,05 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0,05, 12, \frac{3}{5}) \approx 11,01$$
. Dus verwerp H_0 als $\bar{X} \leq 11,01$.

13b $H_0: \mu = 12; H_1: \mu < 12$ en $\alpha = 0,01$.

$$\text{Overschrijdingskans } P(\bar{X} \leq 11,3) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 11,3, 12, \frac{3}{\sqrt{80}}) \approx 0,018 > \alpha \Rightarrow H_0 \text{ niet verwerpen.}$$

Er is geen aanleiding om te concluderen dat de afhandelingstijd is afgenomen.

```
invNorm(0.05,12,
3/5)
11.01308782
normalcdf(-10^99,
11.3,12,3/sqrt(80))
.0184441483
```

14 X is het gewicht in gram van een pakje margarine; $H_0: \mu = 500; H_1: \mu > 500$ en $\alpha = 0,05$.

$$\text{Overschrijdingskans } P(\bar{X} \geq 500,4) = \text{normalcdf}(500,4, 10^{99}, 500, \frac{1,5}{10}) \approx 0,004 \leq \alpha \Rightarrow H_0 \text{ verwerpen.}$$

Conclusie: er is reden om de productieafdeling gelijk te geven.

```
normalcdf(500,4,
10^99,500,1.5/10)
.0038304251
```

15 X is de lengte van een zin in woorden; $H_0: \mu = 28,6; H_1: \mu \neq 28,6$ en $\alpha = 0,01$.

$$\text{Overschrijdingskans } P(\bar{X} \geq 30,2) = \text{normalcdf}(30,2, 10^{99}, 28,6, \frac{5,9}{\sqrt{75}}) \approx 0,009 > \frac{1}{2} \alpha \Rightarrow H_0 \text{ niet verwerpen.}$$

Conclusie: het pas ontdekte manuscript kan van de auteur afkomstig zijn.

```
normalcdf(30,2,1
0^99,28.6,5.9/sqrt(
75))
.0094234812
```

16 X is het IQ van de Nederlander; $H_0: \mu = 100; H_1: \mu > 100$ en $\alpha = 0,025$.

$$\text{Overschrijdingskans } P(\bar{X} \geq 108) = \text{normalcdf}(108, 10^{99}, 100, \frac{15}{5}) \approx 0,004 \leq \alpha \Rightarrow H_0 \text{ verwerpen.}$$

Conclusie: de voorzitter krijgt gelijk; schakers zijn intelligenter dan gemiddeld.

```
normalcdf(108,10
^99,100,15/5)
.0038304251
```

17a $P(\text{tablet helpt}) = P(3,8 < \bar{X} < 4,2) = \text{normalcdf}(3,8, 4,2, 4, 0,12) \approx 0,904$.

17b X is het werkzame aandeel per tablet in gram; $H_0: \mu = 4; H_1: \mu \neq 4$ en $\alpha = 0,05$.

$$\text{Overschrijdingskans } P(\bar{X} \leq 3,95) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 3,95, 4, \frac{0,12}{\sqrt{50}}) \approx 0,002 \leq \frac{1}{2} \alpha \Rightarrow H_0 \text{ verwerpen.}$$

Conclusie: het steekproefgemiddelde wijkt significant af 4 mg.

17c $P(\text{tablet helpt niet}) = 1 - P(3,8 < \bar{X} < 4,2) = 1 - \text{normalcdf}(3,8, 4,2, 3,95, 0,12) \approx 0,124 = 12,4\%$.

18a $P(\bar{X} \leq g) = 1 - 0,05 = 0,95 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0,95, 40, \frac{8}{5}) \approx 42,63$. Dus verwerp H_0 als $\bar{X} \geq 42,7$.

18b $P(\bar{X} \geq 40,5) = \text{normalcdf}(40,5, 10^{99}, 40, \frac{8}{\sqrt{n}}) \leq 0,05 = \alpha$ (intersect) $\Rightarrow n \approx 692,6$.

Dus de steekproef moet een lengte hebben van 693 of meer.

19 X is de lengte van de Nederlandse man in cm; $H_0: \mu = 183; H_1: \mu > 183$ en $\alpha = 0,01$.

$$\text{Overschrijdingskans } P(\bar{X} \geq 197) = \text{normalcdf}(197, 10^{99}, 183, \frac{7}{\sqrt{133}}) \approx 0,0000 \leq \alpha \Rightarrow H_0 \text{ verwerpen.}$$

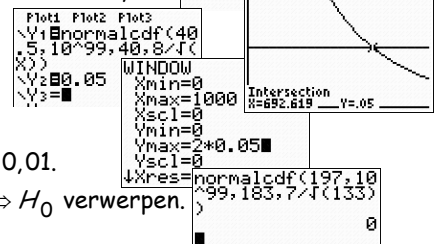
Conclusie: basketballers zijn langer dan gemiddeld.

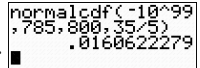
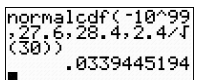
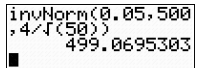
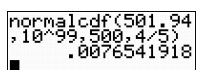
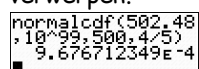
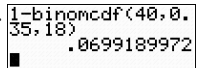
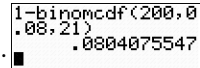
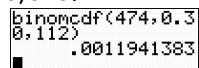
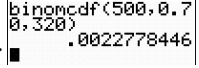
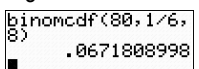
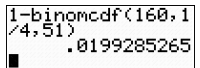
```
normalcdf(3.8,4.
2,4,0.12)
.9044193393
```

```
normalcdf(-10^99,
3.95,4,0.12/sqrt(5
0))
.0016081831
```

```
1-normalcdf(3.8,
4.2,3.95,0.12)
.1242601993
Ans*100
12.42601993
```

```
invNorm(0.95,40,
8/5)
42.6317658
```



- 20a X is de trekkracht van een kabel in newton; $H_0: \mu = 800$; $H_1: \mu < 800$ en $\alpha = 0,05$.
Overschrijdingskans $P(\bar{X} \leq 785) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 785, 800, \frac{35}{5}) \approx 0,016 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen. 
Conclusie: er is aanleiding de bewering van de fabrikant in twijfel te trekken.
- 20b Bij grotere μ neemt $P(\bar{X} \leq 785)$ af zodat de fabrikant eerder in het ongelijk gesteld wordt. 
- 21 X is de kijktijd van de Nederlander in uren; $H_0: \mu = 28,4$; $H_1: \mu < 28,4$ en $\alpha = 0,025$.
Overschrijdingskans $P(\bar{X} \leq 27,6) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 27,6, 28,4, \frac{2,4}{\sqrt{30}}) \approx 0,034 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: je kunt het niet eens zijn met de uitspraak van de medewerker van de 'De ster'.
- 22a X is het gewicht in gram van een pak koffiebonen; $H_0: \mu = 500$; $H_1: \mu < 500$ en $\alpha = 0,05$.
 $P(\bar{X} \leq g) = 0,05 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0,05, 500, \frac{4}{\sqrt{50}}) \approx 449,07$ (gram). 
Dus het gemiddelde gewicht per pak moet dan 499,0 gram of kleiner zijn. ■
- 22b $H_0: \mu = 500$; $H_1: \mu > 500$ en $\alpha = 0,025$.
Overschrijdingskans $P(\bar{X} \geq 501,94) = \text{normalcdf}(501,94, 10^{99}, 500, \frac{4}{5}) \approx 0,008 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen. 
Conclusie: er is aanleiding het hoofd van de afdeling voorraad gelijk te geven.
- 22c $H_0: \mu = 500$; $H_1: \mu \neq 500$ en $\alpha = 0,05$.
Overschrijdingskans $P(\bar{X} \geq 502,48) = \text{normalcdf}(502,48, 10^{99}, 500, \frac{4}{5}) \approx 0,001 \leq \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: het steekproefresultaat wijkt significant af van $\mu = 500$ gram. 
- 23a X is een discrete toevalsvariabele, want X kan alleen gehele waarden aannemen.
- 23b 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 $p = 0,4$.
- 23c Nee, want $X = 48$ is meer dan het verwachte aantal van $n \cdot p = 100 \cdot 0,4 = 40$.
- 23d De concurrent krijgt dan gelijk, want $X = 28$ ligt ver onder het verwachte aantal van $n \cdot p = 100 \cdot 0,4 = 40$.
- 24a 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 $P(X \geq 19) = 1 - P(X \leq 18) = 1 - \text{binomcdf}(40, 0,35, 18) \approx 0,070$. 
- 24b $P(X \geq 19) \approx 0,070 > \alpha = 0,05 \Rightarrow H_0$ niet verwerpen \Rightarrow de bewering van de rijkschoolhouder in twijfel trekken.
- 25 X is het aantal mannen dat aan kleurenblindheid lijdt; $H_0: p = 0,08$; $H_1: p > 0,08$ en $\alpha = 0,05$.
Overschrijdingskans $P(X \geq 22) = 1 - P(X \leq 21) = 1 - \text{binomcdf}(200, 0,08, 21) \approx 0,080 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen. 
Conclusie: er is geen aanleiding om Mevrouw Bouman gelijk te geven.
- 26 X is het aantal personen dat last heeft van allergie; $H_0: p = 0,30$; $H_1: p < 0,30$ en $\alpha = 0,025$.
Overschrijdingskans $P(X \leq 112) = \text{binomcdf}(474, 0,30, 112) \approx 0,001 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen. 
Conclusie: er is voldoende aanleiding om de Amerikaanse onderzoekers gelijk te geven. ■
- 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. 
Conclusie: er is voldoende aanleiding om de mening van de recensent in twijfel te trekken. ■
- 28 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 $P(X \leq 8) = \text{binomcdf}(80, \frac{1}{6}, 8) \approx 0,067 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen. 
Conclusie: er is niet voldoende aanleiding om het met Mirjam eens te zijn. ■
- 29 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 $P(X \geq 52) = 1 - P(X \leq 51) = 1 - \text{binomcdf}(160, \frac{1}{4}, 51) \approx 0,020 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen. 
Conclusie: er is niet voldoende reden om Simon gelijk te geven. ■



30

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 $P(X \leq g) = \text{binomcdf}(500, 0,80, g) \leq 0,05$ (TABLE) $\Rightarrow g \leq 384$.
 Het kleinste aantal patiënten waarbij je de bewering van de fabrikant niet verwerpt is 385.

X	Y1	Y2
382	.03437	.05
384	.04341	.05
385	.05431	.05
386	.0673	.05
387	.08261	.05
388	.1004	.05
389	.12098	.05

Y1 = .043411973666

31a

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 $P(X \leq g) = \text{binomcdf}(500, 0,55, g) \leq 0,05$ (TABLE) $\Rightarrow g \leq 256$.
 Conclusie: het aantal sets waarbij de speler die begint met serveren wint, is hoogstens 256.

X	Y1	Y2
254	.02289	.05
255	.03139	.05
256	.04005	.05
257	.04885	.05
258	.05776	.05
259	.06676	.05
260	.07583	.05

31b

$242 \leq 256 \Rightarrow H_0$ verwerpen \Rightarrow Jacco heeft gelijk.

31c

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 $P(Y \geq g) = 1 - P(Y \leq g - 1) = 1 - \text{binomcdf}(300, 0,815, g - 1) \leq 0,025 \Rightarrow g \geq 258$.
 Conclusie: de serveerder moet minstens 285 van deze games winnen om Jacco gelijk te geven.

X	Y1	Y2
254	.08818	.025
255	.08795	.025
256	.08795	.025
257	.08795	.025
258	.08795	.025
259	.08795	.025
260	.08795	.025

Y1 = .023747550002



32a

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

32b

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

X	Y1	Y2
58	.0443130383	

33

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 $P(X \leq 12) = \text{binomcdf}(150, \frac{1}{6}, 12) \approx 0,002 \leq \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
 Conclusie: de dobbelsteen is niet zuiver.

X	Y1	Y2
12	.0015811496	

34

$P(X \leq g_l) = \text{binomcdf}(50, 0,3, g_l) \leq \frac{1}{2} \cdot 0,10 = 0,05$ (TABLE) $\Rightarrow g_l \leq 9$.
 $P(X \geq g_r) = 1 - P(X \leq g_r - 1) = 1 - \text{binomcdf}(50, 0,3, g_r - 1) \leq 0,05$ (TABLE) $\Rightarrow g_r \geq 21$.
 Conclusie: H_0 verwerpen bij steekproefresultaten van 9 of minder en van 21 of meer.

X	Y1	Y2
9	.00249	
10	.00726	
11	.01804	
12	.03287	

Y1 = .0402316

X	Y1	Y2
18	.05944	.21781
19	.05152	.14056
20	.03234	.0818
21	.01741	.04274
22	.00772	.02509
23	.00441	.01228
24	.00253	.00659

Y2 = .04776383554

35

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

X	Y1	Y2
8	.367088005	

36

X is het aantal mannen dat minstens één keer per twee maanden naar de kapper gaat, met $H_0: p = 0,68$; $H_1: p \neq 0,68$ en $\alpha = 0,10$. ($60 - 14 = 46$ minstens een keer per ...)
 Overschrijdingskans $P(X \geq 46) = 1 - P(X \leq 45) = 1 - \text{binomcdf}(60, 0,68, 45) \approx 0,094 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
 Conclusie: er is geen aanleiding om Beerlage gelijk te geven.

X	Y1	Y2
45	.0942788254	



37

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 $P(X \leq 38) = \text{binomcdf}(66, 0,68, 38) \approx 0,048 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
 Conclusie: er is voldoende aanleiding om Wolfsen gelijk te geven.

X	Y1	Y2
38	.0484424706	

38a

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

X	Y1	Y2
114	.054312406	

38b

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

X	Y1	Y2
206	.00245	
207	.00718	
208	.01804	
209	.03287	
210	.05152	
211	.07261	
212	.09583	

Y1 = .0040976

X	Y1	Y2
270	.00427	.00722
271	.00549	.00873
272	.00746	.01134
273	.00987	.01464
274	.01261	.01844
275	.01567	.02264
276	.01905	.02714

Y2 = .004513702604

- 38c 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 $P(X \leq 110) = \text{binomcdf}(300, 0.4, 110) \approx 0,131 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: er is onvoldoende reden om het met Erik eens te zijn.
- 39 X is het aantal woningen met dubbele beglazing; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p < 0,5$ en $\alpha = 0,025$.
Overschrijdingskans $P(X \leq 1141) = \text{binomcdf}(2375, 0.5, 1141) \approx 0,030 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: er is onvoldoende reden om de veronderstelling van het ministerie te herzien.
- 40 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 $P(X \leq 21) = \text{binomcdf}(30, 0.8, 21) \approx 0,129 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: er is voldoende aanleiding om de fabrikant in het gelijk te stellen.
- 41a $P(\text{tomaat wordt doorgedraaid}) = P(D < 7,2) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 7.2, 7.9, 0.5) \approx 0,080\dots$
- 41b X is het aantal tomaten dat wordt doorgedraaid; $H_0: p = 0,080\dots$; $H_1: p < 0,080\dots$ en $\alpha = 0,01$.
Overschrijdingskans $P(X \leq 65) = \text{binomcdf}(900, 0.080\dots, 65) \approx 0,191 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: er is niet aangetoond dat het middel S3Fb de diameter vergroot.
- 42a X het aantal baby's dat behoort tot de categorie 'zwaar' is binomiaal verdeeld met $n = 80$ en $p = \text{normalcdf}(4000, 10^{99}, 3250, 425) \approx 0,0388\dots$
 $P(X \geq 5) = 1 - P(X \leq 4) = 1 - \text{binomcdf}(80, 0.0388\dots, 4) \approx 0,199$.
- 42b $H_0: p = 0,0388\dots$; $H_1: p > 0,0388\dots$ en $\alpha = 0,01$.
Overschrijdingskans $P(X \geq 8) = 1 - P(X \leq 7) = 1 - \text{binomcdf}(58, 0.0388\dots, 7) \approx 0,002 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: de medewerkers van het consultatiebureau krijgen gelijk.
- 43 Er is niet gegeven dat de bijbehorende toevalsvariabele normaal verdeeld is. Bovendien is σ niet gegeven.
- 44 Het teken van waarneming - (mediaan) 15 is: $13 * 0.5$ 6.5
- - - - - + - - + - - + -
 X is het aantal plustekens in de steekproef met lengte 13.
 $X = 3$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p < 0,5$ en $\alpha = 0,10$.
Overschrijdingskans $P(X \leq 3) = \text{binomcdf}(13, 0.5, 3) \approx 0,046 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: er is aanleiding de bewering van de boswachter in twijfel te trekken.
- 45 Het teken van waarneming - (mediaan) 2,5 is: $15 * 0.5$ 7.5
- + + + - + - + + - + + - - +
 X is het aantal plustekens in de steekproef met lengte 15.
 $X = 9$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,10$.
Overschrijdingskans $P(X \geq 9) = 1 - P(X \leq 8) = 1 - \text{binomcdf}(15, 0.5, 8) \approx 0,304 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: er kan inderdaad gesteld worden dat de wachttijd hoogstens 2,5 minuten is.
- 46 Het teken van waarneming - 4,3 is:
- - ~~0~~ + - + - - - ~~0~~ + + - ~~0~~ ~~0~~ - + - - - - - - + (nullen tellen niet mee)
 X is het aantal (lager \Rightarrow) mintekens in de steekproef met lengte 20.
 $X = 14$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,10$.
Overschrijdingskans $P(X \geq 14) = 1 - P(X \leq 13) = 1 - \text{binomcdf}(20, 0.5, 13) \approx 0,058 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: er kan inderdaad gesteld worden dat de bus gemiddeld minder dan 4,3 minuten te laat is.
- 47 X is het aantal twintigjarige jongens dat zwaarder is dan 75,6 kg; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,025$.
Overschrijdingskans $P(X \geq 138) = 1 - P(X \leq 137) = 1 - \text{binomcdf}(250, 0.5, 137) \approx 0,057 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
Conclusie: er mag niet geconcludeerd worden dat het gemiddelde gewicht is toegenomen.
- 48 X is het aantal vrouwen waarbij de zwangerschap korter dan 226 dagen duurt.
 $X = 753 - 325 = 428$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,01$.
Overschrijdingskans $P(X \geq 428) = 1 - P(X \leq 427) = 1 - \text{binomcdf}(753, 0.5, 427) \approx 0,0001 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: de bewering van de geneeskundige kan geaccepteerd worden.



- 49 Het teken van **na-voor** is:
 $\otimes - + + + \otimes + - + + + + + + \otimes$ (nullen tellen niet mee)
 X is het aantal (verminderingen \Rightarrow) plustekens in de steekproef met lengte 13 (nullen tellen niet mee).
 $X = 11$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,05$.
 Overschrijdingskans $P(X \geq 11) = 1 - P(X \leq 10) = 1 - \text{binomcdf}(13, 0,5, 10) \approx 0,011 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
 Conclusie: dit resultaat geeft aanleiding te veronderstellen dat het middel het aantal bladluizen vermindert.
- 50 X is het aantal westrijden waarvan Nederland winnaar is; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,05$.
 Overschrijdingskans $P(X \geq 55) = 1 - P(X \leq 54) = 1 - \text{binomcdf}(94, 0,5, 54) \approx 0,061 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
 Conclusie: er is niet voldoende reden te veronderstellen dat Nederland bij het voetballen sterker is dan België.
- 51 Het teken van **A-B** is:
 $+ + + + - + + - - + - - + + + + + - +$
 X is het aantal plustekens in de steekproef met lengte 20.
 $X = 14$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p \neq 0,5$ en $\alpha = 0,10$.
 Overschrijdingskans $P(X \geq 14) = 1 - P(X \leq 13) = 1 - \text{binomcdf}(20, 0,5, 13) \approx 0,058 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
 Conclusie: er is geen significant verschil in populariteit van de programma's A en B .
- 52 $H_0: p = 0,5$; $H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,05$.
 Overschrijdingskans $P(X \geq 20) = 1 - P(X \leq 19) = 1 - \text{binomcdf}(30, 0,5, 19) \approx 0,049 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
 Conclusie: er is voldoende reden te veronderstellen dat de honden de voorkeur geven aan merk B .
- 53 Het teken van **thuis-uit** is:
 $+ + + + - + - \otimes - +$ (nullen tellen niet mee)
 X is het aantal plustekens in de steekproef met lengte 9.
 $X = 6$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,01$.
 Overschrijdingskans $P(X \geq 6) = 1 - P(X \leq 5) = 1 - \text{binomcdf}(9, 0,5, 5) \approx 0,254 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
 Conclusie: er is geen aanleiding te veronderstellen dat 'thuisvoordeel' inderdaad bestaat.
- 54 Het teken van **AEX-NIG** is:
 $- + + \otimes + + + + + + +$ (nullen tellen niet mee)
 X is het aantal plustekens in de steekproef met lengte 11.
 $X = 10$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,10$.
 Overschrijdingskans $P(X \geq 10) = 1 - P(X \leq 9) = 1 - \text{binomcdf}(11, 0,5, 9) \approx 0,006 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
 Conclusie: er is voldoende reden om aan te nemen dat aandeel AEX het beter doet dan aandeel NIG.
- 55a Het teken van **B-A** is:
 $+ + - + + + + + + - - + + + -$
 X is het aantal plustekens in de steekproef met lengte 16.
 $X = 12$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p \neq 0,5$ en $\alpha = 0,05$.
 Overschrijdingskans $P(X \geq 12) = 1 - P(X \leq 11) = 1 - \text{binomcdf}(16, 0,5, 11) \approx 0,038 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.
 Conclusie: er is geen reden om aan te nemen dat er kwaliteitsverschil bestaat tussen de beide soorten kunstmest.
- 55b X is het aantal plustekens in de steekproef met lengte 16.
 $X = 12$; $H_0: p = 0,5$; $H_1: p < 0,5$ en $\alpha = 0,05$.
 Overschrijdingskans $P(X \geq 12) = 1 - P(X \leq 11) = 1 - \text{binomcdf}(16, 0,5, 11) \approx 0,038 < \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
 Conclusie: er is voldoende reden om aan te nemen dat kunstmest van soort B beter is dan soort A.

Diagnostische toets

D1a $H_0: \mu = 2200; H_1: \mu \neq 2200$ en $\alpha = 0,10$.

Overschrijdingskans $P(\bar{X} \leq 2000) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 2000, 2200, \frac{250}{\sqrt{5}}) \approx 0,037 \leq 0,5\alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

Conclusie: er is aanleiding het gemiddelde $\mu = 2200$ in twijfel te trekken.

```
normalcdf(-10^99,
2000,2200,250/√(5))
.0368190835
```

D1b $H_0: \mu = 2200; H_1: \mu \neq 2200$ en $\alpha = 0,05$.

Overschrijdingskans $P(\bar{X} \geq 2275) = \text{normalcdf}(2275, 10^{99}, 2200, \frac{250}{\sqrt{20}}) \approx 0,090 > 0,5\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: er is geen aanleiding het gemiddelde $\mu = 2200$ in twijfel te trekken.

```
normalcdf(2275,10^99,
2200,250/√(20))
.0898563087
```

D2a $P(\bar{X} \leq g) = 1 - 0,05 = 0,95 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0,95, 1600, \frac{75}{\sqrt{15}}) \approx 1631,8$. Dus verwerp H_0 als $\bar{X} \geq 1632$.

D2b Overschrijdingskans $P(\bar{X} \geq 1625) = \text{normalcdf}(1625, 10^{99}, 1600, \frac{75}{\sqrt{40}}) \approx 0,018 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

D2c $P(\bar{X} \geq 1620) = \text{normalcdf}(1620, 10^{99}, 1600, \frac{75}{\sqrt{n}}) \leq 0,10 = \alpha$ (intersect) $\Rightarrow n \approx 23,1$.

Dus de steekproef moet een lengte hebben van 24 of meer.

```
invNorm(0,95,1600,75/√(15))
1631,852454
normalcdf(1625,10^99,1600,75/√(40))
.0175074283
```

D3a \bar{X} is het vetgehalte (in %) van een pak volle melk; $H_0: \mu = 3,50; H_1: \mu < 3,50$ en $\alpha = 0,10$.

$P(\bar{X} \leq g) = 0,10 \Rightarrow g = \text{invNorm}(0,10, 3,50, \frac{0,02}{\sqrt{20}}) \approx 3,4943$. Dus verwerp H_0 als $\bar{X} \leq 3,494$.

D3b $H_0: \mu = 3,50; H_1: \mu > 3,50$ en $\alpha = 0,025$.

Overschrijdingskans $P(\bar{X} \geq 3,508) = \text{normalcdf}(3,508, 10^{99}, 3,50, \frac{0,02}{\sqrt{30}}) \approx 0,014 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

Conclusie: er is aanleiding de gezondheidsraad gelijk te geven.

D3c $H_0: \mu = 3,50; H_1: \mu \neq 3,50$ en $\alpha = 0,05$.

Overschrijdingskans $P(\bar{X} \leq 3,494) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 3,494, 3,50, \frac{0,02}{\sqrt{40}}) \approx 0,029 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: de steekproef wijkt niet significant af van $\mu = 3,50$ %.

```
invNorm(0,10,3,50,0,02/√(20))
3,494268727
```

```
normalcdf(3,508,10^99,3,50,0,02/√(30))
.0142298183
```

```
normalcdf(-10^99,3,494,3,50,0,02/√(40))
.0288897188
```

D4 X is het aantal jongeren tussen 12 en 18 dat lid is van een sportvereniging; $H_0: p = 0,75; H_1: p < 0,75$ en $\alpha = 0,05$.

Overschrijdingskans $P(X \leq 81) = \text{binomcdf}(120, 0,75, 81) \approx 0,039 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

Conclusie: er is reden om de de bewering van sportleraar Van de Vooren in twijfel te trekken.

```
binomcdf(120,0,75,81)
.0392970947
```

D5a 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 $\alpha = 0,05$.

$P(X \leq g_l) = \text{binomcdf}(100, 0,3, g_l) \leq \frac{1}{2} \cdot 0,05 = 0,025$ (TABLE) $\Rightarrow g_l \leq 20$.

$P(X \geq g_r) = 1 - P(X \leq g_r - 1) = 1 - \text{binomcdf}(100, 0,3, g_r - 1) \leq 0,025$ (TABLE) $\Rightarrow g_r \geq 40$.

Conclusie: bij de aantallen 21 tot en met 39 zal de zuiverheid van het rad niet in twijfel worden getrokken.

| X | V1 | V2 | X | V1 | V2 |
|----|--------|----|----|--------|--------|
| 16 | 0,774 | | 38 | 0,9602 | 0,9305 |
| 17 | 0,0216 | | 39 | 0,9791 | 0,9599 |
| 18 | 0,0452 | | 40 | 0,9978 | 0,9893 |
| 19 | 0,0894 | | 41 | 0,9993 | 0,9975 |
| 20 | 0,1688 | | 42 | 0,9998 | 0,9997 |
| 21 | 0,3216 | | 43 | 0,9999 | 0,9999 |
| 22 | 0,4787 | | 44 | 0,9999 | 0,9999 |

```
V1=.0164628
V2=.020988576589
```

D5b Overschrijdingskans $P(X \geq 70) = 1 - P(X \leq 69) = 1 - \text{binomcdf}(200, 0,3, 69) \approx 0,073 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: er is geen aanleiding te vermoeden dat het rad niet zuiver is.

```
1-binomcdf(200,0,3,69)
.0727864564
```

```
normalcdf(-10^99,1000,1006,5)
.1150697316
```

D6a $P(G < 1000) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 1000, 1006, 5) \approx 0,115...$

D6b X is het aantal pakken koffie met $G < 1000$ gram; $H_0: p = 0,15...; H_1: p < 0,15...$ en $\alpha = 0,01$.

Overschrijdingskans $P(X \leq 18) = \text{binomcdf}(250, 0,15..., 18) \approx 0,016 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: er is niet aangetoond dat het gemiddelde is toegenomen.

```
binomcdf(250,P,18)
.016464806
```

D7 X is het aantal leerlingen dat voor het CE een hoger cijfer heeft dan voor het SE in een steekproef van lengte 26; $H_0: p = 0,50; H_1: p > 0,50$ en $\alpha = 0,05$.

Overschrijdingskans $P(X \geq 17) = 1 - P(X \leq 16) = 1 - \text{binomcdf}(26, 0,50, 16) \approx 0,084 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: er kan niet worden gesteld dat het schoolexamen slechter gemaakt is dan het centraal examen.

```
1-binomcdf(26,0,16)
.0843187711
```

Gemengde opgaven 15. Het toetsen van hypothesen

G21a $H_0: \mu = 10,5; H_1: \mu \neq 10,5$ en $\alpha = 0,05$.

Overschrijdingskans $P(\bar{X} \leq 9,8) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 9,8, 10,5, \frac{3,2}{\sqrt{60}}) \approx 0,045 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: er geen aanleiding om te twijfelen aan de bewering van het onderzoeksbureau.

```
normalcdf(-10^99,
;9,8,10,5,3,2/sqrt(
60))
.0450917516
```

G21b $H_0: \mu = 10,5; H_1: \mu \neq 10,5$ en $\alpha = 0,10$.

$P(\bar{X} \leq g_l) = \frac{1}{2} \cdot 0,10 = 0,05 \Rightarrow g_l = \text{invNorm}(0,05, 10,5, \frac{3,2}{\sqrt{200}}) \approx 10,128$.

$P(\bar{X} \leq g_r) = 1 - 0,05 = 0,95 \Rightarrow g_r = \text{invNorm}(0,95, 10,5, \frac{3,2}{\sqrt{200}}) \approx 10,872$.

Conclusie: men zal het onderzoeksbureau gelijk geven bij steekproefresultaten van 10,13 tot en met 10,87.

```
invNorm(0,05,10,
5,3,2/sqrt(200))
10,12781211
invNorm(0,95,10,
5,3,2/sqrt(200))
10,87218789
```

G22a X is het aantal keer dat het balletje op een van de sectoren 1, 2 en 3 blijft liggen.

$H_0: p = 0,3; H_1: p \neq 0,3$ en $\alpha = 0,025$.

Overschrijdingskans $P(X \leq 110) = \text{binomcdf}(400, 0,3, 110) \approx 0,150 > \frac{1}{2}\alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: er is geen aanleiding de zuiverheid van de roulette in twijfel te trekken.

```
400*0,3
binomcdf(400,0,3
;110)
.1498255111
```

G22b X is het aantal keer dat het balletje op een van de sectoren 5 en 6 blijft liggen.

$H_0: p = 0,2; H_1: p \neq 0,2$ en $\alpha = 0,01$.

$P(X \leq g_l) = \text{binomcdf}(800, 0,2, g_l) \leq \frac{1}{2}\alpha = 0,005$ (TABLE) $\Rightarrow g_l \leq 130$.

$P(X \geq g_r) = 1 - P(X \leq g_r - 1) = 1 - \text{binomcdf}(800, 0,2, g_r - 1) \leq 0,005$ (TABLE) $\Rightarrow g_r \geq 191$.

Conclusie: H_0 niet verwerpen (de zuiverheid van de roulette wordt niet in twijfel getrokken) bij de aantallen 131 tot en 190.

```
800*0,2
binomcdf(800,0,2,
130)
.003859
1-binomcdf(800,0,2,
190)
.00400671371
```

G22c X is het aantal keer dat het balletje op een van de sectoren 7, 8, 9 en 10 blijft liggen.

$H_0: p = 0,4; H_1: p < 0,4$ en $\alpha = 0,10$.

Overschrijdingskans $P(X \leq 52) = \text{binomcdf}(150, 0,4, 52) \approx 0,105 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: er is onvoldoende reden om het met Petra eens te zijn.

```
150*0,4
binomcdf(150,0,4
;52)
.1049864403
```

G23 X is het aantal langste jongens dat in april geboren is; $H_0: p = 0,5; H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,05$.

Overschrijdingskans $P(X \geq 10) = 1 - P(X \leq 9) = 1 - \text{binomcdf}(14, 0,5, 9) \approx 0,090 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: geen aanleiding te veronderstellen dat een kind dat in april geboren is langer wordt dan een kind dat in oktober geboren is.

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

G24a $P(\text{gratis fles}) = P(\text{r g b o}) = 4! \cdot P(\text{r g b o}) = 4! \cdot 0,5 \cdot 0,3 \cdot 0,15 \cdot 0,05 = 0,027$.

```
4*3*2*1*0,5*0,3*
0,15*0,05
.027
```

G24b $P(2 \text{ gratis flessen}) = P(\text{r r g g b b o o}) = \binom{8}{2} \cdot \binom{6}{2} \cdot \binom{4}{2} \cdot P(\text{r r g g b b o o}) = \binom{8}{2} \cdot \binom{6}{2} \cdot \binom{4}{2} \cdot 0,5^2 \cdot 0,3^2 \cdot 0,15^2 \cdot 0,05^2 \approx 0,003$.

G24c O is het aantal flessen met een oranje dop.

$P(O \geq 1) = 1 - P(O \leq 0) = 1 - P(O = 0) = 1 - \text{binomcdf}(30, 0,05, 0) \approx 0,785$.

G24d R is het aantal flessen met een rode dop; $H_0: p = 0,5; H_1: p > 0,5$ en $\alpha = 0,10$.

Overschrijdingskans $P(R \geq 57) = 1 - P(R \leq 56) = 1 - \text{binomcdf}(100, 0,5, 56) \approx 0,097 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

Conclusie: je moet barkeeper Ronny gelijk geven.

G24e O is het aantal flessen met een oranje dop; $H_0: p = 0,05; H_1: p < 0,05$ en $\alpha = 0,10$.

$P(O \leq g) = \text{binomcdf}(200, 0,05, g) \leq 0,10 = \alpha$ (TABLE) $\Rightarrow g \leq 5$ (om H_0 te verwerpen).

Conclusie: bij minstens 6 oranje doppen word de bewering van de fabrikant niet verworpen.

```
1-binomcdf(30,0,05,0)
.7853612474
1-binomcdf(30,0,05,0)
.7853612361
1-binomcdf(100,0,5,56)
.0966739549
binomcdf(200,0,05,5)
.1155573906
```

G25a $P(2 \text{ klaveren en 11 andere}) = P(\clubsuit \clubsuit \spadesuit \spadesuit \heartsuit \heartsuit \diamondsuit \diamondsuit \spadesuit \spadesuit \heartsuit \heartsuit \diamondsuit \diamondsuit \clubsuit \clubsuit) = \frac{\binom{13}{2} \cdot \binom{39}{11}}{\binom{52}{13}} \approx 0,2059$.

```
13 nCr 2*39 nCr 11/52 nCr 13
.2058733541
```

G25b $P(\text{geen klaverenkaart}) = \frac{130}{10000} = \frac{13}{1000} = 0,013$.

$P(\text{één van de 10 spellen geen klaverenkaart}) = \binom{10}{1} \cdot 0,013 \cdot 0,987^9 \approx 0,1156$. (of $\text{binompdf}(10, 0,013, 1)$)

```
10 nCr 1*0,013*0,987^9
.1155573906
binompdf(10,0,013,1)
.1155573906
```

G25c De relatieve cumulatieve frequenties (in %) zijn 1,3; 9,3; 29,9; 58,6; 82,4; 94,9; 99,0; 99,9 (en 100).

Zet (in je werkboek) de relatieve cumulatieve frequenties (bij de rechtergrenzen: $\frac{1}{2}, 1\frac{1}{2}, 2\frac{1}{2}, 3\frac{1}{2}, 4\frac{1}{2}, 5\frac{1}{2}, 6\frac{1}{2}, 7\frac{1}{2}$) op normaal waarschijnlijkheidspapier. (dit wordt aan de lezer overgelaten)

Conclusie: de punten liggen redelijk op en rechte lijn, dus Douwes vermoeden is juist.

```
normalcdf(-10^99,
;302,5,325,13,65)
.0496402493
```

G25d $H_0: \mu = 3,25; H_1: \mu < 3,25$ en $\alpha = 0,05$.

Overschrijdingskans $P(K \leq 302,5) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 302,5, 100 \cdot 3,25, 1,365 \cdot \sqrt{100}) \approx 0,0496 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

Conclusie: er is voldoende aanleiding om te veronderstellen dat 'Split' aan Bert te weinig klaverenkaarten geeft.

G26a F is het aantal fouten. $P(F \geq 40) = 1 - P(F \leq 39) = 1 - \text{binomcdf}(200, 0,25, 39) \approx 0,9595$.

G26b Van de 16 leugenaars worden er naar verwachting $0,75 \cdot 16 = 12$ correct aangeduid.
Van de $84 (= 100 - 16)$ eerlijke mensen worden er $\frac{11}{12} \cdot 84 = 77$ correct aangeduid.

De betrouwbaarheid is $\frac{12+77}{100} \cdot 100\% = 89\%$.

G26c Als er onder de 100 mensen L leugenaars zijn is de betrouwbaarheid $0,75L + \frac{11}{12}(100 - L)$.

$0,75L + \frac{11}{12}(100 - L) = 87$ (TABLE/intersect) $\Rightarrow L = 28$. Dus er zijn 28 leugenaars.

G26d J is het aantal juiste beslissingen; $H_0: p = 0,916$; $H_1: p > 0,916$ en $\alpha = 0,05$.

Overschrijdingskans $P(J \geq 834) = 1 - P(J \leq 833)$

$= 1 - \text{binomcdf}(900, 0,916, 833) \approx 0,136 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Er is niet voldoende aanleiding om de conclusie te trekken dat de nieuwe versie beter werkt.

G27a $P(D < 36 \cdot 7) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 252, 280, 12,2) \approx 0,0109$.

Dus bij Ans $\cdot 199205 \approx 2164$ bevallingen.

G27b $P(280 - 14 < D < 280 + 14) = \text{normalcdf}(266, 294, 280, \sigma) = 0,75 \Rightarrow \sigma \approx 12,17$.

De standaardafwijking is 12,17 dagen.

G27c $P(\text{drie van hetzelfde geslacht}) = P(\text{drie jongens}) + P(\text{drie meisjes}) = 0,443^3 + 0,557^3 \approx 0,260$.

G27d X is het aantal jongens; $H_0: p = 0,514$; $H_1: p < 0,514$ en $\alpha = 0,01$.

Overschrijdingskans $P(X \leq 266) = \text{binomcdf}(600, 0,514, 266) \approx 0,0003 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

Conclusie: de epidemiologen hadden dezelfde conclusie mogen trekken.

G28a Hannie moet minstens 4 van de 9 te gokken ja/nee-vragen nog goed gokken.

X is het aantal goed gegokte antwoorden $\Rightarrow P(X \geq 4) = 1 - P(X \leq 3) = 1 - \text{binomcdf}(9, \frac{1}{2}, 3) \approx 0,75$.

G28b $P(\text{Herman slaagt}) = P(4 \text{ ja/nee-vragen goed}) + P(3 \text{ ja/nee-vragen goed}) + P(2 \text{ ja/nee-vragen goed en 1 driekeuzevraag})$

$$= \left(\frac{1}{2}\right)^4 + \binom{4}{3} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^4 + \binom{4}{2} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^4 \cdot \frac{1}{3} \approx 0,44$$

G28c $P(4 \text{ keer zakken}) = (P(\text{zakken}))^4 = 0,11 \Rightarrow P(\text{zakken}) = 0,11^{\frac{1}{4}} \approx 0,58$. De kans dat iemand slaagt is 0,42.

G28d X is het aantal kandidaten dat de eerste keer slaagt; $H_0: p = 0,655$; $H_1: p > 0,655$ en $\alpha = 0,01$.

Overschrijdingskans $P(X \geq 17) = 1 - P(X \leq 16) = 1 - \text{binomcdf}(20, 0,655, 16) \approx 0,049 > \alpha \Rightarrow H_0$ niet verwerpen.

Conclusie: de rijschoolhouder mag niet concluderen dat zijn school een significant beter resultaat heeft behaald.

G29a $P(\text{tijdrovende patiënt}) = P(T > 15) = \text{normalcdf}(15, 10^{99}, 10, 4) \approx 0,1056$.

Elke werkdag zijn er 12 patiënten \Rightarrow verwachting: Ans $\times 12 \approx 1,27$ tijdrovende patiënt op spreekuur.

G29b $P(\text{gemakkelijke patiënt}) = P(T < 5) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 5, 10, 4) \approx 0,1056$.

$P(\text{gewone patiënt}) = P(5 < T < 15) = \text{normalcdf}(5, 15, 10, 4) \approx 0,7887$.

$P(2 \text{ gemakkelijke en 10 gewone patiënten}) \approx \binom{12}{2} \cdot 0,1056^2 \cdot 0,7887^{10} \approx 0,07$.

G29c $P(\text{patiënt kost meer dan 10 minuten}) = P(T > 10) = \text{normalcdf}(10, 10^{99}, 10, 4) = 0,5$. (de oppervlakte van een halve klokverdeling)

Y is het aantal patiënten dat meer dan 10 minuten kost $\Rightarrow P(Y \geq 6) = 1 - P(Y \leq 5) = 1 - \text{binomcdf}(12, 0,5, 5) \approx 0,61$.

G29d S is de totale tijd die voor 60 patiënten nodig is, is normaal verdeeld met $\mu_S = 600$ en $\sigma_S = 4 \cdot \sqrt{60}$.

$H_0: \mu_S = 600$; $H_1: \mu_S > 600$ en $\alpha = 0,05$.

Overschrijdingskans $P(S \geq 654) = \text{normalcdf}(654, 10^{99}, 600, 4 \cdot \sqrt{60}) \approx 0,041 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.

Conclusie: er is voldoende aanleiding om de gemiddelde tijd van 10 minuten te verhogen.

G29e X is het aantal patiënten dat is doorverwezen $\Rightarrow P(X < 10) = P(X \leq 9) = \text{binomcdf}(50, 0,3, 9) \approx 0,040$.

G30a De kans is 5 \cdot hoogte van de horizontale lijn. Tussen $t = 1$ en $t = 10$ is de oppervlakte gelijk aan $1 - 2 \cdot 0,14 = 0,72$.

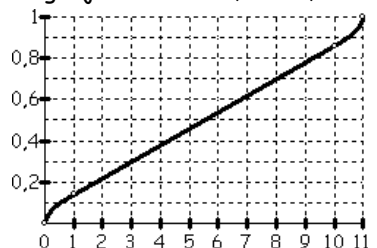
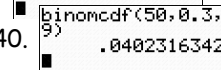
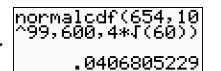
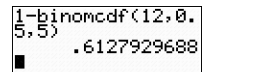
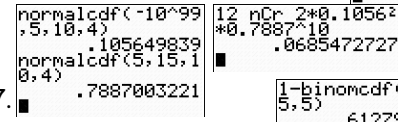
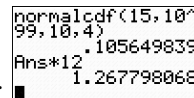
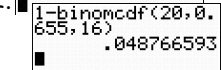
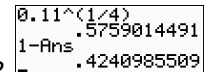
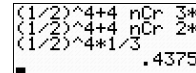
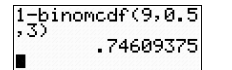
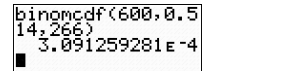
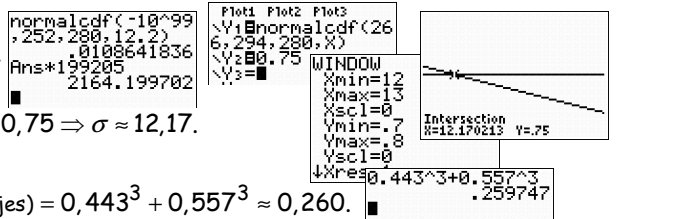
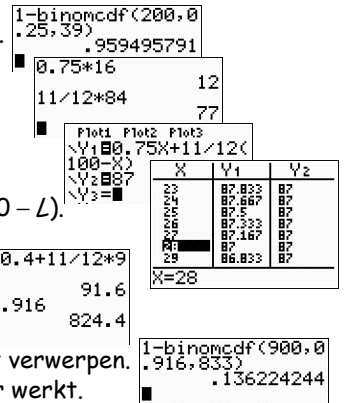
De hoogte van de horizontale lijn is $\frac{0,72}{9} = 0,08 \Rightarrow$ de kans is $5 \cdot 0,08 = 0,40$.

G30b 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. (zie de grafiek hiernaast)



G30c \square $P(\text{één apparaat wordt gratis vervangen}) = P(\text{één apparaat gaat binnen een jaar kapot en zijn vervanger niet})$

$$= \binom{4}{1} \cdot 0,14 \cdot 0,86^3 \cdot 0,86 \approx 0,306.$$

```
4 nCr 1*0.14*0.8
6^3*0.86
.3063245696
```

G30d \square X is de gemiddelde levensduur van een apparaat in jaren met $H_0: \mu = 5,5$; $H_1: \mu < 5,5$ en $\alpha = 0,10$.
Overschrijdingskans $P(X \leq 5,1) = \text{normalcdf}(-10^{99}, 5,1, 5,5, 0,285) \approx 0,080 \leq \alpha \Rightarrow H_0$ verwerpen.
Conclusie: dit geeft voldoende aanleiding om de gemiddelde levensduur naar beneden bij te stellen.

```
normalcdf(-10^99
,5.1,5.5,0.285)
.0802326403
```