

1. (a) Vi har  $X = \text{"vikten hos en bakpotatis"} \in N(200, 32)$ , vilket ger  $P(X > 246) = 1 - P(X \leq 246) = 1 - P\left(\frac{X - 200}{32} \leq \frac{246 - 200}{32}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{246 - 200}{32}\right) = 1 - \Phi(1.44) = 1 - 0.9251 = 0.0749$ .
- (b) Vi har nu att  $Y = \text{"vikten hos 9 olika bakpotatisar"} = \sum_{i=1}^9 X_i \in N\left(\mathbf{E}\left(\sum_{i=1}^9 X_i\right), \sqrt{\mathbf{V}\left(\sum_{i=1}^9 X_i\right)}\right) = N\left(\sum_{i=1}^9 \mathbf{E}(X_i), \sqrt{\sum_{i=1}^9 \mathbf{V}(X_i)}\right) = N\left(9 \cdot 200, \sqrt{9 \cdot 32^2}\right) = N(1800, 32\sqrt{9}) = N(1800, 96)$   
 så att  $P(Y > 2214) = 1 - P(Y \leq 2214) = 1 - \Phi\left(\frac{2214 - 1800}{96}\right) = 1 - \Phi(4.31) \approx 1 - 1.0 = 0$ .
- (c) Vi har att  $Y = \text{"vikten av 9 bakpotatisar"} \in N(1800, 96)$  och vill hitta  $a = \text{"påsens hållfasthet"}$  så att  $P(Y > a) \leq 0.05$ . Det innebär att  $P(Y > a) = 1 - \Phi\left(\frac{a - 1800}{96}\right) \leq 0.05 \Rightarrow \frac{a - 1800}{96} \geq \lambda_{0.05} \Rightarrow a \geq 1800 + 96 \cdot \underbrace{\lambda_{0.05}}_{1.6449} = 1957.9 \text{ g}$ .

2. Vi anpassar modellen  $y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i$  där  $\varepsilon_i \in N(0, \sigma)$  och oberoende. Vi vill testa om det finns en linjär trend, dvs  $H_0: \beta = 0$  mot  $H_1: \beta \neq 0$ . (Vi har inte någon åsikt om åt vilket håll trenden skulle gå.)

Vi har skattningarna  $\beta^* = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = \frac{-13.475}{143} = -0.0942$  och  $\sigma^* = s = \sqrt{\frac{Q_0}{n-2}} = \sqrt{\frac{0.08113}{12-2}} = 0.0901$ .

Vi vet också att  $\beta^* \in N\left(\beta, \frac{\sigma}{\sqrt{S_{xx}}}\right) = N\left(\beta, \frac{\sigma}{\sqrt{143}}\right)$  med medelfelet  $\mathbf{d}(\beta^*) = \frac{\sigma^*}{\sqrt{S_{xx}}} = \frac{s}{\sqrt{S_{xx}}} = \frac{0.0901}{\sqrt{143}} = 0.0075$ .

*Konfidensintervall:* Eftersom  $I_\beta = (\beta^* \pm t_{0.05/2}(n-2) \cdot \mathbf{d}(\beta^*)) = \left(-0.0942 \pm \underbrace{t_{0.025}(10)}_{2.23} \cdot \frac{0.0901}{\sqrt{143}}\right) = (-0.11, -0.08)$  inte innehåller  $\beta = 0$  kan  $H_0$  förkastas på signifikansnivån 5%.

Det finns alltså en linjär trend.

*Teststorhet:* Eftersom  $t = \left|\frac{\beta^* - 0}{\mathbf{d}(\beta^*)}\right| = \left|\frac{-0.0942 - 0}{0.0901/\sqrt{143}}\right| = |-12.5| = 12.5 > t_{0.05/2}(n-2) = t_{0.025}(10) = 2.23$  kan  $H_0$  förkastas på signifikansnivån 5%. Det finns alltså en linjär trend.

3. Vi vill beräkna  $P(Y \geq 58000)$  där  $Y = \text{"sammanlagt bidrag"}$ .

Eftersom  $Y = \sum_{i=1}^{1000} X_i$  där  $X_i = \text{"bidrag från medlem nr } i\text{"}$  och  $X_i$  är oberoende av varandra men har samma

fördelning, har vi att  $\mathbf{E}(Y) = \mathbf{E}\left(\sum_{i=1}^{1000} X_i\right) = \sum_{i=1}^{1000} \mathbf{E}(X_i) = 1000\mathbf{E}(X_i)$ , att

$\mathbf{V}(Y) = \mathbf{V}\left(\sum_{i=1}^{1000} X_i\right) = \sum_{i=1}^{1000} \mathbf{V}(X_i) = 1000\mathbf{V}(X_i)$  och att  $\mathbf{D}(Y) = \sqrt{\mathbf{V}(Y)} = \mathbf{D}(X_i)\sqrt{1000}$ .

Eftersom vi har många medlemmar ger centrala gränsvärdessatsen att  $Y \approx N(1000\mathbf{E}(X_i), \mathbf{D}(X_i)\sqrt{1000})$ .

För att beräkna  $\mathbf{E}(X_i)$  och  $\mathbf{D}(X_i)$  måste vi först ta fram fördelningen för  $X_i$ .

Vi har fått veta att  $P(X_i = 50) = P(X_i = 100)$  och att  $P(X_i = 0) = 0.20$ . Eftersom sannolikheterna måste summera till ett får vi  $p + p + 0.20 = 1 \Rightarrow p = \frac{1 - 0.20}{2} = 0.4$  och fördelningen för  $X_i$  ges alltså av

$k$ (kr)	0	50	100
$p_X(k)$	0.2	0.4	0.4

Det ger nu att  $E(X_i) = \sum_k k \cdot p_X(k) = 0 \cdot 0.2 + 50 \cdot 0.4 + 100 \cdot 0.4 = 60$  kr.

Vi har också att  $E(X_i^2) = \sum_k k^2 \cdot p_X(k) = 0^2 \cdot 0.2 + 50^2 \cdot 0.4 + 100^2 \cdot 0.4 = 5000$  så att

$V(X_i) = E(X_i^2) - E^2(X_i) = 5000 - 60^2 = 1400$  kr<sup>2</sup> och  $D(X_i) = \sqrt{V(X_i)} = \sqrt{1400} \approx 37.42$  kr.

Vi får alltså att  $Y \in N(1000 \cdot 60, \sqrt{1400} \cdot \sqrt{1000}) = N(60\,000, 1183.2)$  och

$P(Y > 58\,000) = 1 - P(Y \leq 58\,000) \approx 1 - \Phi\left(\frac{58\,000 - 60\,000}{1183.2}\right) = 1 - \Phi(-1.69) = \Phi(1.69) = 0.9545$ .

**Två vanliga lösningsansatser som dessvärre kräver kunskaper utanför kursens ram:**

*Alt. 1: Multinomial* Sätt  $X_0 =$  "antal som inte ger något bidrag"  $\in Bin(1000, 0.2)$ ,  $X_{50} =$  "antal som ger 50 kr"  $\in Bin(1000, 0.4)$ ,  $X_{100} =$  "antal som ger 100 kr"  $\in Bin(1000, 0.4)$ .

Eftersom  $X_0 + X_{50} + X_{100} = 1000$  är  $X_0$ ,  $X_{50}$  och  $X_{100}$  inte oberoende! I själva verket är  $(X_0, X_{50}, X_{100})$  multinomialfördelad (se Blom kapitel 7.5). Det innebär att vi måste ta hänsyn till kovarianserna  $C(X_i, X_j) = -np_i p_j$  för  $i \neq j$ .

Med  $Y =$  "totalt bidrag"  $= 0 \cdot X_0 + 50 \cdot X_{50} + 100 \cdot X_{100} = 50X_{50} + 100X_{100}$  får vi

$E(Y) = 50E(X_{50}) + 100E(X_{100}) = 50 \cdot 1000 \cdot 0.4 + 100 \cdot 1000 \cdot 0.4 = 60\,000$  kr medan

$V(Y) = 50^2 V(X_{50}) + 100^2 V(X_{100}) + 2 \cdot 50 \cdot 100 \cdot C(X_{50}, X_{100}) =$   
 $= 50^2 \cdot 1000 \cdot 0.4(1 - 0.4) + 100^2 \cdot 1000 \cdot 0.4(1 - 0.4) - 2 \cdot 50 \cdot 100 \cdot 1000 \cdot 0.4 \cdot 0.4 = 1\,400\,000$  kr<sup>2</sup>.

Eftersom både  $X_{50}$  och  $X_{100}$  kan normalapproximeras ( $1000 \cdot 0.4(1 - 0.4) > 10$ ) får vi att

$Y \in N(60\,000, \sqrt{1\,400\,000}) = N(60\,000, 1183.2)$  och  $P(Y > 58\,000) = 1 - P(Y \leq 58\,000) \approx$   
 $\approx 1 - \Phi\left(\frac{58\,000 - 60\,000}{1183.2}\right) = 1 - \Phi(-1.69) = \Phi(1.69) = 0.9545$ .

*Alt. 2: Betingade* Sätt  $X_i =$  "individ  $i$ 's bidrag". Vi vet att  $P(X_i = 0) = 0.2$  och  $P(X_i \neq 0) = 1 - 0.2 = 0.8$ . Dessutom vet vi att  $P(X_i = 50 \mid X_i \neq 0) = P(X_i = 100 \mid X_i \neq 0) = 0.5$ .

Det ger att  $E(X_i \mid X_i \neq 0) = 50 \cdot 0.5 + 100 \cdot 0.5 = 75$  kr och

$V(X_i \mid X_i \neq 0) = E(X_i^2 \mid X_i \neq 0) - E^2(X_i \mid X_i \neq 0) = 50^2 \cdot 0.5 + 100^2 \cdot 0.5 - 75^2 = 625$  kr<sup>2</sup>.

Vi har naturligtvis också att  $E(X_i \mid X_i = 0) = 0$  kr och  $V(X_i \mid X_i = 0) = 0$  kr<sup>2</sup>.

Räknerglerna för betingade väntevärden och varianser (se Blom kapitel 5.7) ger att

$E(X_i) = E(E(X_i \mid X_i)) = E(X_i \mid X_i = 0) \cdot P(X_i = 0) + E(X_i \mid X_i \neq 0) \cdot P(X_i \neq 0) = 0 \cdot 0.2 + 75 \cdot 0.8 = 60$  kr och  $V(X_i) = E(V(X_i \mid X_i)) + V(E(X_i \mid X_i))$ . Eftersom

$E(V(X_i \mid X_i)) = V(X_i \mid X_i = 0) \cdot P(X_i = 0) + V(X_i \mid X_i \neq 0) \cdot P(X_i \neq 0) = 0 \cdot 0.2 + 625 \cdot 0.8 = 500$  kr<sup>2</sup>

medan  $V(E(X_i \mid X_i)) = E(E^2(X_i \mid X_i)) - E^2(E(X_i \mid X_i)) =$

$= E^2(X_i \mid X_i = 0) \cdot P(X_i = 0) + E^2(X_i \mid X_i \neq 0) \cdot P(X_i \neq 0) - 60^2 = 0^2 \cdot 0.2 + 75^2 \cdot 0.8 - 60^2 = 900$  kr<sup>2</sup> har vi att  $V(X_i) = 500 + 900 = 1400$  kr<sup>2</sup>.

CGS ger  $\sum_{i=1}^{1000} X_i \in N(1000 \cdot 60, \sqrt{1000 \cdot 1400}) = N(60\,000, 1183.2)$  och  $P(Y > 58\,000) =$   
 $= 1 - P(Y \leq 58\,000) \approx 1 - \Phi\left(\frac{58\,000 - 60\,000}{1183.2}\right) = 1 - \Phi(-1.69) = \Phi(1.69) = 0.9545$ .

4. (a) Sätt  $X_i =$  "hastighet hos fordon  $i$  på 50-sträckan"  $\in N(\mu_x, \sigma_x)$ . Vi har fått skattningarna

$$\mu_x^* = \bar{x} = \frac{1}{49} \sum_{i=1}^{49} x_i = 37.8 \text{ km/h och } \sigma_x^* = s_x = \sqrt{\frac{1}{49-1} \sum_{i=1}^{49} (x_i - \bar{x})^2} = 5.95 \text{ km/h.}$$

Eftersom  $\mu_x^* = \bar{X} \in N\left(\mu_x, \frac{\sigma_x}{\sqrt{49}}\right)$  där medelfelet blir

$$d(\mu_x^*) = \frac{\sigma_x^*}{\sqrt{49}} = \frac{s_x}{\sqrt{49}} = \frac{5.95}{\sqrt{49}} \approx 0.85 \text{ ges konfidensintervallet av}$$

$$I_{\mu_x} = (\mu_x^* \pm t_{\alpha/2}(49-1) \cdot d(\mu_x^*)) = \left(37.8 \pm \underbrace{t_{0.025}(48)}_{2.01} \cdot \frac{5.95}{\sqrt{49}}\right) = (36.1, 39.5) \text{ km/h.}$$

*Alternativ:* Om vi dessutom sätter  $Y_i =$  "hastigheten hos fordon  $i$  på 30-sträckan"  $\in N(\mu_y, \sigma_y)$  med skattningarna  $\mu_y^* = \bar{y} = 32.0$  och  $\sigma_y^* = s_y = 4.74$  och antar att  $\sigma_x = \sigma_y = \sigma$  kan vi få en bättre skattning av standardavvikelsen:

$$\sigma^* = s = \sqrt{\frac{(49-1)s_x^2 + (36-1)s_y^2}{49-1+36-1}} = \sqrt{\frac{(49-1) \cdot 5.95^2 + (36-1) \cdot 4.74^2}{49-1+36-1}} \approx 5.47$$

som ger medelfelet  $\mathbf{d}(\mu_x^*) = \frac{\sigma^*}{\sqrt{49}} = \frac{5.47}{\sqrt{49}} \approx 0.78$  så att intervallet istället blir

$$I_{\mu_x} = (\mu_x^* \pm t_{\alpha/2}(49-1+36-1) \cdot \mathbf{d}(\mu_x^*)) = \left( \bar{x} \pm \underbrace{t_{0.025}(83)}_{1.99} \cdot \frac{5.47}{\sqrt{49}} \right) = (36.2, 39.4) \text{ km/h.}$$

Detta intervall är aningen smalare och därmed lite bättre.

- (b) Sätt  $Y_i =$  "hastighet hos fordon  $i$  på 30-sträckan"  $\in N(\mu_y, \sigma_y)$ . Vi har fått skattningarna

$$\mu_y^* = \bar{y} = \frac{1}{36} \sum_{i=1}^{36} y_i = 32.0 \text{ km/h och } \sigma_y^* = s_y = \sqrt{\frac{1}{36-1} \sum_{i=1}^{36} (y_i - \bar{y})^2} = 4.74 \text{ km/h.}$$

Om vi antar att  $\sigma_x = \sigma_y = \sigma$  kan vi få en bättre skattning av standardavvikelsen:

$$\sigma^* = s = \sqrt{\frac{(49-1)s_x^2 + (36-1)s_y^2}{49-1+36-1}} = \sqrt{\frac{(49-1) \cdot 5.95^2 + (36-1) \cdot 4.74^2}{49-1+36-1}} \approx 5.47.$$

Eftersom  $\mu_x^* = \bar{X} \in N\left(\mu_x, \frac{\sigma}{\sqrt{49}}\right)$  och  $\mu_y^* = \bar{Y} \in N\left(\mu_y, \frac{\sigma}{\sqrt{36}}\right)$  har vi att

$$\begin{aligned} \mu_x^* - \mu_y^* &= \bar{X} - \bar{Y} \in N\left(\mathbf{E}(\bar{X} - \bar{Y}), \sqrt{\mathbf{V}(\bar{X} - \bar{Y})}\right) = N\left(\mathbf{E}(\bar{X}) - \mathbf{E}(\bar{Y}), \sqrt{\mathbf{V}(\bar{X}) + (-1)^2 \mathbf{V}(\bar{Y})}\right) = \\ &= N\left(\mu_x - \mu_y, \sqrt{\frac{\sigma^2}{49} + \frac{\sigma^2}{36}}\right) = N\left(\mu_x - \mu_y, \sigma \sqrt{\frac{1}{49} + \frac{1}{36}}\right) \text{ där medelfelet blir} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbf{d}(\mu_x^* - \mu_y^*) &= \sigma^* \sqrt{\frac{1}{49} + \frac{1}{36}} = 5.47 \sqrt{\frac{1}{49} + \frac{1}{36}} \approx 1.20. \text{ Konfidensintervallet för differensen ges då} \\ \text{av } I_{\mu_x - \mu_y} &= (\mu_x^* - \mu_y^* \pm t_{\alpha/2}(49-1+36-1) \cdot \mathbf{d}(\mu_x^* - \mu_y^*)) = \\ &= \left( 37.8 - 32.0 \pm \underbrace{t_{0.025}(83)}_{1.99} \cdot 5.47 \sqrt{\frac{1}{49} + \frac{1}{36}} \right) = (3.4, 8.2) \text{ km/h.} \end{aligned}$$

5. (a) Vi har en observation  $x = 15$  av  $X =$  "antal defekta komponenter i en förpackning"  $\in \text{Bin}(50, p)$  och skattar  $p$  med  $p^* = \frac{x}{n} = \frac{15}{50} = 0.3$ .

Eftersom  $np(1-p) \approx 50 \cdot 0.3 \cdot 0.7 = 10.5 > 10$  kan vi normalapproximera  $X$ , dvs

$X \in N(\mathbf{E}(X), \mathbf{D}(X)) = N(np, \sqrt{np(1-p)}) = N(50p, \sqrt{50p(1-p)})$ . Det ger i sin tur att

$$\begin{aligned} p^* = \frac{X}{n} = \frac{X}{50} &\in N\left(\mathbf{E}\left(\frac{X}{n}\right), \sqrt{\mathbf{V}\left(\frac{X}{n}\right)}\right) = N\left(\frac{\mathbf{E}(X)}{n}, \sqrt{\frac{\mathbf{V}(X)}{n^2}}\right) = N\left(\frac{np}{n}, \sqrt{\frac{np(1-p)}{n^2}}\right) = \\ &= N\left(p, \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}\right) = N\left(p, \sqrt{\frac{p(1-p)}{50}}\right). \end{aligned}$$

Vi har också medelfelet  $\mathbf{d}(p^*) = \sqrt{\frac{p^*(1-p^*)}{50}} = \sqrt{\frac{0.3(1-0.3)}{50}} \approx 0.0648$  och konfidensintervallet

$$I_p = (p^* \pm \lambda_{\alpha/2} \cdot \mathbf{d}(p^*)) = (0.3 \pm \underbrace{\lambda_{0.025}}_{1.96} \cdot \sqrt{\frac{0.3 \cdot 0.7}{50}}) = (0.17, 0.43).$$

- (b) Sätt  $X_i =$  "antalet defekta komponenter i förpackning nr  $i$ "  $\in \text{Bin}(50, p)$ .

Kunden behöver köpa mer än tre förpackningar om  $\sum_{i=1}^3 X_i > 150 - 120 = 30$ .

Eftersom  $X_i$  är oberoende och binomialfördelade med samma  $p$  gäller att

$$\sum_{i=1}^3 X_i \in \text{Bin}(3 \cdot 50, p) = \text{Bin}(150, p).$$

Vi har skattningen  $p^* = 0.3$  och, eftersom  $150p(1-p) \approx 150 \cdot 0.3(1-0.3) = 31.5 > 10$ ,

kan vi normalapproximera så att  $\sum_{i=1}^3 X_i \in N(150p, \sqrt{150p(1-p)}) = N(150p, \sqrt{150p(1-p)})$ .

Med skattade värden får vi  $N(150 \cdot 0.3, \sqrt{150 \cdot 0.3(1-0.3)}) = N(45, \sqrt{31.5})$  och

$$P\left(\sum_{i=1}^3 X_i > 30\right) = 1 - P\left(\sum_{i=1}^3 X_i \leq 30\right) \approx 1 - \Phi\left(\frac{30 - 45}{\sqrt{31.5}}\right) = 1 - \Phi(-2.67) = \Phi(2.67) = 0.9962.$$

6. (a) Vi har  $X = \text{"livslängden hos en apparat med en komponent"} \in \text{Exp}\left(\frac{1}{\mu}\right)$  och

$Y = \text{"livslängden för en apparat med två komponenter"} \in \text{Exp}\left(\frac{2}{\mu}\right)$ , dvs

$f_X(x) = \frac{1}{\mu} e^{-x/\mu}$  för  $x > 0$ , och  $f_Y(y) = \frac{2}{\mu} e^{-2y/\mu}$  för  $y > 0$ . Dessutom är  $X$  och  $Y$  oberoende.

ML-skattningen av  $\mu$  fås då som det  $\mu$ -värde som maximierar

$$L(\mu) = f_X(x) \cdot f_Y(y) = \frac{1}{\mu} e^{-x/\mu} \cdot \frac{2}{\mu} e^{-2y/\mu} = \frac{2}{\mu^2} e^{-(x+2y)/\mu}.$$

Logaritmering ger  $\ln L(\mu) = \ln 2 - 2 \ln \mu - \frac{x+2y}{\mu}$ .

$$\text{Derivering ger } \frac{d \ln L(\mu)}{d\mu} = -\frac{2}{\mu} + \frac{x+2y}{\mu^2} = 0 \Rightarrow \mu^* = \frac{x+2y}{2}.$$

(b) Eftersom  $\mathbf{E}(X) = \mu$ ,  $\mathbf{V}(X) = \mu^2$ ,  $\mathbf{E}(Y) = \mu/2$  och  $\mathbf{V}(Y) = (\mu/2)^2$  får vi

$$\mathbf{E}(\mu^*) = \mathbf{E}\left(\frac{X+2Y}{2}\right) = \frac{\mathbf{E}(X) + 2\mathbf{E}(Y)}{2} = \frac{\mu + 2 \cdot \frac{\mu}{2}}{2} = \mu \text{ och}$$

$$\mathbf{V}(\mu^*) = \mathbf{V}\left(\frac{X+2Y}{2}\right) = [\text{oberoende}] = \frac{\mathbf{V}(X) + 2^2\mathbf{V}(Y)}{2^2} = \frac{\mu^2 + 4 \cdot (\frac{\mu}{2})^2}{2^2} = \frac{\mu^2}{2}.$$

(c) Eftersom  $\mathbf{E}(Z) = \mu/3$  och  $\mathbf{V}(Z) = (\mu/3)^2$  har vi att  $\mathbf{E}(\mu_z^*) = \mathbf{E}(3Z) = 3\mathbf{E}(Z) = 3 \cdot \frac{\mu}{3} = \mu$  och

$$\mathbf{V}(\mu_z^*) = \mathbf{V}(3Z) = 3^2\mathbf{V}(Z) = 3^2 \cdot (\frac{\mu}{3})^2 = \mu^2.$$

Båda skattningarna är väntevärdesriktiga men ML-skattningen har hälften så stor varians och är alltså bättre. Det är inte ett bra förslag (men man kan gå hem tidigare och slipper vänta ut båda apparaterna).