

1. (a) Nej ty $P(A) + P(B) > 1$
 (b) Nej ty $\int_0^\infty f(x) dx \neq 1$
 (c) $H_0 : \theta \geq \theta_0$ ty nollhypotesen ska vara komplementet till alternativhypotesen H_1 som ska vara det man vill påvisa
2. (a) $P(A_1) = P(A_1 \cap A_2 \cup A_1 \cap A_2') = P(A_1 \cap A_2) + P(A_1 \cap A_2')$ och $P(A_1 \setminus A_2) = P(A_1 \cap A_2')$
 $\Rightarrow P(A_1 \setminus A_2) = P(A_1) - P(A_1 \cap A_2)$
 (b) $P(A_1 \cup A_2) = P(A_1 \cup A_2 \setminus A_1) = P(A_1) + P(A_2 \setminus A_1) = P(A_1) + P(A_2) - P(A_1 \cap A_2)$
3. (a) Vi har utfallen 1, 2, 3, 4, 5, 6. Symmetrin ger att alla har sannolikheten $\frac{1}{6}$. Således blir $\mu = E[X] = 1 \cdot \frac{1}{6} + \dots + 6 \cdot \frac{1}{6} = 3.5$ och $E[X^2] = 1^2 \cdot \frac{1}{6} + \dots + 6^2 \cdot \frac{1}{6} = \frac{91}{6} = 15\frac{1}{6}$, vilket ger $\sigma^2 = \text{Var}[X] = 15\frac{1}{6} - 3.5^2 = \frac{35}{12} = 2\frac{11}{12} \approx 2.92$
 (b) $E[\bar{X}] = E[X] = 3.5$ och $\text{Var}[\bar{X}] = \frac{1}{30} \text{Var}[X] \approx 0.09722$
4. $P(X = 5) = 0.9^4 \cdot 0.1 = 0.06561$ ty $X = 5 \Leftrightarrow A'$ inträffar i de fyra första försöken och A i det femte
5. X har tätheten $f(x) = \frac{1}{100} e^{-x/100}$. Första kvartilen q_1 definieras av att $\int_0^{q_1} f(x) dx = 0.25$. Man visar lätt att detta leder till att $q_1 = -100 \ln 0.75 \approx 28.77$. Analogt fås att medianen $m = -100 \ln 0.5 \approx 69.31$ och att tredje kvartilen $q_3 = -100 \ln 0.25 \approx 138.63$. Intervallen $(0, 69.31]$, $(28.77, 138.63]$ och $(69.31, \infty)$ har alla egenskapen att ca 50% av observationerna hamnar i dem. Det spelar ingen roll om gränserna inkluderas eller ej.
6. Punktskattningen av μ är $\hat{\mu} = 3.548$ och intervallskattningen är $3.548 \pm 2.004 \cdot \sqrt{0.0911/56} = 3.548 \pm 0.081$ eller $(3.467, 3.629)$. Här är 2.004 tabellvärdet i 2.5%-kolumnen (eller 97.5%-kolumnen) i t -tabellen med 55 frihetsgrader. I många tabeller finns bara värdet för 40 resp 60 frihetsgrader. Man kan då välja att interpolera eller att helt enkelt ta tabellvärdet svarande mot 40 frihetsgrader. Båda sätten ger full poäng. Full poäng får även den som istället använder normalfördelningskvantilen 1.96, även om jag fördrar att man tar sin kvantil ur t -tabellen. Man är mer på den säkra sidan då.
7. Det sökta konfidensintervallet är $0.073 \pm 1.96 \cdot \sqrt{0.073(1 - 0.073)/1000} = 0.073 \pm 0.016$ eller $(5.7, 8.9)\%$
8. Känt är att $(n - 1)s^2/\sigma^2$ är χ^2 -fördelad med $n - 1$ frihetsgrader, i detta fall 55 st. Formelsamlingens χ^2 -tabell anger bara kvantilerna svarande mot 50 resp 60 frihetsgrader och dessa skiljer sig åt ganska mycket så det är klart lämpligt att interpolera. Vi får då att 2.5%-kvantilen är $\approx 0.3 \cdot 32.3574 + 0.7 \cdot 40.4817 = 38.014$ och att 97.5%-kvantilen är $\approx 0.3 \cdot 59.3417 + 0.7 \cdot 71.4202 = 67.797$. Konfidensintervallet fås nu enl $38.014 < (n - 1)s^2/\sigma^2 < 67.797 \Leftrightarrow (n - 1)s^2/67.797 < \sigma^2 < (n - 1)s^2/38.014$ eller med siffror insatta $0.0739 < \sigma^2 < 0.1318$.