# Beräkningar inlämningsuppgift 1

Erik Ödmann, David Carlsson

## Exponentialfördelningen

Täthetsfunktionen för exponentialfunktionen är

$$p_X(x) = \lambda e^{-\lambda x}, \quad x \ge 0$$

Likelihood funktionen för en observation blir då

$$L(\lambda) = \lambda e^{-\lambda x}$$

Vi applicerar den naturliga logaritmen på likelihood funktionen vilket ger oss log-likelihood funktionen för en observation

$$l(\lambda) = \ln(\lambda e^{-\lambda x})$$

$$= \ln(\lambda) + \ln(e^{-\lambda x})$$

$$= \ln(\lambda) - \lambda x \ln(e)$$

$$= \ln(\lambda) - \lambda x$$

Log-likelihood funktionen för hela urvalet får vi genom att ta summan över log-likehood funktionen för en observation

$$l_n(\lambda) = \sum_{i=1}^{n} (\ln(\lambda) - \lambda x_i)$$
$$= n \ln(\lambda) - \lambda \sum_{i=1}^{n} x_i$$

Nästa steg är att derivera likelihood funktionen för urvalet

$$l'_n(\lambda) = \frac{d}{d\lambda} (n \ln(\lambda) - \lambda \sum_{i=1}^n x_i)$$
$$= n\lambda^{-1} - \sum_{i=1}^n x_i$$

ML skattningen ges utav att lösa ekvationen

$$l'_n(\lambda) = n\lambda^{-1} - \sum_{i=1}^n x_i = 0$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=1}^n x_i = \frac{n}{\lambda}$$

$$\Leftrightarrow \hat{\lambda} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n x_i}$$

För att beräkna fisherinformationen behöver vi andraderivatan utav log-likelihood funktionen som ges utav

$$l''_n(\lambda) = \frac{d}{d\lambda}(n\lambda^{-1} - \sum_{i=1}^n x_i)$$
$$= -n\lambda^{-2}$$

Fisherinformationen för urvalet blir då

$$I_n(\lambda) = -E[l_n''(\lambda)]$$

$$= -E[-n\lambda^{-2}]$$

$$= n\lambda^{-2}$$

Vi kan nu beräkna medelfelet för ML-skattningen som

$$Sd(\hat{\lambda}) = I_n(\hat{\lambda})^{-1/2}$$
$$= (n\hat{\lambda}^{-2})^{-1/2}$$
$$= \hat{\lambda}n^{-1/2}$$

#### Score-testet

Vi börjar härleda konfidensintervallet baserat på score-testet

$$T_{\text{score}} = \frac{|l'_n(\lambda_0)|}{\sqrt{I_n(\lambda_o)}} \approx N(0, 1)$$

#### Wald-testet

### Binomialfördelningen

Täthetsfunktionen för binomialfördelninge är

$$p_X(k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}, \quad k = \text{Antal utfall}$$

Likelihood funktionen för hela urvalet ges utav

$$L_n(p) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}$$

Log-likelihood för hela urvalet kan vi då beräkna till

$$l_n(p) = \ln(\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k})$$

$$= \ln(\binom{n}{k}) + \ln(p^k) + \ln((1-p)^{n-k})$$

$$= \ln(\binom{n}{k}) + k \ln(p) + (n-k) \ln(1-p)$$

Första derivatan utav log-likelihood funktionen för hela urvalet. Vi vet att  $k = \sum_{i=1}^{n} x_i = n\bar{x}$  vilket ger oss

$$l'_n(p) = \frac{d}{dp} (\ln(\binom{n}{k}) + k \ln(p) + (n-k) \ln(1-p))$$

$$= kp^{-1} - (n-k)(1-p)^{-1}$$

$$= \frac{k(1-p) - p(n-k)}{p(1-p)}$$

$$= \frac{k-pn}{p(1-p)}$$

$$= \frac{n}{p(1-p)} (\bar{x} - p)$$

ML-skattninges ges utav att lösa ekvationen för p

$$\begin{aligned} l_n'(p) &= kp^{-1} - (n-k)(1-p)^{-1} = 0 \\ \Leftrightarrow kp^{-1} &= (n-k)(1-p)^{-1} \\ \Leftrightarrow (1-p)k &= p(n-k) \\ \Leftrightarrow k - pk &= pn - pk \\ \Leftrightarrow k &= pn \\ \Leftrightarrow \hat{p} &= \frac{k}{n} = \bar{x} \end{aligned}$$

För att beräkna fisherinformationen behöver vi andraderivatan utav log-likelihood funktionen

$$l_n''(p) = \frac{d}{dp}(kp^{-1} - (n-k)(1-p)^{-1})$$
$$= -kp^{-2} - (n-k)(1-p)^{-2}$$

Fisherinformationen för hela urvalet blir då

$$I_n(p) = -E[l''_n(p)]$$

$$= -E[-kp^{-2} - (n-k)(1-p)^{-2}]$$

$$= -E[\frac{-k + 2kp - np^2}{p^2(1-p)^2}]$$

Eftersom E[k] = np får vi

$$I_n(p) = \frac{np + np^2}{p^2(1-p)^2}$$
  
=  $\frac{n}{p(1-p)}$ 

Medelfelet för ML-skattningen ges då utav

$$Sd(\hat{p}) = I_n(\hat{p})^{-1/2}$$
$$= \sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})/n}$$

#### Score-testet

Vi börjar härleda konfidensintervallet baserat på score-testet. Teststatistikan ges utav

$$T_{\text{score}} = \frac{|l'_n(p_0)|}{\sqrt{I_n(p_0)}} \approx N(0, 1)$$

Första derivatan av likelihood funktionen samt fisherinformationen beräknade vi tidigare vilket ger oss

$$T_{\text{score}} = \frac{|l'_n(p_0)|}{\sqrt{I_n(p_o)}}$$

$$= \frac{\left|\frac{n}{p_0(1-p_0)}(\bar{x}-p_0)\right|}{\sqrt{\frac{n}{p_0(1-p_0)}}}$$

$$= \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}} \times \frac{n}{p_0(1-p_0)} |\bar{x}-p_0|$$

$$= \sqrt{\frac{n}{p_0(1-p_0)}} |\bar{x}-p_0|$$

$$= \frac{|\bar{x}-p_0|}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}} \approx N(0,1)$$

Vi kan nu härleda  $100(1-\alpha)\%$ -igt konfidensintervall för  $p_0$ 

$$\begin{split} 1 - \alpha &= P(-z_{\alpha/2} < T < z_{\alpha/2}) \\ &= P(-z_{\alpha/2} < \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} < z_{\alpha/2}) \\ &= P(-z_{\alpha/2} \sqrt{p_0(1 - p_0)/n} < \bar{x} - p_0 < z_{\alpha/2} \sqrt{p_0(1 - p_0)/n}) \\ &= P(-\bar{x} - z_{\alpha/2} \sqrt{p_0(1 - p_0)/n} < -p_0 < -\bar{x} + z_{\alpha/2} \sqrt{p_0(1 - p_0)/n}) \\ &= P(\bar{x} - z_{\alpha/2} \sqrt{p_0(1 - p_0)/n} < p_0 < \bar{x} + z_{\alpha/2} \sqrt{p_0(1 - p_0)/n}) \end{split}$$

#### Wald-testet

Här ges tesstatistikan utav

$$T_{\text{wald}} = \frac{\hat{p} - p_0}{Sd(\hat{p})} \approx N(0, 1)$$

Från tidigare beräkningar vet vi att vi kan skriva detta som

$$T_{\text{wald}} = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}} \approx N(0,1)$$

Vi kan nu härleda 100(1 –  $\alpha$ )%-igt konfidensintervall för  $p_0$ 

$$\begin{split} 1 - \alpha &= P(-z_{\alpha/2} < T < z_{\alpha/2}) \\ &= P(-z_{\alpha/2} < \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n}} < z_{\alpha/2}) \\ &= P(-z_{\alpha/2}\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n} < \hat{p} - p_0 < z_{\alpha/2}\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n}) \\ &= P(-\hat{p} - z_{\alpha/2}\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n} < -p_0 < -\hat{p} + z_{\alpha/2}\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n}) \\ &= P(\hat{p} - z_{\alpha/2}\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n} < p_0 < \hat{p} + z_{\alpha/2}\sqrt{\hat{p}(1 - \hat{p})/n}) \end{split}$$

Eftersom  $\hat{p} = \bar{x}$  blir detta

$$1 - \alpha = P(\bar{x} - z_{\alpha/2}\sqrt{\bar{x}(1-\bar{x})/n} < p_0 < \bar{x} + z_{\alpha/2}\sqrt{\bar{x}(1-\bar{x})/n})$$