Beräkningar inlämningsuppgift 1

Erik Ödmann, David Carlsson

Exponentialfördelningen

Täthetsfunktionen för exponentialfunktionen är

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

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

$$\begin{aligned} l(\lambda) &= \ln(\lambda e^{-\lambda x}) \\ &= \ln(\lambda) + \ln(e^{-\lambda x}) \\ &= \ln(\lambda) - \lambda x \ln(e) \\ &= \ln(\lambda) - \lambda x \end{aligned}$$

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

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

Nästa steg är att derivera likelihood funktionen för urvalet

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

ML skattningen ges utav att lösa ekvationen

$$
\begin{aligned}
l_n'(\lambda) &= n\lambda^{-1} - \sum_{i=1}^{n} x_i = 0 \\
\Leftrightarrow \sum_{i=1}^{n} x_i &= \frac{n}{\lambda} \\
\Leftrightarrow \hat{\lambda} &= \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} x_i}
\end{aligned}
$$

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

$$
\begin{aligned}
l_n''(\lambda) &= \frac{d}{d\lambda}(n\lambda^{-1} - \sum_{i=1}^{n} x_i) \\
&= -n\lambda^{-2}
\end{aligned}
$$

Fisherinformationen för urvalet blir då

$$
\begin{aligned}
I_n(\lambda) &= -E[l_n''(\lambda)] \\
&= -E[-n\lambda^{-2}] \\
&= n\lambda^{-2}
\end{aligned}
$$

Vi kan nu beräkna medelfelet för ML-skattningen som

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

Score-testet

Vi börjar med att härleda konfidensintervallet baserat på score-testet

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

Från tidigare beräkningar vet vi att detta är lika med

$$
\begin{aligned}
T_{\text{score}} &= \frac{\frac{1}{n}(\lambda - \hat{\lambda})}{\sqrt{\frac{n}{\lambda^2}}} \\
&= \sqrt{\frac{\lambda^2}{n}} \times \frac{1}{n}\lambda - \hat{\lambda} \\
&=
\end{aligned}
$$

Vi kan nu härleda $100(1-\alpha)\%$-igt konfidensintervall för λ_0

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

$$\begin{aligned} l_n(p) &= \ln(\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k}) \\ &= \ln(\binom{n}{k}) + \ln(p^k) + \ln((1-p)^{n-k}) \\ &= \ln(\binom{n}{k}) + k\ln(p) + (n-k)\ln(1-p) \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned} l_n'(p) &= \frac{d}{dp}(\ln(\binom{n}{k})) + k\ln(p) + (n-k)\ln(1-p)) \\ &= kp^{-1} - (n-k)(1-p)^{-1} \\ &= \frac{k(1-p) - p(n-k)}{p(1-p)} \\ &= \frac{k - pn}{p(1-p)} \\ &= \frac{n}{p(1-p)}(\bar{x} - p) \end{aligned}$$

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

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

Fisherinformationen för hela urvalet blir då

$$
\begin{aligned}
I_n(p) &= -E[l_n''(p)] \\
&= -E[-kp^{-2} - (n-k)(1-p)^{-2}] \\
&= -E[\frac{-k + 2kp - np^2}{p^2(1-p)^2}]
\end{aligned}
$$

Eftersom $E[k] = np$ får vi

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

Medelfelet för ML-skattningen ges då utav

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

Score-testet

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

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

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

$$
\begin{aligned}
T_{\text{score}} &= \frac{l_n'(p_0)}{\sqrt{I_n(p_o)}} \\
&= \frac{\frac{n}{p_0(1-p_0)}(\bar{x} - p_0)}{\sqrt{\frac{n}{p_0(1-p_0)}}} \\
&= \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}} \times \frac{n}{p_0(1-p_0)} \bar{x} - p_0 \\
&= \sqrt{\frac{n}{p_0(1-p_0)}} \bar{x} - p_0 \\
&= \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}} \approx N(0,1)
\end{aligned}
$$

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

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

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

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

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

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

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

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