# 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

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

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 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

$$T_{\text{score}} = \frac{n(\lambda_0^{-1} - \bar{x})}{\sqrt{n\lambda_0^{-2}}}$$
$$= \frac{\lambda_0}{\sqrt{n}} \times n(\frac{1}{\lambda_0} - \bar{x})$$
$$= \sqrt{n}(1 - \bar{x}\lambda_0)$$

Vi kan nu härleda 100(1 –  $\alpha$ )%-igt konfidensintervall för  $\lambda_0$ 

$$\begin{split} 1 - \alpha &= P(-z_{\alpha/2} < T < z_{\alpha/2}) \\ &= P(-z_{\alpha/2} < \sqrt{n}(1 - \bar{x}\lambda_0) < z_{\alpha/2}) \\ &= P(-z_{\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{n}} < 1 - \bar{x}\lambda_0 < z_{\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{n}}) \\ &= P(-1 - z_{\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{n}} < -\bar{x}\lambda_0 < -1 + z_{\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{n}}) \\ &= P(-\frac{1}{\bar{x}} - z_{\alpha/2} \frac{1}{\bar{x}\sqrt{n}} < -\lambda_0 < -\frac{1}{\bar{x}} + z_{\alpha/2} \frac{1}{\bar{x}\sqrt{n}}) \\ &= P(\frac{1}{\bar{x}} - z_{\alpha/2} \frac{1}{\bar{x}\sqrt{n}} < \lambda_0 < \frac{1}{\bar{x}} + z_{\alpha/2} \frac{1}{\bar{x}\sqrt{n}}) \end{split}$$

Vilket ger oss ett konfidensintervall för  $\lambda_0$  baserat på score-testet

## Wald-testet

Här ges tesstatistikan utav

$$T_{\text{wald}} = \frac{\hat{\lambda} - \lambda_0}{Sd(\hat{\lambda})} \approx N(0, 1)$$

Från tidigare beräkningar vet vi att vi kan skriva detta som

$$T_{\text{wald}} = \frac{\hat{\lambda} - \lambda_0}{\sqrt{\hat{\lambda}n^{-1/2}}} \approx N(0, 1)$$

Vi kan nu härleda 100(1 –  $\alpha$ )%-igt konfidensintervall för  $\lambda_0$ 

$$\begin{split} 1 - \alpha &= P(-z_{\alpha/2} < T < z_{\alpha/2}) \\ &= P(-z_{\alpha/2} < \frac{\hat{\lambda} - \lambda_0}{\sqrt{\hat{\lambda} n^{-1/2}}} < z_{\alpha/2}) \\ &= P(-z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{\lambda} n^{-1/2}} < \hat{\lambda} - \lambda_0 < z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{\lambda} n^{-1/2}}) \\ &= P(-\hat{\lambda} - z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{\lambda} n^{-1/2}} < -\lambda_0 < -\hat{\lambda} + z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{\lambda} n^{-1/2}}) \\ &= P(\hat{\lambda} - z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{\lambda} n^{-1/2}} < \lambda_0 < \hat{\lambda} + z_{\alpha/2} \sqrt{\hat{\lambda} n^{-1/2}}) \end{split}$$

Eftersom att  $\hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{x}}$  får vi

$$1 - \alpha = P(\frac{1}{\bar{x}} - z_{\alpha/2} \frac{1}{\bar{x}\sqrt{n}} < \lambda_0 < \frac{1}{\bar{x}} + z_{\alpha/2} \frac{1}{\bar{x}\sqrt{n}})$$

Vilket ger oss ett konfidensintervall för  $\lambda_0$  baserat på wald-testet

Table 1: Exponential distribution test results

Sample size	p	Score test	Wald test	Absolute diff
10	0.1	0.9543	0.9543	0
50	0.1	0.9533	0.9533	0

Sample size	р	Score test	Wald test	Absolute diff
100	0.1	0.9510	0.9510	0
10	1.0	0.9539	0.9539	0
50	1.0	0.9549	0.9549	0
100	1.0	0.9495	0.9495	0
10	10.0	0.9555	0.9555	0
50	10.0	0.9489	0.9489	0
100	10.0	0.9501	0.9501	0

# 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

$$l'_n(p) = kp^{-1} - (n-k)(1-p)^{-1} = 0$$

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

$$\Leftrightarrow (1-p)k = p(n-k)$$

$$\Leftrightarrow k - pk = pn - pk$$

$$\Leftrightarrow k = pn$$

$$\Leftrightarrow \hat{p} = \frac{k}{n} = \bar{x}$$

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Vilket ger oss ett konfidensintervall för  $p_0$  baserat på score-testet

## 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  $p_0$ 

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

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

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

Vilket ger oss ett konfidensintervall för  $p_0$  baserat på wald-testet

Table 2: Binomial distribution test results

Sample size	Lambda	Score test	Wald test	Absolute diff
10	0.1	0.9291	0.6498	0.2793
50	0.1	0.9701	0.8802	0.0899
100	0.1	0.9355	0.9340	0.0015
10	0.3	0.9255	0.8351	0.0904
50	0.3	0.9580	0.9392	0.0188
100	0.3	0.9352	0.9475	0.0123
10	0.5	0.9784	0.8911	0.0873
50	0.5	0.9353	0.9353	0.0000
100	0.5	0.9452	0.9452	0.0000