# Lösung: Linksseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ bekannt

```
lb <- scan(".../.../Daten/lightbulbs.txt")</pre>
xbar <- mean(lb)
mu0 <- 10000
sigma <- 120
n <- length(lb)
z <- (xbar-mu0) / (sigma/sqrt(n))</pre>
pval <- pnorm(z)</pre>
pval
## [1] 3.088019e-05
```

### Lösung: Linksseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ bekannt

```
# Alternative Lösung
library(TeachingDemos)
test <- z.test(lb, mu=mu0, stdev=sigma, alternative="less")
test$p.value
## [1] 3.088019e-05</pre>
```

# Lösung: Rechtsseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ bekannt

```
cookies <- scan(".../Daten/cookies.txt")</pre>
xbar <- mean (cookies)
m110 < -2
sigma < -0.25
n <- length (cookies)
z <- (xbar-mu0)/(sigma/sqrt(n))</pre>
pval <- pnorm(z, lower.tail=FALSE)</pre>
pval
## [1] 0.3396882
pval > sigma # HO wird nicht verworfen
   [1] TRUE
```

# Lösung: Rechtsseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ bekannt

```
# Alternative Lösung
library(TeachingDemos)
test <- z.test(cookies, mu=mu0, stdev=sigma, alternative="greater"
test$p.value
## [1] 0.3396882</pre>
```

### Lösung: Zweiseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ bekannt

```
x = scan("../../Daten/penguins.txt")
xbar = mean(x)
xbar
                        # Stichprobenmittelwert
## [1] 14,77463
m_{11}0 = 15.4
                        # vermuteter Wert
                        # Standardabweichung der Population
sigma = 2.5
n = length(x)
                        # Stichprobengrösse
z = (xbar-mu0)/(sigma/sqrt(n))
## [11 -1.479892
```

# Lösung: Zweiseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ bekannt

```
alpha = .05
z.alpha = qnorm(1-alpha/2)
c(-z.alpha, z.alpha)
## [1] -1.959964 1.959964
# Lösung mit p-Wert
pval = 2 * pnorm(z) # da xbar <= mu0</pre>
pval
## [1] 0.138902
```

# Lösung: Zweiseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ bekannt

```
library(TeachingDemos)
test = z.test(x, mu=mu0, stdev=sigma)
test$p.value
## [1] 0.138902
```

# Lösung: Linksseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ unbekannt

```
x <- scan("../../Daten/lightbulbs.txt")
xbar <- mean(x)
mu0 <- 10000
s \leftarrow sd(x)
n <- length(x)
t.val <- (xbar-mu0)/(s/sqrt(n))
pval \leftarrow pt(t.val, df=n-1)
pval
## [1] 1.591783e-05
```

### Lösung: Linksseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ unbekannt

#### **Erweiterte Antwort:**

Anstatt den kritischen Wert zu berechnen, können wir den p-Wert bestimmen und diesen mit dem Signifikanzniveau  $\alpha$  vergleichen.

```
test <- t.test(x, mu=mu0, alternative="less")
test$p.value
## [1] 1.591783e-05</pre>
```

### Lösung: Rechtsseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ unbekannt

```
cookies <- scan("../../Daten/cookies.txt")</pre>
xbar <- mean (cookies)
m110 < -2
s <- sd(cookies)
n <- length(cookies)</pre>
t.val <- (xbar-mu0)/(s/sqrt(n))
pval <- pt(t.val, df=n-1, lower.tail=FALSE)</pre>
pval
## [1] 0.349698
```

### Lösung: Rechtsseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ unbekannt

```
# Alternative Lösung
library(TeachingDemos)
test <- t.test(cookies, mu=mu0, alternative="greater")
test$p.value
## [1] 0.349698</pre>
```

### Lösung: Zweiseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ unbekannt

```
x = scan("../../Daten/penguins.txt")
xbar = mean(x)
xbar
                        # Stichprobenmittelwert
## [1] 14,77463
m_{11}0 = 15.4
                        # vermuteter Wert
                        # Standardabweichung der Population
s = sd(x)
n = length(x)
                        # Stichprobengrösse
t.val = (xbar-mu0)/(s/sqrt(n))
t.val
## [11 -1.394299
```

### Lösung: Zweiseitiger Test bei $\mu$ , $\sigma$ unbekannt

```
# Lösung mit p-Wert
pval = 2 * pt(t.val, df=n-1)
pval
## [1] 0.1722724
# alternative Lösung
library (Teaching Demos)
test = t.test(x, mu=mu0)
test$p.value
## [1] 0.1722724
```

### Lösung: Linksseitiger Test des Populationsanteils p

```
grocerystore <- read.csv("../../Daten/grocerystore.csv", sep=";")</pre>
frauen = table (grocerystore$gender) [1]; n = length (grocerystore$gender)
prop.test(frauen, n, alternative="less", correct=FALSE)
##
##
    1-sample proportions test without continuity
##
   correction
##
## data: frauen out of n, null probability 0.5
\#\# X-squared = 6.25, df = 1, p-value = 0.9938
## alternative hypothesis: true p is less than 0.5
## 95 percent confidence interval:
   0.0000000 0.9224706
## sample estimates:
##
    g
## 0.8125
```

### Lösung: Rechtsseitiger Test des Populationsanteils p

### $H_0$ : $p \le 12\%$ , $H_a$ : p > 12%

```
creditcards <- read.csv("../../Daten/creditcards.csv", sep=":")</pre>
qeplatzt = table(creditcards$bounced)[2]; n = length(creditcards$bounced)
prop.test (geplatzt, n, p=0.12, alternative="greater", correct=FALSE)
##
    1-sample proportions test without continuity
##
    correction
##
## data: geplatzt out of n, null probability 0.12
\#\# X-squared = 3.7879, df = 1, p-value = 0.02581
## alternative hypothesis: true p is greater than 0.12
## 95 percent confidence interval:
## 0.1229211 1.0000000
## sample estimates:
## p
## 0.14
```

### Lösung: Zweiseitiger Test des Populationsanteils p

 $H_0$ : p = 90%,  $H_a$ :  $p \neq 90\%$ 

```
library (MASS)
rechts <- table(survey$W.Hnd)[2]
n <- sum(table(survey$W.Hnd))
prop.test(rechts, n, p=0.9, conf.level=0.99, correct=FALSE)
##
    1-sample proportions test without continuity
    correction
##
## data: rechts out of n, null probability 0.9
\#\# X-squared = 1.4765, df = 1, p-value = 0.2243
## alternative hypothesis: true p is not equal to 0.9
## 99 percent confidence interval:
## 0.8667455 0.9575383
## sample estimates:
     g
## 0.9237288
```