Universität Duisburg-Essen Lehrstuhl für Ökonometrie Dr. Yannick Hoga M.Sc. Martin Arnold

Übungsblatt 1 — Grundlagen in Statistik mit R

Aufgabe 1 – Rechnen mit der Normalverteilung

Dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) zufolge beträgt die Körpergröße von volljährigen, männlichen Bundesbürgern im Mittel 179cm bei einer Standardabweichung von etwa 7cm. Gehen Sie davon aus, dass die Körpergröße ein normalverteiltes Merkmal ist. Für diese Population gilt also:

Körpergröße
$$\sim \mathcal{N}(\mu = 179, \sigma^2 = 49)$$

(d) Nutzen Sie R, um die in den Teilaufgaben (a) bis (c) gesuchten Ergebnisse zu berechnen. Hierfür ist die Funktion pnorm() hilfreich.

Lösung:

```
# (a)
pnorm(170, mean = 179, sd = 7)

# (b)
pnorm(190.5, mean = 179, sd = 7, lower.tail = F)

# (c)
pnorm(205, mean = 199, sd = 7.5) - pnorm(190, mean = 199, sd = 7.5)

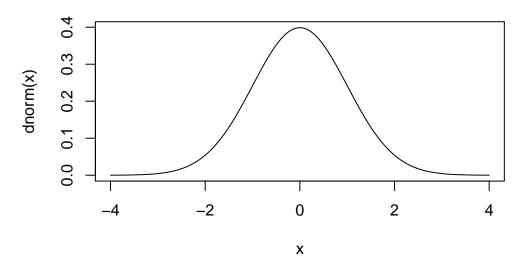
[1] 0.0992714
[1] 0.05020625
[1] 0.6730749
```

Aufgabe 2 – Wahrscheinlichkeitsverteilungen in R

(a) Plotten Sie die $\mathcal{N}(0,1)$ -Dichte mit den Funktionen dnorm() und curve(). Lösung:

```
# Wir plotten die N(0,1)-Dichte über dem Intervall [-4,4]
curve(dnorm(x),
    from = -4,
    to = 4,
    main = "N(0,1)-Dichtefunktion")
```

N(0,1)-Dichtefunktion



(b) Berechnen Sie die Dichte einer $\mathcal{N}(3,4^2)$ -verteilten Zufallsvariable an der Stelle 4 mit dnorm(). Lösung:

```
# Beachte, dass sd die Standardabweichung ist
dnorm(x = 4, mean = 3, sd = 4)
```

[1] 0.09666703

(c) Berechnen Sie $P(X \le 4)$ für $X \sim N(3,4^2)$ mit pnorm(). Lösung:

```
# Gesucht ist P(X \le 4) für X \sim N(3,16)
pnorm(q = 4, mean = 3, sd = 4)
```

[1] 0.5987063

(d) Berechnen Sie das 0.95-Quantil einer $\mathcal{N}(3,4^2)$ -verteilten Zufallsvariable mit qnorm(). Lösung:

```
# Quantile können mit qnorm() berechnet werden
qnorm(p=0.95, mean = 3, sd = 4)
```

[1] 9.579415

(e) Erstellen Sie eine 100-elementige Zufallsstichprobe der χ_k^2 -Verteilung, wobei die Anzahl der Freiheitsgerade k=10 beträgt. Nutzen Sie die Funktion rchisq(). Berechnen Sie das Stichprobenmittel. Lösung:

```
# Wir nutzen rchisq() um 100 Beobachtungen von X ~ Chi^2_10 zu erzeugen
# df ist die Anzahl der Freiheitsgrade
X <- rchisq(n = 100, df = 10)
# Stichprobenmittel berechnen mit mean()
mean(X)</pre>
```

[1] 10.20466

(f) Sei X binomialverteilt mit n=50 und p=1/3. Berechnen Sie $P(10 \le X \le 30)$. Lösung:

```
# Siehe '?Binomial'. Wir nutzen pbinom() umd Wahrscheinlichkeiten für
# binomialverteilte Zufallsvariablen zu berechnen
pbinom(q = 30, size = 100, prob = 1/3) - pbinom(q = 9, size = 100, prob = 1/3)
```

[1] 0.2765538

Beachte, dass die Binomialverteilung eine diskrete Verteilung ist, d.h. im Algemeinen gilt

$$P(X < x) \neq P(X \le x)$$
 bzw. $P(X > x) \neq P(X \ge x)$.

Aufgabe 3 – Daten einlesen und t-Test mit R

(a) Die Datei "Daten.csv" enthält 1000 Beobachtungen einer Variable X. Lesen Sie den Datensatz in R ein. Hinweis: Nutzen Sie hierfür die Funktion read.csv2().

```
# Arbeitsverzeichnis abfragen
getwd()

# Arbeitsverzeichnis setzen
# (Beispielpfad)
setwd("Z:/RUebung")

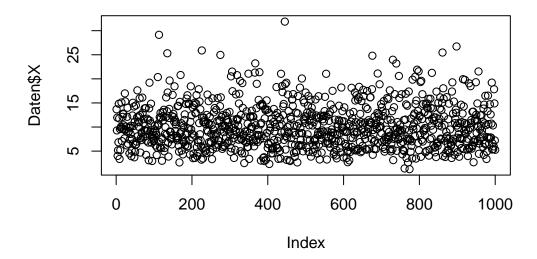
# Daten anzeigen/einlassen
read.csv2("Daten.csv")

# Daten einlesen
Daten <- read.csv2("Daten.csv")</pre>
```

(b) Berechnen Sie mit R deskriptive Statistiken für den Datensatz und stellen Sie die Verteilung der Daten graphisch dar. Was fällt Ihnen auf?

```
# Übersicht über die Struktur mit str(), siehe ?str
str(Daten)
'data.frame':
               1000 obs. of 2 variables:
 $ ID: int 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 ...
 $ X : num 13.68 9.3 11.95 4.01 5.17 ...
# Deskriptive Statistiken
summary(Daten$X)
  Min. 1st Qu. Median
                          Mean 3rd Qu.
                                          Max.
  1.253 6.874
                 9.446 10.088 12.515 31.880
### Grafische Darstellung(en)
# Plot trägt X gegen den Index ab
plot(Daten$X,
    main = "Grafische Darstellung der Daten")
```

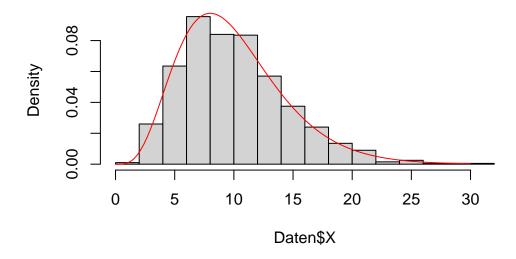
Grafische Darstellung der Daten



```
# Besser: Histogramm. Mit freq=TRUE werden absolute Häufigkeiten an der
# Y-Achse abgetragen, bei freq=FALSE die (geschätzte) Dichte.
hist(Daten$X,
    main = "Darstellung der Daten als Histogramm",
    freq = FALSE
    )

# Das Histogramm lässt vermuten, dass X ~ Chi^2 verteilt ist.
# Wir sehen, dass eine Chi^2_10 Verteilung gut passt.
curve(dchisq(x, df = 10),
    from = 0,
    to = 30,
    add = T,
    col = "red"
    )
```

Darstellung der Daten als Histogramm



(c) Nutzen Sie die Funktion t.test() für den Hypothesentest von

$$H_0: \mu_X = 10 \text{ vs. } H_1: \mu_X \neq 10.$$

Welche weiteren Informationen finden Sie im Output von t.test()? Erläutern Sie kurz.

```
# Aufgrund der Plots vermuten wir, dass mu = 10 ist.
# Wir nutzen die Funktion t.test() um zu testen, ob mu = 10 ist.
?t.test

# t.test berechnet standardmäßig den p-Wert für einen Test von
# H_O gegen eine beidseitige Alternativhypothese.
t.test(Daten$X, mu = 10)
```

One Sample t-test

```
data: Daten$X
t = 0.62433, df = 999, p-value = 0.5326
alternative hypothesis: true mean is not equal to 10
95 percent confidence interval:
    9.811313 10.364774
sample estimates:
mean of x
    10.08804
```

Wir vergleichen den p-Wert mit dem 5% Signifikanzniveau: Da p-value > 0.05 wird $H_0: \mu_X = 10$ zum 5%-Niveau beibehalten: Wir haben nicht genug statistische Evidenz in den Daten, um H_0 abzulehnen.

Der Output enthält außerdem ein 95%-Konfidenzintervall für μ_X sowie den Stichprobenmittelwert.

Aufgabe 4 - Normalverteilungsdichte als R-Funktion definierem

Die Normalverteilung besitzt die Dichtefunktion

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

(a) Implementieren Sie diese Funktion als R-Funktion mit dem Namen fnorm.

 $L\ddot{o}sung$:

```
fnorm <- function(x, mean, sd) {
   1/(sqrt(2 * pi) * sd) * exp(-0.5 * (x-mean)^2/sd^2)
}</pre>
```

(b) Überprüfen Sie, ob Ihre Funktion für $\mu=0$ und $\sigma=1$ die Dichte an den Stellen -1.96,0 und 1.96 korrekt berechnet. Benutzen Sie hierzu eine geeignete Funktion der Familie Normal, siehe ?Normal. Welche Quantile sind -1.96,0 und 1.96?

Lösung:

Wir berechnen die gesuchten Dichte-Werte mit der in (a) definierten Funktion fnorm() und vergleichen mit dem Ergebnissen von dnorm()

Anhand von fnorm():

```
fnorm(x = 0, mean = 0, sd = 1)
fnorm(x = -1.96, mean = 0, sd = 1)
fnorm(x = 1.96, mean = 0, sd = 1)
```

[1] 0.3989423

[1] 0.05844094

[1] 0.05844094

Anhand von dnorm():

```
dnorm(x = 0, mean = 0, sd = 1)
dnorm(x = -1.96, mean = 0, sd = 1)
dnorm(x = 1.96, mean = 0, sd = 1)
```

[1] 0.3989423

[1] 0.05844094

[1] 0.05844094

Offenbar stimmen die Werte überein.

Wir können mit pnorm() überprüfen welche Quantile -1.96, 0 und 1.96 sind.

Hinweis: Für das α -Quantil Q_{α} der Verteilung von X gilt $P(X \leq Q_{\alpha}) = \alpha$.

```
pnorm(-1.96)
pnorm(0)
pnorm(1.96)
```

[1] 0.0249979

[1] 0.5

[1] 0.9750021

Aufgrund der Symmetrie der N(0,1)-Verteilung ist pnorm(-1.96) = 1 - pnorm(1.96). Außerdem liegen links und rechts von 0 jeweils 50% Wahrscheinlichkeitsmasse, d.h. 0 ist das 50%-Quantil.

(c) Ziehen Sie 1000 Zufallszahlen aus der Standardnormalverteilung und berechnen Sie geläufige deskriptive Statistiken für Ihre Stichprobe.

Hinweis zu (a): Der folgende Code definiert in R die Dichtefunktion der *Standardnormalverteilung* als Funktion f.

```
f <- function(x) {
  1/(sqrt(2 * pi)) * exp(-0.5 * x^2)
}</pre>
```

Lösung:

Wir generieren Zufallszahlen mit rnorm() und berechnen zusammenfassende Statistiken mit summary().

```
# Zufallsstichprobe generieren
X <- rnorm(n = 1000)
summary(X)</pre>
```

```
Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max. -3.46932 -0.70474 0.01047 -0.02879 0.59586 2.86786
```