

Einführung Wahrscheinlichkeit und Inferenz

Karsten Lübke

Zufall und Wahrscheinlichkeit

In dieser Übung werden wir ein wenig programmieren, daher bietet es sich an die Befehle in einem Skript zu speichern. Gehen Sie dazu in RStudio in das Menü **File** und dort auf **New File** und wählen **R Script** aus. Dies können Sie dann am Ende über **File** und **Save** bzw. **Save as** speichern – und über **Open File** später auch wieder öffnen. Um die Befehle an die Konsole zu übergeben klicken Sie entweder auf **Run** (nur ausgewählte Zeile, Tastenkürzel **Strg+Enter**) oder **Source** (ganze Programm).

Zunächst laden wir wieder das Zusatzpaket `mosaic`, falls noch nicht geschehen:

```
require(mosaic)
```

Um den Zufall zu bändigen, setzen wir den Zufallszahlengenerator, z. B. auf 1896

```
set.seed(1896)
```

Dieser Befehl sorgt dafür, dass wir immer denselben “Zufall” haben.

Beim Roulette gibt es 37 Zahlen und 3 Farben: 0-37, wobei 18 Zahlen Schwarz, 18 Zahlen Rot und die 0 Grün ist – auf diese können Sie auch nicht setzen.

Angenommen Sie setzen auf Farbe. Dann beträgt Ihre Gewinnwahrscheinlichkeit $18/37$, da 18 von 37 Fächern “ihre” Farbe hat, die Wahrscheinlichkeit eines Verlustes liegt bei $19/37=1-18/37$.

Definieren wir in R einen **factor**-Vektor mit zwei Elementen für Gewinn und Verlust:

```
roulette <- factor(c("Gewinn", "Verlust"))
```

Mit diesem Vektor können wir jetzt virtuell und ganz ohne Risiko über den Befehl `resample` Roulette spielen

```
resample(roulette, size=1, prob=c(18/37, 19/37))
```

```
## [1] Gewinn
```

```
## Levels: Gewinn Verlust
```

```
resample(roulette, size=10, prob=c(18/37, 19/37))
```

```
## [1] Gewinn Gewinn Gewinn Gewinn Gewinn Gewinn Verlust Gewinn
```

```
## [9] Verlust Gewinn
```

```
## Levels: Gewinn Verlust
```

Mit dem Argument `size` wird also eingestellt, wie oft Roulette gespielt wird, `prob` ist der Vektor der Wahrscheinlichkeiten für die einzelnen Elemente im Ereignisvektor, hier `roulette`.

Über

```
spiele <- resample(roulette, size=100, prob=c(18/37, 19/37))
```

wird dem Vektor `spiele` das Ergebnis von 100 Roulettespielen zugewiesen. Die Häufigkeitsverteilung erhalten wir wie gewohnt über den Befehl `tally`:

```
tally(~spiele, format="proportion")
```

```
## spiele
```

```
## Gewinn Verlust
```

```
## 0.51 0.49
```

Das **Gesetz der großen Zahl** sagt aus, dass sich auf *lange* Sicht die beobachtete relative Häufigkeit der theoretischen Wahrscheinlichkeit annähert:

```
tally(~resample(roulette, size=10, prob=c(18/37, 19/37)), format="proportion")
```

```
## resample(roulette, size = 10, prob = c(18/37, 19/37))
## Gewinn Verlust
##    0.7    0.3
```

```
tally(~resample(roulette, size=100, prob=c(18/37, 19/37)), format="proportion")
```

```
## resample(roulette, size = 100, prob = c(18/37, 19/37))
## Gewinn Verlust
##    0.44    0.56
```

```
tally(~resample(roulette, size=1000, prob=c(18/37, 19/37)), format="proportion")
```

```
## resample(roulette, size = 1000, prob = c(18/37, 19/37))
## Gewinn Verlust
##    0.488    0.512
```

```
tally(~resample(roulette, size=1000000, prob=c(18/37, 19/37)), format="proportion")
```

```
## resample(roulette, size = 1e+06, prob = c(18/37, 19/37))
## Gewinn Verlust
## 0.486433 0.513567
```

Die theoretische Wahrscheinlichkeit eines Gewinns liegt bei $18/37=0.49$: Achtung, dass Gesetz der großen Zahl gilt für den Durchschnitt und auf lange Sicht, evtl. Ungleichgewichte, z. B. 5 Gewinne in Folge werden im Laufe der Zeit abgeschwächt, und nicht durch anschließende 5 Verluste ausgeglichen.

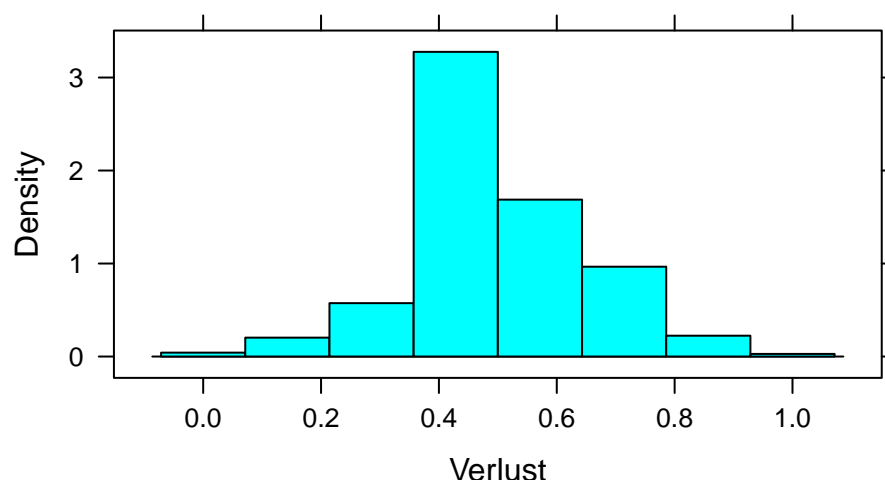
Bei bestimmten Spielstrategien, z. B. bei der sogenannten Martingale oder Verdoppelungsstrategie, ist man interessiert daran wie wahrscheinlich es ist, z. B. 8-mal in Folge zu verlieren. Natürlich kann man das mit Hilfe der *Binomialverteilung* ausrechnen, wir können es aber auch simulieren: `do()` ist eine einfache Schleifenfunktion in `mosaic`. Um z. B. 1000-mal jeweils 8 Runden Roulette zu spielen - und das Ergebnis zu speichern - genügt:

```
farbspiele <- do(1000)*tally(~resample(roulette, size=8, prob=c(18/37, 19/37)),
                           format="proportion")
```

`farbspiele` ist jetzt ein Datensatz (`data.frame`) mit 1000 Zeilen (=Simulationen) und den relativen Häufigkeiten für Gewinn und Verlust in den 8 Spielen in den Spalten.

Das Histogramm der relativen Verlusthäufigkeit zeigt, dass es zwar selten, aber doch vorkommt alle 8 Spiele zu verlieren (`nint = 8`, da es jeweils 8 Spiele waren).

```
histogram(~Verlust, data=farbspiele, nint = 8)
```

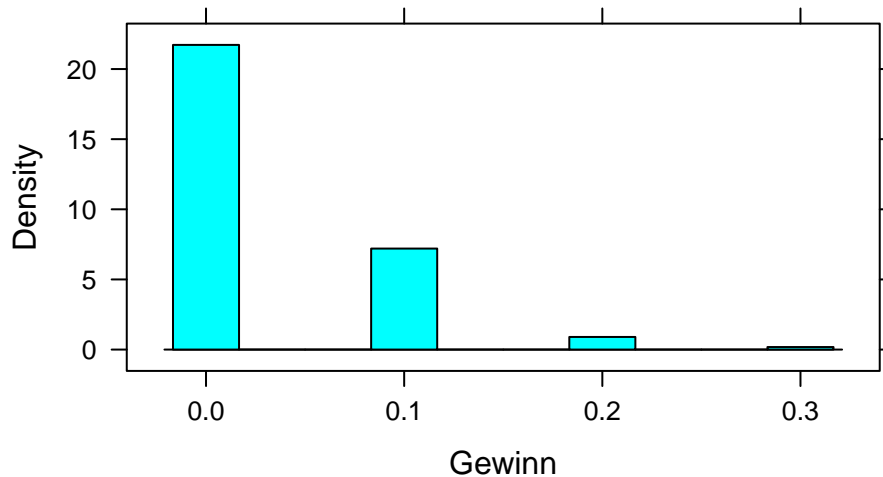


Wir haben in 4 von 1000 Wiederholungen nur verloren, d. h. 8 von 8 Spielen.

Übung: Wenn Sie statt auf Farbe auf eine Zahl setzen, beträgt Ihre Gewinnwahrscheinlichkeit $1/37$. Simulieren Sie 1000-mal 10 Spiele. Wie oft haben Sie mindestens 1-mal gewonnen?

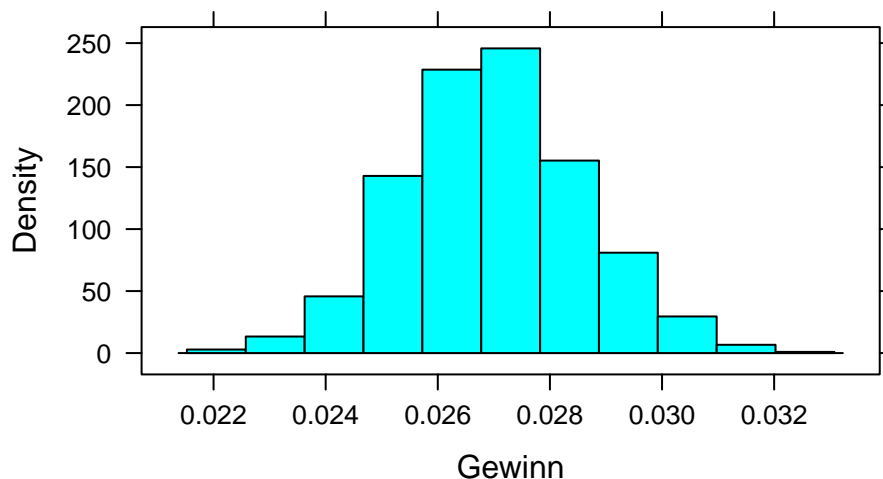
Wenn wir uns die Verteilung der Daten der Übung angucken

```
zahlspiele <- do(1000)*tally(~resample(roulette, size=10,
                                      prob=c(1/37, 36/37)), format="proportion")
histogram(~Gewinn, data=zahlspiele, nint = 10)
```



stellen wir fest, dass diese Daten (leider) extrem rechtsschief sind, d. h. i. d. R. gewinnen wir in keiner der 10 Runden, Gewinn=0. Wenn wir `size=10` durch `size=10000` ersetzen (d. h. bei jeden der 1000 Simulationen 10000 Runden spielen), passiert folgendes:

```
zahlspiele2 <- do(1000)*tally(~resample(roulette, size=10000,
                                       prob=c(1/37, 36/37)), format="proportion")
histogram(~Gewinn, data=zahlspiele2)
```



Die Daten werden *normaler*, symmetrischer, d. h. die Verteilung des Gewinnanteilswertes nähert sich einer Normalverteilung an. Diese Phänomen ist der Hintergrund des **Zentralen Grenzwertsatzes**.

Übung: Zurück zum Farbspiel (`farbspiele`): Wie hoch schätzen Sie die Wahrscheinlichkeit anhand der Simulation, dass Sie mindestens die Hälfte Ihrer 8 Spiele gewinnen?

Richtig: 0.585, das ist also anscheinend recht wahrscheinlich, während der relative Anteil der Spiele, in denen Sie maximal 1 der 8 Spiele gewinnen recht klein ist:

```
anteil <- sum(farbspiele$Gewinn <= 1/8)/length(farbspiele$Gewinn)
anteil
```

Das kommt also eher selten vor. Pech. Vielleicht würden Ihnen aber auch Zweifel kommen, ob der Tisch fair ist. In der Simulation liegt also die Wahrscheinlichkeit, bei einem fairen Tisch bei 8 Spielen höchstens einmal zu gewinnen bei 3.6%.

Hypothesentest, p-Wert und Konfidenzintervall

Im Paper *Hose, C., Lübke, K., Nolte, T., und Obermeier, T. (2012): Ratingprozess und Ratingergebnis: Ein Experiment bei qualitativen Ratingkriterien, Kredit & Rating Praxis (6), 12-14* wird folgendes Experiment untersucht: unterscheidet sich die Einschätzung (Rating) eines Unternehmens, je nach dem, ob man alleiniger Entscheider (Typ A), oder derjenige ist, der die Entscheidungsvorlage vorbereitet (Typ B). Im Rahmen des Experiments wurde die Studierenden zufällig den verschiedenen Typen A und B zugeordnet. Von 151 alleinigen Entscheidern (Typ A) beurteilten 79 das Beispielunternehmen überwiegend positiv (+++, +), von 143 Entscheidungsvorlagenerstellern (Typ B) entschieden ebenfalls 79 überwiegend positiv.

Zeigt das unterschiedliche Verhältnis: Typ A: $79/151=52.32\%$ zu Typ B: $79/143=55.24\%$, dass alleinige Entscheider die Bonität kritischer einstufen, oder könnte das Ergebnis Zufall sein?

Das Chancenverhältnis, das **Odds Ratio** liegt bei $(79/(151-79))/(79/(143-78))=0.9$, dass ein alleiniger Entscheider positiv einstuft – im Vergleich zum vorläufigen Entscheider.

Zunächst erzeugen wir einen Vektor der Länge 2 mit den Entscheidungstypen, aus dem wir simulieren können:

```
typ <- factor(c("A", "B"))
entscheider <- rep(typ, c(151,143))
tally(~entscheider)
```

```
## entscheider
##   A   B
## 151 143
```

Sowie der Entscheidungen:

```
rating <- factor(c("Positiv", "Nicht Positiv"))
entscheidungen <- rep(rating, c(79+79, (151+143)-(79+79)))
tally(~entscheidungen)
```

```
## entscheidungen
## Nicht Positiv      Positiv
##           136          158
```

Aus diesem Vektor ziehen wir eine zufällige Stichprobe von 151 Entscheidungen von Typ A.

```
simentscheidung <- sample(entscheidungen, size=151)
tally(~simentscheidung)
```

```
## simentscheidung
## Nicht Positiv      Positiv
##           71          80
```

Hier wären also zufällig 80 der 151 Entscheidungen den Typ A Positiv gewesen – wenn es keinen Zusammenhang zwischen Typ und Rating gibt.

Wie oft kommt also zufällig heraus, dass mindestens 79 der 151 Entscheidungen des Typs A positiv zugeordnet werden? Simulieren wir das z. B. 1000-mal:

```
entsim <- do(1000)*tally(~sample(entscheidungen, size=151))
sum(entsim$"Positiv">=79)/length(entsim$"Positiv")
```

```
## [1] 0.72
```

Unter der **Nullhypothese**, dass das Ergebnis zufällig war, wurden in der Simulation in 72% der Fälle mindestens 79 dem Typ B zugeordnet. Dieser **p-Wert** spricht also nicht wirklich gegen das Zufallsmodell. *Hinweis:* Wir werden in späteren Kapiteln bessere Methoden kennenlernen, insbesondere auch solche die alle Informationen aus den Daten enthält und sich nicht nur auf einen Anteilswert beziehen.

Über

```
typA <- rep(rating, c(79, 151-79))
```

erzeugen wir uns einen Vektor, der die 79 positive und 151-79 nicht positiven Urteile von Typ A (alleinige Entscheidung) enthält.

```
tally(~ typA)
```

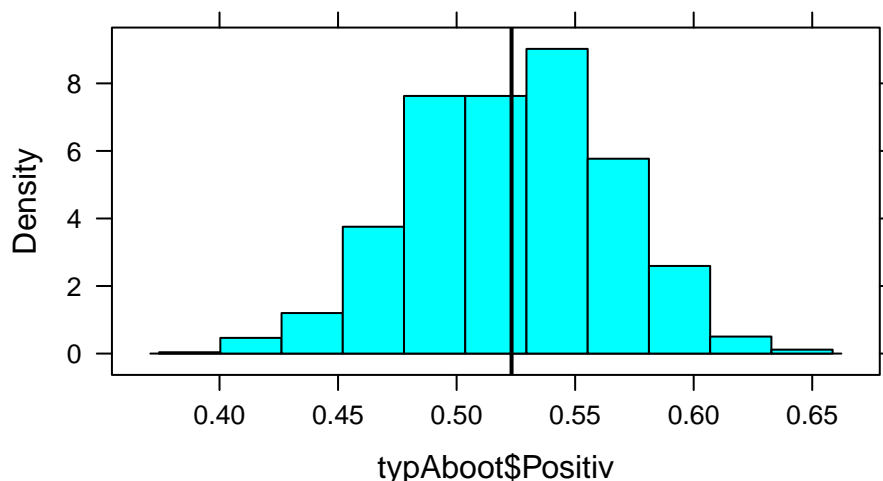
```
## typA
## Nicht Positiv      Positiv
##           72          79
```

Wenn wir jetzt diesen Vektor z. B. 1000-mal resampeln:

```
typAboot <- do(1000)*tally(~resample(typA), format="proportion")
```

Erhalten wir 1000 (resampelte) Stichproben, die jeweils einen zufälligen Stichprobenanteil haben:

```
histogram(~typAboot$Positiv, v=79/151) # 79/151: Anteil der Originalstichprobe
```



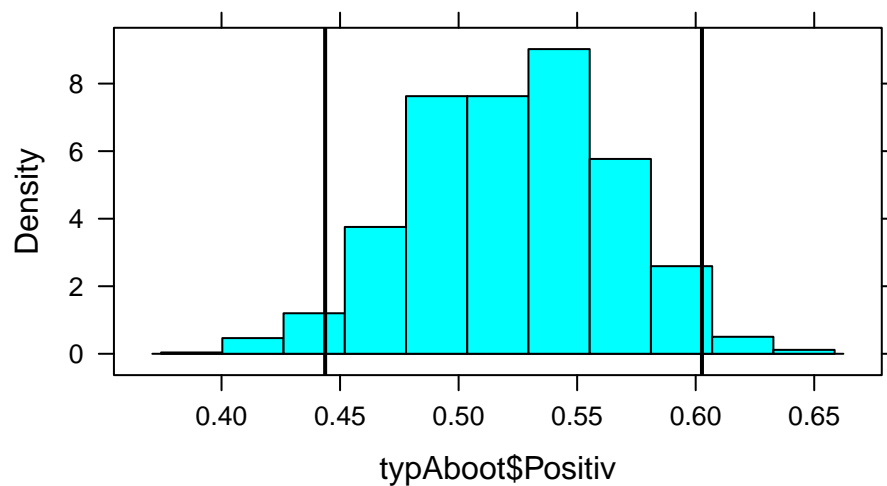
In 95% der Fälle liegt dieser zufällige Stichprobenanteil hier zwischen

```
ki <- c(sort(typAboot$Positiv)[1000*0.025], sort(typAboot$Positiv)[1000*(1-0.025)])
ki
```

```
## [1] 0.4437086 0.6026490
```

`sort` sortiert den Vektor aufsteigend, und `über[]` wird einmal auf das 2.5%-Quantil und einmal auf das 97.5%-Quantil zugegriffen. *Anmerkung:* Sollte z. B. das 2.5%-Quantil nicht auf eine konkrete Beobachtung fallen, so müssten wir runden mit `round()`, abrunden `floor()` bzw. aufrunden `ceiling()`.

```
histogram(~typAboot$Positiv, v=ki)
```



Dies ist das **Nicht-parametrische Bootstrap-Konfidenzintervall**.

Übung: Bestimmen Sie das 90% nicht-parametrische Bootstrap-Konfidenzintervall für eine nicht-positive Einschätzung im Fall Entscheidungsvorlage (Typ B). Würde damit eine Nullhypothese $p=0.6$ zum Signifikanzniveau 10% verworfen?

Rechnen mit der Normalverteilung

In der Finanzwissenschaft wird häufig die Annahme verwendet, dass die (logarithmierten) Renditen von Anlagen normalverteilt sind.

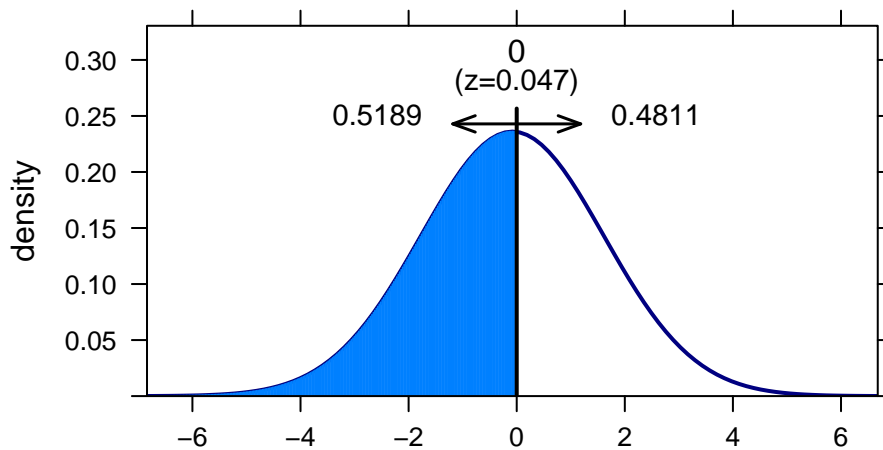
Hier drei Kennzahlen der logarithmierten Tagesrenditen von Aktienunternehmen in 2015 in %.

Anlage	AAPL	FB	GOOGL
Mittelwert	-0.08	0.11	0.15
Standardabweichung	1.69	1.62	1.77

Unter der Annahme der Normalverteilung der logarithmierten Renditen können wir jetzt die Wahrscheinlichkeit eines Tagesverlustes der Apple Aktie (AAPL) berechnen über

```
xpnorm(0, mean=-0.08, sd=1.69 )
```

```
##
## If  $X \sim N(-0.08, 1.69)$ , then
##
##  $P(X \leq 0) = P(Z \leq 0.04733728) = 0.5188778$ 
##  $P(X > 0) = P(Z > 0.04733728) = 0.4811222$ 
```



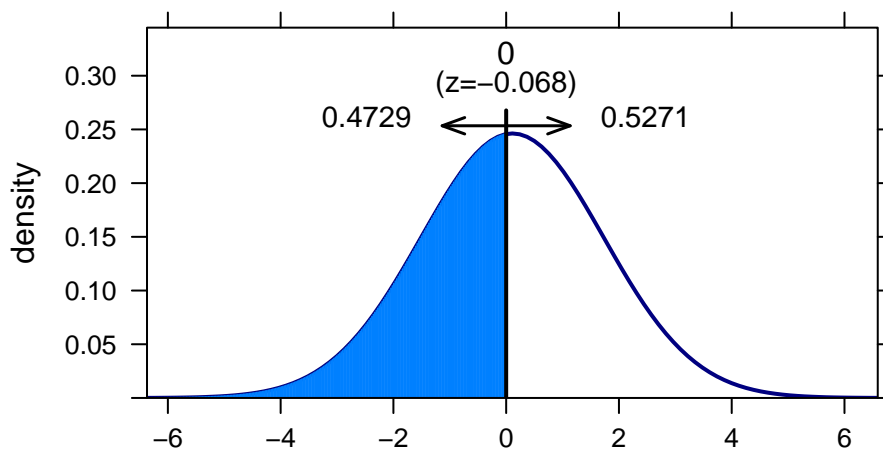
```
## [1] 0.5188778
```

Die mosaic Funktion `xpnorm` ist eine Erweiterung der normalen R Funktion `pnorm`, die den Wert der Verteilungsfunktion an einer gegebenen Stelle zurückgibt – für jede Verteilung wird hierfür der vorgestellte Buchstabe `p` verwendet.

Für Facebook (FB) lag die Wahrscheinlichkeit eines Gewinns demnach bei

```
xpnorm(0, mean=0.11, sd=1.62, lower.tail = FALSE)
```

```
##
## If X ~ N(0.11, 1.62), then
##
## P(X <= 0) = P(Z <= -0.06790123) = 0.4729321
## P(X > 0) = P(Z > -0.06790123) = 0.5270679
```



```
## [1] 0.5270679
```

Übung: Welche der drei Aktien hat die höchste Wahrscheinlichkeit eine Tagesrendite über 2.5% zu erzielen?

Dabei wird hier immer auch die Z-Transformation, die Standardisierung mit angegeben. Am 26.05.2015 ($r=-2.23$) betrug der z-Wert der Apple Aktie demnach bei

```
(-2.23 - (-0.08)) / 1.69
```

```
## [1] -1.272189
```

Die Tagesrendite von Apple war also 1.2721893 Standardabweichungen *unter* dem Mittelwert. Für Facebook lag die Tagesrendite bei -1.51, der z-Wert demnach bei:

```
(-1.51 - (0.11)) / 1.62
```

```
## [1] -1
```

Der 26. Mai 2015 war also auch für Facebook-Anlegerinnen kein guter Tag, aber immer noch besser als bei Apple.

Übung: Die Rendite von Google am 26.05.2016 betrug -1.33. Wie hoch ist der z-Wert und interpretieren Sie die Aussage des Ergebnisses.

Wenn wir zu einem gegebenen Wert der Rendite den Wert der Verteilungsfunktion, d. h. den prozentualen Anteil kleiner oder gleich großer Werte suchen ($P(X \leq x)$) verwenden wir `pnorm` bzw. `xpnorm`. Wenn die Überschreitungswahrscheinlichkeit ($P(X > x)$) gesucht ist, kann zusätzlich die Option `lower.tail = TRUE` gesetzt werden, oder `1-pnorm()` gerechnet werden.

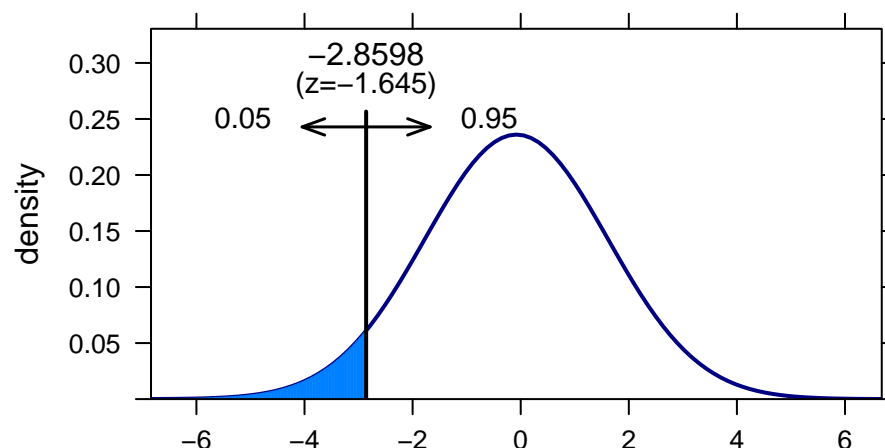
Um zu einem gegebenen Anteil (Prozentwert) den zugehörigen Wert der Rendite zu finden, verwenden wir also das Quantil suchen, dann wird `p` durch `q` ersetzt, also `qnorm` bzw. `xqnorm`.

Z. B. für die 5% schlechtesten Tage der Appleaktie

```
xqnorm(0.05, mean=-0.08, sd=1.69 )
```

```
## P(X <= -2.85980262954799) = 0.05
```

```
## P(X > -2.85980262954799) = 0.95
```



```
## [1] -2.859803
```

Die Wahrscheinlichkeit beträgt also 5%, dass die Tagesrendite unter -2.86 liegt.

Für die Facebook Aktie gilt, dass Sie nur mit einer Wahrscheinlichkeit von 1% über 3.8786836 lag:

```
xqnorm(0.01, mean=0.11, sd=1.62, lower.tail = FALSE)
```

Übung: Sie wollen Ihre Google-Aktien absichern. Wie groß ist der Tagesverlust mindestens bei einer maximalen Eintretenswahrscheinlichkeit von 1%?

Übung:

In einem Test zur Achtsamkeit *Sauer S, Lemke J, Wittmann M, Kohls N, Mochty U, and Walach H. (2012) How long is now for mindfulness meditators? Personality and Individual Differences 52(6), 750–754* konnten 34 von 38 Studienteilnehmern der Kontrollgruppe nach einer Instruktion die Dauer der Fixierung des Necker Würfels steigern.

1. Kann diese Verbesserung von fast 90% zufällig sein? Bestimmen Sie die Wahrscheinlichkeit, dass zufällig mindestens 34 von 38 Personen eine Verbesserung erzielen mit Hilfe einer Simulation.
2. Bestimmen Sie ein nicht-parametrisches Bootstrap-Konfidenzintervall, dass den Anteilswert der Verbesserung in 95% der Fälle überdeckt.

Der IQ hat nach Konstruktion einen arithmetischen Mittelwert von 100 bei einer Standardabweichung von 15.

3. Wie hoch ist der Anteil der Personen mit einem IQ von 130 oder größer?
4. Welchen IQ sollte eine Person mindestens haben, wenn Sie zu den 1% Personen mit dem höchsten IQ gehören will?

Diese Übung basiert teilweise auf Übungen zum Buch OpenIntro von Andrew Bray und Mine Çetinkaya-Rundel unter der Lizenz Creative Commons Attribution-ShareAlike 3.0 Unported.

Versionshinweise:

- Datum erstellt: 2016-11-21
- R Version: 3.3.2
- `mosaic` Version: 0.14.4