

Lösungen zu den Aufgaben

1. Aufgabe

Die Varianzanalyse (ANOVA) ist ein inferenzstatistisches Verfahren des Frequentismus. Welches Skalenniveau passt zu diesem Verfahren?

- a. UV: nominal (mehrstufig), AV: metrisch
- b. UV: metrisch, AV: nominal (zweistufig)
- c. UV: nominal (mehrstufig), AV: nominal (mehrstufig)
- d. UV: metrisch, AV: nominal (zweistufig)
- e. UV: nominal (zweistufig), AV: metrisch

Lösung

- a. Wahr
- b. Falsch
- c. Falsch
- d. Falsch
- e. Falsch

2. Aufgabe

Welches der folgenden Beispiele ist *kein* Beispiel für eine Nullhypothese?

- a. $\beta_1 \leq 0$
- b. $\mu_1 = \mu_2$
- c. $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$
- d. $\rho = 0$
- e. $\pi_1 = \pi_2$

Lösung

- a. Wahr
- b. Falsch
- c. Falsch
- d. Falsch
- e. Falsch

3. Aufgabe

Der t-Test ist ein inferenzstatistisches Verfahren des Frequentismus. Welches Skalenniveau passt zu diesem Verfahren?

- a. UV: nominal (mehrstufig), AV: metrisch
- b. UV: metrisch, AV: nominal (zweistufig)
- c. UV: nominal (mehrstufig), AV: nominal (mehrstufig)
- d. UV: metrisch, AV: nominal (zweistufig)
- e. UV: nominal (zweistufig), AV: metrisch

Lösung

- a. Falsch
- b. Falsch
- c. Falsch
- d. Falsch
- e. Wahr

4. Aufgabe

Für Statistiken (Stichprobe) verwendet man meist lateinische Buchstaben; für Parameter (Population) verwendet man entsprechend meist griechische Buchstaben.

Vervollständigen Sie folgende Tabelle entsprechend!

Kennwert	Statistik	Parameter
Mittelwert	\bar{X}	NA
Mittelwertsdifferenz	$\bar{X}_1 - \bar{X}_2$	NA
Streuung	sd	NA
Anteil	p	NA
Korrelation	r	NA
Regressionsgewicht b		NA

Lösung

Kennwert	Statistik	Parameter
Mittelwert	\bar{X}	μ
		μ_1
Mittelwertsdifferenz	$\bar{X}_1 - \bar{X}_2$	$\mu_1 - \mu_2$
		μ_2
Streuung	sd	σ
Anteil	p	π
Korrelation	r	ρ
Regressionsgewicht b		β

5. Aufgabe

Das Testen von Nullhypothesen wird u.a. deswegen kritisiert, weil die Nullhypothese zumeist apriori als falsch bekannt ist, weswegen es keinen Sinn macht, sie zu testen.

Nennen Sie ein Verfahren von John Kruschke, das einen Äquivalenzbereich testet und insofern eine Alternative zum Testen von Nullhypothesen anbietet.

Hinweise:

- Geben Sie nur Kleinbuchstaben ein.
- Geben Sie nur ein einziges Wort ein.

Lösung

rope

6. Aufgabe

Diagramm Diagramm A

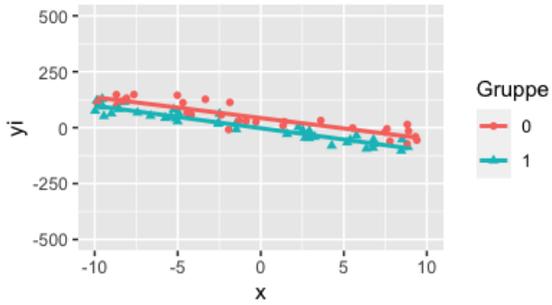


Diagramm Diagramm B

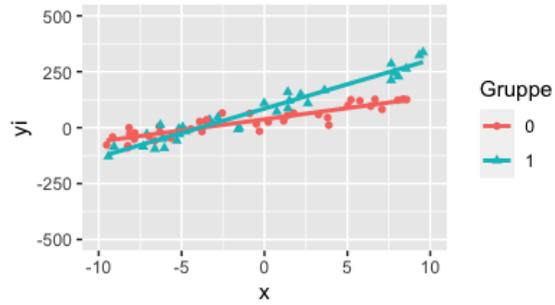


Diagramm Diagramm C

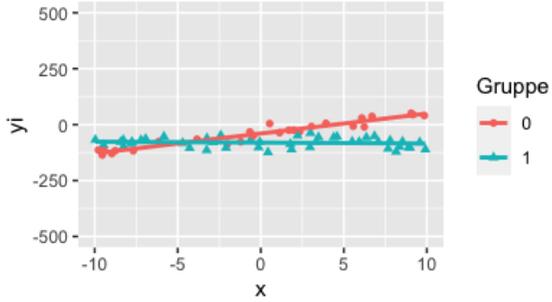


Diagramm Diagramm D

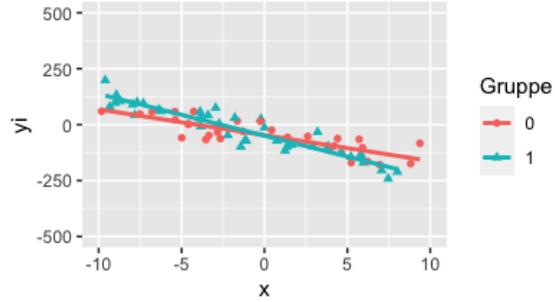
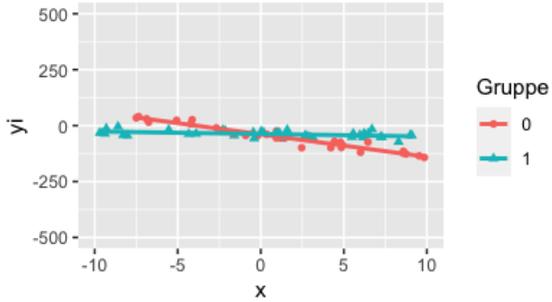


Diagramm Diagramm E



Wählen Sie das Diagramm, in dem *kein* Interaktionseffekt (in der Population) vorhanden ist (bzw. wählen Sie Diagramm, dass dies am ehesten darstellt).

- a. Diagramm A
- b. Diagramm B
- c. Diagramm C
- d. Diagramm D
- e. Diagramm E

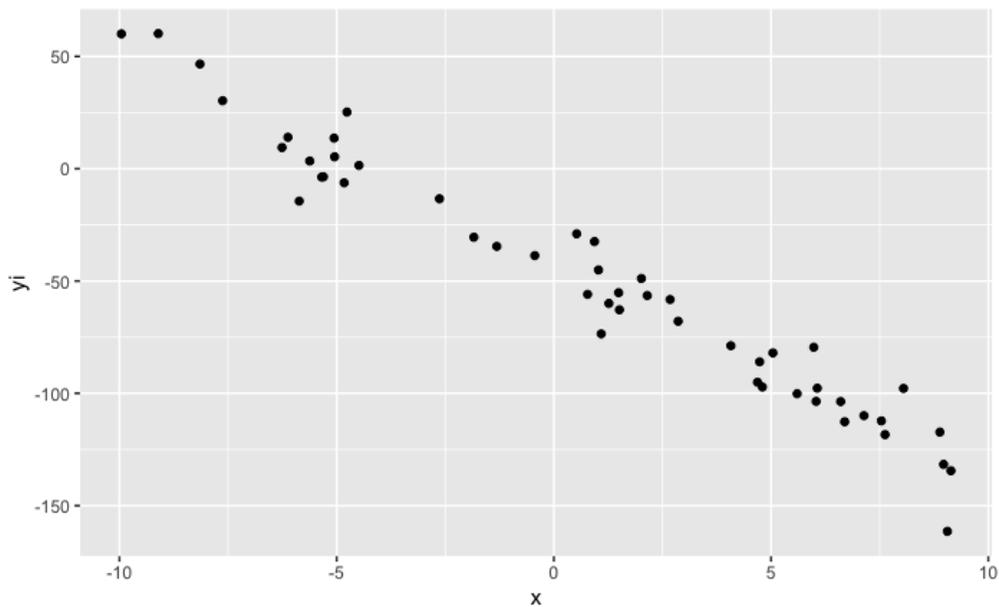
Lösung

Das Streudiagramm `Diagramm A` zeigt *keinen* Interaktionseffekt.

- a. Wahr
- b. Falsch
- c. Falsch
- d. Falsch
- e. Falsch

7. Aufgabe

Ein Streudiagramm von x und y ergibt folgende Abbildung:

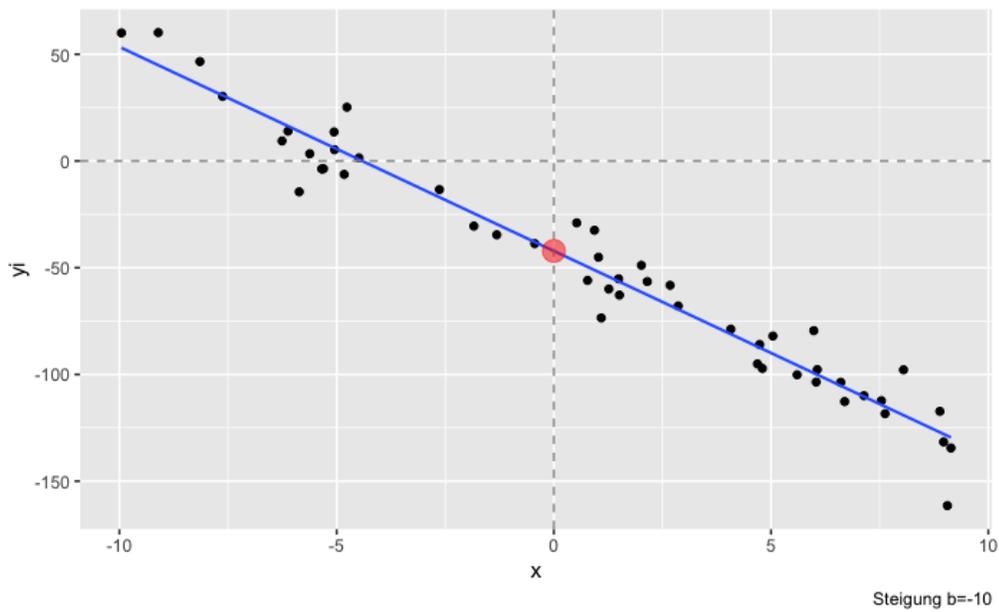


Wählen Sie das am besten passende Modell aus der Liste aus!

- a. $y = 40 + -10 \cdot x + \epsilon$
- b. $y = -40 + -10 \cdot x + \epsilon$
- c. $y = 40 + 10 \cdot x + \epsilon$
- d. $y = -40 + 10 \cdot x + \epsilon$
- e. $y = 0 + -40 \cdot x + \epsilon$

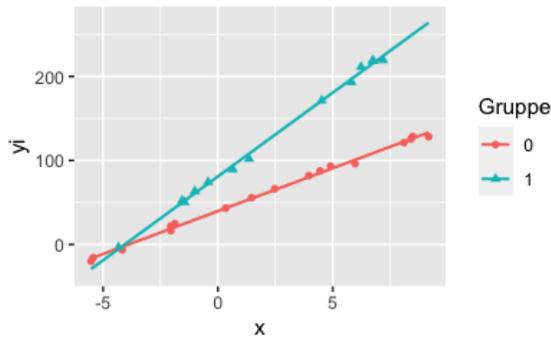
Lösung

Das dargestellte Modell lautet $y = -40 + -10 \cdot x + \epsilon$.



- a. Falsch
- b. Richtig
- c. Falsch
- d. Falsch
- e. Falsch

Ein Streudiagramm von x und y ergibt folgende Abbildung; dabei wird noch die Gruppierungsvariable g (mit den Stufen 0 und 1) berücksichtigt (vgl. Farbe und Form der Punkte). Zur besseren Orientierung ist die Regressionsgerade pro Gruppe eingezeichnet.



Wählen Sie das (für die Population) am besten passende Modell aus der Liste aus!

Hinweis: Ein Interaktionseffekt der Variablen x und g ist mit xg gekennzeichnet.

- a. $y = -40 + 10 \cdot x + -40 \cdot g + 0 \cdot xg + \epsilon$
- b. $y = -40 + 10 \cdot x + 40 \cdot g + 0 \cdot xg + \epsilon$
- c. $y = -40 + 10 \cdot x + -40 \cdot g + -10 \cdot xg + \epsilon$
- d. $y = 40 + 10 \cdot x + 40 \cdot g + 10 \cdot xg + \epsilon$

Lösung

Das dargestellte Modell lautet $y = 40 + 10 \cdot x + 40 \cdot g + 10 \cdot xg + \epsilon$. Der Modellfehler ϵ hat den Anteil 0.05 im Vergleich zur Streuung von y .

- a. Falsch
- b. Falsch
- c. Falsch
- d. Richtig

9. Aufgabe

Gegeben sei ein Datensatz mit folgenden Prädiktoren, wobei Studierende die Beobachtungseinheit darstellen:

- o X_1 : Geschlecht_Frau (0: nein, 1: ja)
- o X_2 : Letzte Mathenote (z-Wert)
- o X_3 : Alter (z-Wert)
- o X_4 : Interaktion von X_1 und X_2

Die vorherzusagende Variable (Y ; Kriterium) ist *Gehalt nach Studienabschluss*.

Folgende Modellparameter einer Regression (Least Squares) seien gegeben:

- o β_0 : 50
- o β_1 : 30
- o β_2 : 2
- o β_3 : 1
- o β_4 : 9

Welche der Aussagen ist korrekt?

- a. Für einen bestimmten (festen) Wert von $X_2 = \text{Letzte Mathenote (z-Wert)}$ und $X_3 = \text{Alter (z-Wert)}$ gilt, dass das Gehalt im Mittel höher ist bei $X_1 = 1$ im Vergleich zu $X_1 = 0$, laut dem Modell.
- b. Für einen bestimmten (festen) Wert von $X_2 = \text{Letzte Mathenote (z-Wert)}$ und $X_3 = \text{Alter (z-Wert)}$ gilt, dass das Gehalt im Mittel höher ist bei $X_1 = 0$ im Vergleich zu $X_1 = 1$, laut dem Modell.
- c. Der mittlere Gehaltsunterschied Y zweier Personen a und b , wobei bei Person a gilt $X_1 = 0$ und bei Person b gilt $X_1 = 1$, beträgt stets 50, laut dem Modell.
- d. Der mittlere Gehaltsunterschied Y zweier Personen a und b , wobei bei Person a gilt $X_1 = 0$ und bei Person b gilt $X_1 = 1$, kann *nicht* ohne weitere Angaben auf eine Zahl fixiert werden, laut dem Modell.
- e. Der mittlere Gehaltsunterschied von Menschen ist eine Wirkung von genau drei Ursachen: *Geschlecht_Frau* (0: nein, 1: ja), *Letzte Mathenote (z-Wert)*, *Alter (z-Wert)*, laut dem Modell.

Lösung

Die richtige Lösung lautet: A.

Erklärung:

Der Wert des Kriteriums (y) ist durch folgende Gleichung gegeben:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_1 x_2 .$$

Alle Regressionsgewichte (β) sind positiv, daher ist y je größer, desto höher die Prädiktorwerte sind.

Hält man einige x_2 und x_3 konstant (fest, fix), so wird daher die Gruppe mit $x_1 = 1$ höhere Werte in y aufweisen als die Gruppe mit $x_1 = 0$.

- a. Wahr
- b. Falsch
- c. Falsch
- d. Falsch
- e. Falsch

10. Aufgabe

Welches Ergebnis hat der R-Befehl `posterior_interval()` (R-Paket `rstanarm`)?

Wählen Sie die (am besten) passende Antwort aus.

Hinweis:

- o Soweit nicht anders benannt, ist immer die Voreinstellung der betreffenden Funktion gemeint.
- a. Er liefert einen Vorhersagewert aus der Posteriori-Verteilung.
- b. Er liefert ein Vorhersageintervall aus der Posteriori-Verteilung.
- c. Er liefert ein 90%-Vorhersageintervall aus der Posteriori-Verteilung.
- d. Er liefert ein 95%-Vorhersageintervall aus der Posteriori-Verteilung.
- e. Er liefert ein HDI-Vorhersageintervall aus der Posteriori-Verteilung.

Lösung

So können Sie sich Hilfe zu diesem Befehl ausgeben lassen:

```
help(posterior_interval)
```

- a. Falsch
- b. Falsch
- c. Wahr
- d. Falsch
- e. Falsch

11. Aufgabe

Betrachten Sie folgende Ausgabe eines Bayesmodell, das mit `rstanarm` "gefittet" wurde:

```
## stan_glm
## family:      gaussian [identity]
## formula:     price ~ cut
## observations: 1000
## predictors:  5
## -----
##              Median MAD_SD
## (Intercept)  4571.7   675.1
## cutGood      -570.2   777.2
## cutIdeal     -1288.3   688.1
## cutPremium    362.5   709.8
## cutVery Good -807.4   706.3
##
## Auxiliary parameter(s):
##              Median MAD_SD
## sigma 3795.0    82.4
```

Welche Aussage passt (am besten)?

Hinweise:

- Mit "Nullhypothese" ist im Folgenden dieser Ausdruck gemeint: $\mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$.
 - Gehen Sie davon aus, dass die Posteriori-Verteilungen der Regressionskoeffizienten normalverteilt sind.
 - Beziehen Sie sich bei den Antworten auf die oben dargestellten Daten.
- a. Die Nullhypothese ist falsch und muss daher verworfen werden.
 - b. Die Nullhypothese ist wahr und muss daher beibehalten werden.
 - c. Man kann schließen, dass bei allen Gruppenmittelwerte der Wert Null außerhalb des 95%-PI der Posteriori-Verteilung liegt.
 - d. Man kann *nicht* schließen, dass bei allen Gruppenmittelwerte der Wert Null außerhalb des 95%-PI der Posteriori-Verteilung liegt.
 - e. Man kann schließen, dass bei keinem der Gruppenmittelwerte der Wert Null außerhalb des 95%-PI der Posteriori-Verteilung liegt.

Lösung

- a. Falsch
- b. Falsch
- c. Falsch
- d. Wahr
- e. Falsch

12. Aufgabe

Berechnet man eine Posteriori-Verteilung mit `stan_glm()`, so kann man entweder die schwach informativen Prioriwerte der Standardeinstellung verwenden, oder selber Prioriwerte definieren.

Betrachten Sie dazu dieses Modell:

```
stan_glm(price ~ cut, data = diamonds,
         prior = normal(location = c(100, 100, 100, 100),
                        scale = c(100, 100, 100, 100)),
         prior_intercept = normal(3000, 500))
```

Welche Aussage dazu passt (am besten)?

- a. Es wird für (genau) einen Parameter eine Priori-Verteilung definiert.
- b. Für keinen Parameter liegt apriori die Wahrscheinlichkeit für einen negativen Wert bei mehr als 5%.
- c. Mit `prior = normal()` werden Gruppenmittelwerte definiert.
- d. Alle Parameter des Modells sind normalverteilt.
- e. mit `prior_intercept = normal(3000, 500)` wird praktisch eine Gleichverteilung definiert (da die Streuung sehr hoch ist).

Lösung

- a. Falsch
- b. Wahr
- c. Falsch
- d. Falsch
- e. Falsch

13. Aufgabe

Berechnet man eine Posteriori-Verteilung mit `stan_glm()`, so kann man entweder die schwach informativen Prioriwerte der Standardeinstellung verwenden, oder selber Prioriwerte definieren.

Betrachten Sie dazu dieses Modell:

```
stan_glm(price ~ cut, data = diamonds,
         prior = normal(location = c(100, 100, 100, 100),
                        scale = c(100, 100, 100, 100)),
         prior_intercept = normal(3000, 500))
```

Wie viele Parameter gibt es in diesem Modell?

Hinweise:

- Geben Sie nur eine (ganze) Zahl ein.

Lösung

Berechnet man das Modell, so kann man sich auch Infos über die Priors ausgeben lassen:

```
m1 <- stan_glm(price ~ cut, data = diamonds,
              prior = normal(location = c(100, 100, 100, 100),
```

```

                scale = c(100, 100, 100, 100)),
prior_intercept = normal(3000, 500),
refresh = 0)

prior_summary(m1)

## Priors for model 'm1'
## -----
## Intercept (after predictors centered)
## ~ normal(location = 3000, scale = 500)
##
## Coefficients
## ~ normal(location = [100,100,100,...], scale = [100,100,100,...])
##
## Auxiliary (sigma)
## Specified prior:
## ~ exponential(rate = 1)
## Adjusted prior:
## ~ exponential(rate = 0.00025)
## -----
## See help('prior_summary.stanreg') for more details

```

Wie man sieht, wird für die Streuung im Standard eine Exponentialverteilung verwendet von `stan_glm()`. Gibt man also nicht an - wie im Beispiel `m1` oben, so wird `stan_glm()` für die Streuung, d.h. `prior_aux` eine Exponentialverteilung verwenden. Zu beachten ist, dass `stan_glm()` eine automatische Skalierung vornimmt.

S. [hier](#) für weitere Erläuterung.

Möchte man den Prior für die Streuung direkt ansprechen, so kann man das so formulieren:

```

m2 <- stan_glm(price ~ cut, data = diamonds,
               prior = normal(location = c(100, 100, 100, 100),
                                scale = c(100, 100, 100, 100)),
               prior_intercept = normal(3000, 500),
               prior_aux = exponential(1)
               refresh = 0)

prior_summary(m1)

## Error: <text>:6:16: unexpected symbol
## 5:                prior_aux = exponential(1)
## 6:                refresh
##                   ^

```

Zu beachten ist beim selber definieren der Priors, dass dann keine Auto-Skalierung von `stan_glm()` vorgenommen wird, es sei denn, man weist es explizit an:

```

m3 <- stan_glm(price ~ cut, data = diamonds,
               prior = normal(location = c(100, 100, 100, 100),
                                scale = c(100, 100, 100, 100),
                                autoscale = TRUE),
               prior_intercept = normal(3000, 500, autoscale = TRUE),
               prior_aux = exponential(1, autoscale = TRUE),
               chain = 1, # nur 1 mal Stichproben ziehen, um Zeit zu sparen
               refresh = 0)

## Warning: Tail Effective Samples Size (ESS) is too low, indicating posterior variances and tail quantiles may be unreliable.
## Running the chains for more iterations may help. See
## http://mc-stan.org/misc/warnings.html#tail-ess

prior_summary(m3)

## Priors for model 'm3'
## -----
## Intercept (after predictors centered)
## Specified prior:
## ~ normal(location = 3000, scale = 500)
## Adjusted prior:
## ~ normal(location = 3000, scale = 2e+06)
##
## Coefficients
## Specified prior:
## ~ normal(location = [100,100,100,...], scale = [100,100,100,...])
## Adjusted prior:
## ~ normal(location = [100,100,100,...], scale = [1129833.17, 868199.02, 936606.47,...])
##
## Auxiliary (sigma)
## Specified prior:
## ~ exponential(rate = 1)
## Adjusted prior:
## ~ exponential(rate = 0.00025)
## -----
## See help('prior_summary.stanreg') for more details

```

Grundsätzlich ist es nützlich für die numerische Stabilität, dass die Zahlen (hier die Parameterwerte) etwa die gleiche Größenordnung haben, am besten um die 0-1 herum. Daher bietet sich oft eine z-Standardisierung an.

Unabhängig von der der Art der Parameter ist die Anzahl immer gleich.

Die Anzahl der Parameter in diesem Modell ist: 11

- Achsenabschnitt: 2 Parameter (MW, SD) - `prior_intercept`
- 4 Regressionsparameter: je 2 Parameter (MW, SD), d.h. insgesamt 8 - `prior_normal`
- Sigma (Streuung der y-Werte): 1 Parameter (Rate lambda) - `prior_aux`.

14. Aufgabe

Sei $X \sim \mathcal{N}(42, 7)$ und $x_1 = 28$.

Berechnen Sie den z-Wert für x_1 !

Hinweis:

- Runden Sie ggf. auf die nächste ganze Zahl.

Lösung

$$x1_z = (x1 - x_mw) / x_sd$$

-2

15. Aufgabe

John Kruschke hat einen (Absolut-)Wert vorgeschlagen, als Grenze für Regressionskoeffizienten "vernachlässigbarer" Größe.

Nennen Sie diesen Wert!

Hinweise:

- Geben Sie nur Zahlen ein (und ggf. Dezimaltrennzeichen).
- Führende Nullen dürfen auch bei Zahlen kleiner als 1 nicht weggelassen werden.

Lösung

0.05

16. Aufgabe

Im Datensatz `mtcars`: Ist der (mittlere) Unterschied im Spritverbrauch zwischen den beiden Gruppen *Automatik* vs. *Schaltgetriebe* vernachlässigbar?

Definieren Sie selber, was "vernachlässigbar klein" bedeutet. Oder greifen Sie auf die Definition "höchstens eine Meile" zurück.

Prüfen Sie rechnerisch, anhand des angegebenen Datensatzes, folgende Behauptung:

Behauptung: "Der Unterschied ist vernachlässigbar klein!"

Wählen Sie die Antwortoption, die am besten zu der obigen Behauptung passt!

Hinweise:

- Sie benötigen einen Computer, um diese Aufgabe zu lösen.
- Verwenden Sie die statistischen Methoden, die im Unterricht behandelt wurden.
- Verwenden Sie Ansätze aus der Bayes-Statistik zur Lösung dieser Aufgabe.

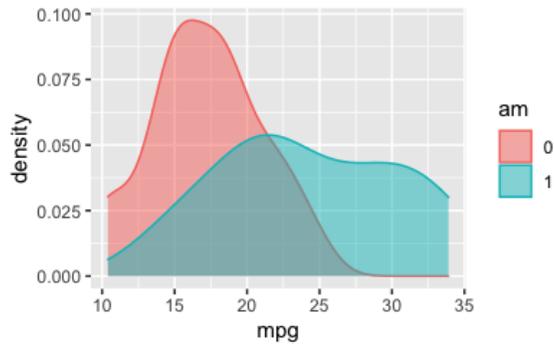
Antwortoptionen:

- Ja, die Behauptung ist korrekt.
- Nein, die Behauptung ist falsch.
- Die Daten sind bzw. das Modell nicht konkludent; es ist keine Entscheidung über die Behauptung möglich.
- Auf Basis der bereitgestellten Informationen ist keine Entscheidung möglich über die Behauptung.

Lösung

Zur ersten Orientierung erstellen wir uns, rein deskriptiv, eine Darstellung des Spritverbrauchs beider Gruppen, z.B. so:

```
mtcars %>%
  mutate(am = factor(am)) %>%
  ggplot() +
  aes(x = mpg, color = am, fill = am) +
  geom_density(alpha = .5)
```



Man sieht direkt, dass es substantielle Unterschiede zwischen den beiden Gruppen gibt. Vermutlich wird das Modell, das wir gleich berechnen, uns wenig überraschen, sondern den deskriptiven Befund widerspiegeln.

Modell berechnen:

```
library(rstanarm)
library(tidyverse)
data(mtcars)

m1_mtcars <- stan_glm(mpg ~ am, data = mtcars, refresh = 0)
```

Posteriori-Verteilung betrachten:

```
m1_mtcars

## stan_glm
## family:      gaussian [identity]
## formula:     mpg ~ am
## observations: 32
## predictors:  2
## -----
##              Median MAD_SD
## (Intercept) 17.2   1.2
## am          7.3   1.8
##
## Auxiliary parameter(s):
##              Median MAD_SD
## sigma 5.0   0.6
## -----
## * For help interpreting the printed output see ?print.stanreg
## * For info on the priors used see ?prior_summary.stanreg

coef(m1_mtcars)

## (Intercept)      am
##      17.2      7.3

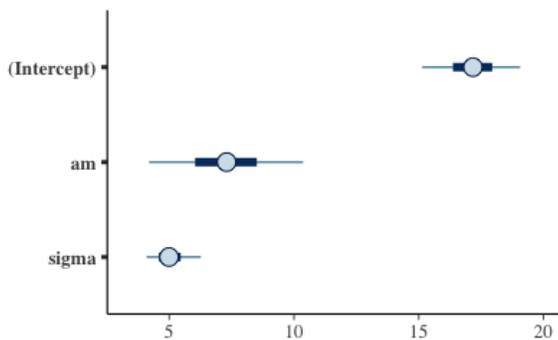
posterior_interval(m1_mtcars, prob = .95)

##              2.5% 97.5%
## (Intercept) 14.6 19.5
## am          3.6 11.0
## sigma       3.9 6.6
```

Spuckt ein PI aus, kein HDI (HDI noch nicht implementiert in `rstanarm`).

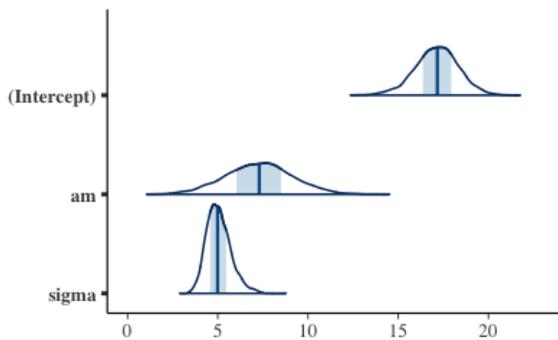
Visualisieren der Posteriori-Verteilung:

```
plot(m1_mtcars)
```



Oder als Histogramm:

```
library(bayesplot)
mcmc_areas(m1_mtcars)
```



Man sieht direkt, dass der Unterschied komplett außerhalb des Rope liegt.

Rope berechnen:

```
library(bayestestR)
rope_m1 <- rope(m1_mtcars, range = c(-1, 1)) # ±1 Meile Unterschied
```

Rope visualisieren:

```
plot(rope_m1)
```

```
## Error: Failed at retrieving data :( Please provide original model or data through the `data` argument
```

Man sieht, dass der "Berg" - die Posteriori-Verteilung bzw. der Bereich plausibler Werte - außerhalb des Rope-Bereichs liegt.

Wir können also die Hypothese, dass der Unterschied zwischen beiden Gruppen praktisch Null ist, verwerfen.

Natürlich ist das nur ein deskriptiver Befund, wir können nichts dazu sagen, ob der Unterschied auch ein kausaler Effekt ist.

Alternative Rope-Definition: Z-Standardisieren.

Ein kleiner Effekt ist, laut Kruschke 2018, ein Unterschied der nicht größer ist als ± 0.1 SD.

```
m2_mtcars <-
  mtcars %>%
  mutate(mpg_z = scale(mpg)) %>%
  stan_glm(mpg_z ~ am, data = ., refresh = 0)
```

```
rope(m2_mtcars)
```

```
## # Proportion of samples inside the ROPE [-0.10, 0.10]:
```

```
##
## Parameter | inside ROPE
## -----
## (Intercept) | 0.00 %
## am | 0.00 %
```

```
plot(rope(m2_mtcars))
```

```
## Error: Failed at retrieving data :( Please provide original model or data through the `data` argument
```

- a. Falsch
- b. Richtig
- c. Falsch
- d. Falsch

17. Aufgabe

Einer der (bisher) größten Studien der Untersuchung psychologischer Konsequenzen (oder Korrelate) der Covid-Zeit ist die Studie [COVIDiStress](#).

Im Folgenden sollen Sie folgende Forschungsfrage untersuchen:

Ist der Zusammenhang von Stress (PSS10_avg, AV) und Neurotizismus (neu, UV) vernachlässigbar klein?

Den Datensatz können Sie so herunterladen (Achtung, groß):

```
osf_d_path <- "https://osf.io/cjxua/?action=download"
d <- read_csv(osf_d_path)
## Warning: One or more parsing issues, see `problems()` for details
```

Hinweise:

- o Sie benötigen einen Computer, um diese Aufgabe zu lösen.
- o Verwenden Sie die statistischen Methoden, die im Unterricht behandelt wurden.
- o Verwenden Sie Ansätze aus der Bayes-Statistik zur Lösung dieser Aufgabe.
- o Bei der Variable für Geschlecht können Sie sich auf Fälle begrenzen, die Männer und Frauen umfassen.
- o Wandeln Sie die die Variable für Geschlecht in eine binäre Variable - also Werte mit 0 und 1 - um.
- o Alle Daten (und weitere Informationen) zum Projekt sind [hier](#) abgelegt.
- o Eine Beschreibung der Variablen der Studie finden Sie [hier](#).

Antwortoptionen

- a. Ja
- b. Nein
- c. Die Daten sind nicht konkludent; es ist keine Entscheidung möglich.
- d. Auf Basis der bereitgestellten Informationen ist keine Entscheidung möglich.

Lösung

Pakete laden:

```
library(tidyverse)
library(rstanarm)
library(rstatix)
library(bayestestR)
```

Wie groß ist der Datensatz (im Speicher) eigentlich, in Megabyte?

```
object.size(d) / 1024 / 1024
## 156.8 bytes
```

Relevante Spalten auswählen:

```
d2 <-
  d %>%
  select(PSS10_avg, neu)
```

Datensatz aufbereiten:

```
d3 <-
  d2 %>%
  drop_na()
```

Modell berechnen:

```
m1 <-
  stan_glm(PSS10_avg ~ neu,
           refresh = 0,
           data = d3)
```

Modellkoeffizienten auslesen:

```
coef(m1)
## (Intercept)      neu
##          1.45      0.35
```

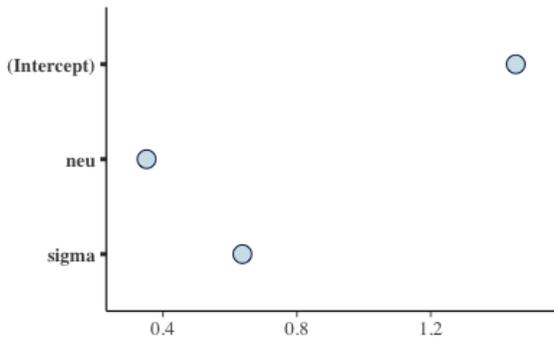
Posteriori-Verteilung auslesen:

```
posterior_interval(m1, prob = .89)
##          5.5% 94.5%
## (Intercept) 1.44 1.46
```

```
## neu      0.35  0.35
## sigma    0.63  0.64
```

Posteriori-Verteilung plotten:

```
plot(m1)
```



Rope berechnen:

```
rope_m1 <- rope(m1)
```

Rope visualisieren:

```
plot(rope_m1)
```

```
## Error in `[.data.frame`(data, , levels_order): undefined columns selected
```

- a. Falsch
- b. Wahr
- c. Falsch
- d. Falsch

18. Aufgabe

Einer der (bisher) größten Studien der Untersuchung psychologischer Konsequenzen (oder Korrelate) der Covid-Zeit ist die Studie [COVIDiStress](#).

Im Folgenden sollen Sie folgende Forschungsfrage untersuchen:

Forschungsfrage:

Ist der Unterschied zwischen Männern und Frauen (Dem_gender) im Hinblick zum Zusammenhang von Stress ($PSS10_avg$, AV) und Neurotizismus (neu , UV) vernachlässigbar klein?

Den Datensatz können Sie so herunterladen (Achtung, groß):

```
osf_d_path <- "https://osf.io/cjxua/?action=download"
d <- read_csv(osf_d_path)
## Warning: One or more parsing issues, see `problems()` for details
```

Hinweise:

- o Sie benötigen einen Computer, um diese Aufgabe zu lösen.
- o Verwenden Sie die statistischen Methoden, die im Unterricht behandelt wurden.
- o Verwenden Sie Ansätze aus der Bayes-Statistik zur Lösung dieser Aufgabe.
- o Bei der Variable für Geschlecht können Sie sich auf Fälle begrenzen, die Männer und Frauen umfassen.
- o Wandeln Sie die die Variable für Geschlecht in eine binäre Variable - also Werte mit 0 und 1 - um.
- o Alle Daten (und weitere Informationen) zum Projekt sind [hier](#) abgelegt.
- o Eine Beschreibung der Variablen der Studie finden Sie [hier](#).

Antwortoptionen:

- a. Ja
- b. Nein
- c. Die Daten sind nicht konkludent; es ist keine Entscheidung möglich.
- d. Auf Basis der bereitgestellten Informationen ist keine Entscheidung möglich.

Lösung

Pakete laden:

```
library(tidyverse)
library(rstanarm)
library(rstatax)
library(bayestestR)
```

Relevante Spalten auswählen:

```
d2 <-
  d %>%
  select(PSS10_avg, neu, Dem_gender)
```

Das sind die Variablen:

- o Stress
- o Neurotizismus
- o Geschlecht

Deskriptive Statistiken zum Datensatz:

```
d2 %>%
  get_summary_stats(type = "robust")
```

```
## # A tibble: 2 × 4
##   variable      n median  iqr
##   <chr>      <dbl> <dbl> <dbl>
## 1 neu        108367  3.33  1.33
## 2 PSS10_avg  116097  2.6   1
```

```
d2 %>%
  count(Dem_gender)
```

```
## # A tibble: 4 × 2
##   Dem_gender      n
##   <chr>          <int>
## 1 Female        90400
## 2 Male          33126
## 3 Other/would rather not say 1474
## 4 <NA>          306
```

Datensatz aufbereiten:

```
d3 <-
  d2 %>%
  filter(Dem_gender %in% c("Female", "Male")) %>%
  drop_na() %>%
  mutate(Female = ifelse(Dem_gender == "Female", 1, 0)) %>%
  select(-Dem_gender)
```

Check:

```
d3 %>%
  count(Female)

## # A tibble: 2 × 2
##   Female      n
##   <dbl> <int>
## 1     0 28371
## 2     1 78472
```

Check:

```
d3 %>%
  get_summary_stats()

## # A tibble: 3 × 13
##   variable      n  min  max median    q1    q3  iqr  mad  mean
##   <chr>      <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl> <dbl>
## 1 Female    106843    0    1    1    0    1    1    0  0.734
## 2 neu       106843    1    6    3.33  2.67  4    1.33  0.988  3.34
## 3 PSS10_avg 106843    1    5    2.6   2.1  3.1  1    0.741  2.62
## # ... with 3 more variables: sd <dbl>, se <dbl>, ci <dbl>
```

Modell berechnen:

```
m1 <-
  stan_glm(PSS10_avg ~ neu + Female + PSS10_avg:Female,
  refresh = 0,
  data = d3)
```

Modellkoeffizienten auslesen:

```
coef(m1)

##   (Intercept)          neu      Female PSS10_avg:Female
##         2.12          0.11      -2.29          0.92
```

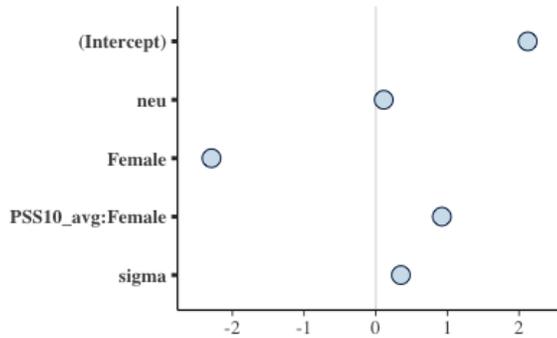
Posteriori-Verteilung auslesen:

```
posterior_interval(m1, prob = .89)

##           5.5% 94.5%
## (Intercept)  2.11  2.13
## neu          0.11  0.11
## Female      -2.30 -2.28
## PSS10_avg:Female 0.92  0.93
## sigma       0.35  0.35
```

Posteriori-Verteilung plotten:

```
plot(m1)
```



Rope berechnen:

```
rope(m1)
```

```
## # Proportion of samples inside the ROPE [-0.07, 0.07]:
##
## Parameter | inside ROPE
## -----|-----
## (Intercept) | 0.00 %
## neu | 0.00 %
## Female | 0.00 %
## PSS10_avg:Female | 0.00 %
```

Rope visualisieren:

```
plot(rope(m1))
```

```
## Error in `[.data.frame`(data, , levels_order): undefined columns selected
```

- a. Falsch
- b. Wahr
- c. Falsch
- d. Falsch