

Multivariate Verfahren

Einheit 1: Wiederholung und Einführung in multivariate Verfahren

Wintersemester 2025 | Prof. Dr. Stephan Goerigk

Kontakt

Prof. Dr. phil. Stephan Goerigk

Psychologische Methodenlehre

Infanteriestraße 11a · 80797 München ·

stephan.goerigk@charlotte-fresenius-uni.de

Zoom Sprechstunde (bitte per Email anmelden):

- Meeting-ID: 284 567 8838
- Kenncode: 807174

Commitment to Research Transparency

<http://www.researchtransparency.org>



Übersicht Lehrveranstaltung

Termine:

- Mittwoch 14:45 - 16:15
- Raum: HS P2 001

Begleitende Übung zur Vorlesung (Blockunterricht):

- Dozentin: Janika Saretzki (janika.saretzki@charlotte-fresenius-uni.de)

Materialien:

- werden auf [Studynet](https://studynet.hs-fresenius.de/ilias.php?baseClass=ilrepositorygui&ref_id=49744) (https://studynet.hs-fresenius.de/ilias.php?baseClass=ilrepositorygui&ref_id=49744) bereitgestellt

Prüfungsleistung:

- Portfolio (Abgabetermin: März 2026)

Material (bitte mitbringen)

Es werden Berechnungen mit R durchgeführt

- Installation R und RStudio (idealerweise) auf eigenem Laptop
- Material auf Lernplattform Studynet
- Foliensätze
- Wiederholung: R Einführung (Skriptum, Bachelor)
- Installationsskript für relevante R Pakete
- Markdown Code zur Bearbeitung der Prüfungsleistung (Portfolio)

Prüfungsleistung - Portfolio

- Im Verlauf des Semesters angefertigtes Lernportfolio
- Besteht aus mehreren Aufgaben zur Überprüfung der im Modul vermittelten Kompetenzen
- Arbeiten mit Anwendungsbezug (z.B. Studienplanung)
- Analysen und Analyseprotokolle
- grafische Aufbereitungen
- Thesenpapiere und Reflexionen
- Die Aufgaben werden in einem RMarkdown Codebook bearbeitet.
- Aufgaben werden während des Semesters bearbeitet, Codebook wird am Semesterende in studynet abgegeben (Uploadbereich).

Einführung in multivariate Verfahren

Was sind multivariate Verfahren?

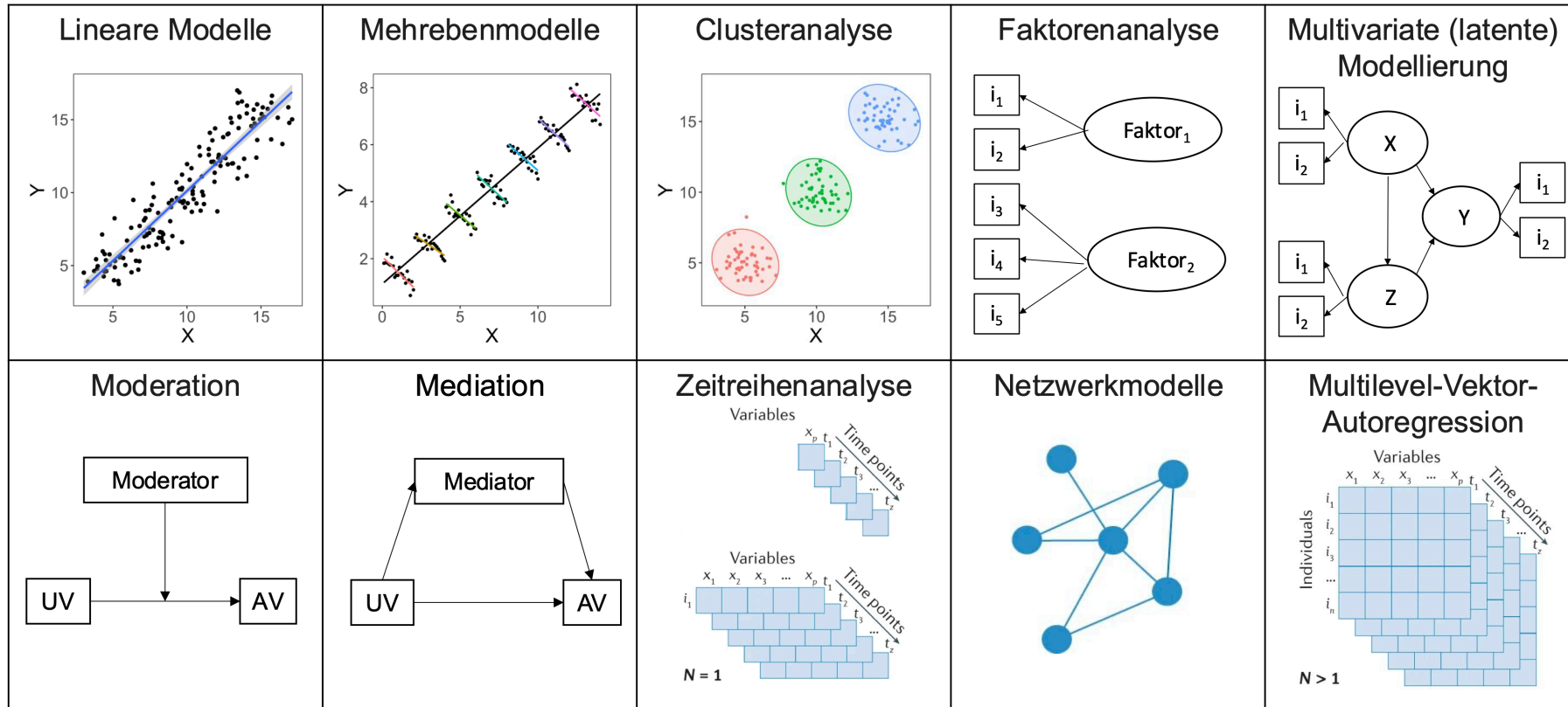
- Statistische Methoden zur gleichzeitigen Analyse mehrerer Variablen.
- Erfassen komplexer Zusammenhänge zwischen verschiedenen Einflussgrößen.
- Nutzen sowohl in der Hypothesengenerierung (strukturentdeckende Verfahren) als auch in der Hypothesenprüfung (strukturprüfende Verfahren).

Rolle in der Psychologie

- Evaluation der Wirksamkeit von Interventionen auf unterschiedliche Maße (Outcomes).
- Vorhersage von Verhaltensweisen oder psychischen Störungen auf Basis mehrerer Prädiktoren.
- Gruppierung von Personen mit ähnlichen Merkmalen oder Symptomen (z.B. in der klinischen Psychologie).
- Evaluation von Theorien durch Analyse der Beziehungen zwischen mehreren Variablen gleichzeitig.

Einführung in multivariate Verfahren

Multivariate Verfahren - Semesterfahrplan



Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

- Regression ist eines der flexibelsten Modelle der Statistik - Logik des Regressionsmodells:

Zu Erklärender Teil (AV) = Erklärender Teil (UVs)

$$Y = X + \varepsilon$$

Daten = Modell + Fehler

Daten = Erklärte Varianz + Unerklärte Varianz

Daten = Systematischer Anteil + Unsystematischer Anteil

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

- Regression ist eines der flexibelsten Modelle der Statistik - Logik des Regressionsmodells:

$$Y = X + \varepsilon$$

Y / Kriterium / Abhängige Variable

Alle Variablenarten erlaubt - Regressionstyp ändert sich

Allgemeines lineares Modell (LM):

- kontinuierlich numerisch (normalverteilte Fehler)

Verallgemeinertes lineares Modell (GLM):

- nominale Variablen / Kategorien (logistische Regression)
- Anzahl Events (z.B. Poisson-Regression, negativ-bionomiale Regression)
- Prozente (Probit-Regression, Beta-Regression)
- Zeit bis Event (Survivalanalyse)

X / Prädiktor / Unabhängige Variable

Alle Variablenarten erlaubt - Regressionstyp ändert sich nicht

- 1 Prädiktor = Einfache Regression
- > 1 Prädiktoren = Multiple Regression
 - ohne Interaktion
 - mit Interaktion
- Für numerische Prädiktoren wird 1 Steigung geschätzt
- Kategoriale Prädiktoren werden dummy-codiert
 - es werden k-1 Steigungen geschätzt
 - Jede Steigung quantifiziert der Unterschied von Kategorie k_i zur Referenzkategorie k_0

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Lineare Regressionsfunktion

$X \rightarrow Y$ Regressionsfunktion und Beobachtungswerte

- Jeder Punkt repräsentiert eine Kombination aus X und Y Werten
- Wir könnten also sagen, jeder Punkt ist eine Person aus unserem Beispiel
- Es gilt, in der Regression eine Funktion zu finden, die diese Daten möglichst genau widerspiegelt

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Lineare Regressionsfunktion

$X \rightarrow Y$ Regressionsfunktion und Beobachtungswerte

- Im Falle der *linearen* Regression wird unterstellt, dass diese Funktion linear, also eine Gerade ist

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Lineare Regressionsfunktion

$X \rightarrow Y$ Regressionsfunktion und Beobachtungswerte

- Theoretisch wären allerdings auch andere Funktionen denkbar.
- Diese beschreiben die vorliegenden Daten ggf. besser, sind aber nicht so leicht interpretierbar/generalisierbar.

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Lineare Regressionsfunktion

$X \rightarrow Y$ Regressionsfunktion und Beobachtungswerte

- Jeder Beobachtungspunkt hat für den X Wert einen entsprechenden Y Wert.
- Er ist somit eindeutig für die beiden Variablen definiert.

ABER:

- Für jeden gegebenen X Wert lässt sich ein Punkt auf der Geraden finden, der einen anderen Y Wert hat

Einfache lineare Regression

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

$X \rightarrow Y$ Regressionsfunktion und Beobachtungswerte

- Der pinke Punkt ist der gemäß der linearen Funktion geschätzte \hat{Y} Wert für den Punkt X
- Es ist also der Wert, den man unter Annahme eines linearen Zusammenhangs **erwarten** würde
- Diese Punkte haben den X Wert gemeinsam aber sind unterschiedlich im Y Wert.

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Lineare Regressionsfunktion

$X \rightarrow Y$ Regressionsfunktion und Beobachtungswerte

- Wie wir aber sehen, gibt es hier einen Unterschied in den beiden Y Werten
- Dieser Unterschied ist unser sogenannter Vorhersagefehler oder auch **Residuum**
- Differenz zwischen Beobachtungswert und vorhergesagtem Wert
- Das Residuum wird mit ε_i bezeichnet

Formel für das Residuum:

$$\varepsilon_i = \hat{y}_i - y_i$$

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Lineare Regressionsfunktion

$X \rightarrow Y$ Regressionsfunktion und Beobachtungswerte

.pull-right[

$$\hat{y}_i = a + b \cdot x_i + \varepsilon_i$$

a : Y-Achsenabschnitt

b : Steigungsparameter

Interpretation:

a : Wert, den Y hat, wenn $X = 0$ ist

b : Veränderung von Y bei Zunahme von X um 1 Einheit

In dieser Vorlesung nutzen wir oft folgende Notation:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_i + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Residuen und Zielfunktion

$$\hat{y}_i = a + b \cdot x_i + \varepsilon_i$$

a : Y-Achsenabschnitt

b : Steigungsparameter

- Theoretisch sind endlos viele Geraden denkbar, die die Punktwolke alle an unterschiedlichen Stellen durchschneiden
- Wir wollen aber genau die Gerade finden, welche die Daten am allerbesten beschreibt.

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Residuen und Zielfunktion

Ziel:

- Y-Achsenabschnitt und Steigung so wählen, dass die lineare Funktion die Punkte möglichst gut widerspiegelt
- gut widerspiegeln = Abstand zwischen dem Beobachtungswert und dem gemäß linearer Funktion geschätzten Wert möglichst klein halten

Bildliche Vorstellung:

Wenn ich die Residuen aller Beobachtungswerte zu einer Schnur aneinanderhänge, soll diese Schnur möglichst kurz sein

Residuen und Zielfunktion

Es liegt ein Optimierungsproblem vor:

- Die Summe der quadrierten Residuen wird über alle Beobachtungswerte minimiert
- So werden die optimalen Werte für a und b gefunden
- Quadrierung verhindert, dass sich negative und positive Werte ausgleichen

$$\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \varepsilon_1^2 + \varepsilon_2^2 \dots + \varepsilon_n^2 \rightarrow \min_{a,b}$$

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Kategoriale Prädiktoren: Dummy und Effektkodierung

- kategorialer Prädiktor lässt sich mathematisch integrieren, indem Kategorien numerisch kodiert werden
- Bei 0 und 1 spricht man von einer **Dummy-Kodierung** (z.B.: gesund = 0, erkrankt = 1)
- Bei -1 und 1 spricht man von einer **Effekt-Kodierung** (z.B.: gesund = -1, erkrankt = 1)
- Zahlen sind arbiträr (0 und 4 wäre auch möglich), aber Kodierung mit 1 ist leichter zu interpretieren.

UV: Gruppe (nominal dichotom)	UV: Gruppe (Dummy-kodiert)	UV: Gruppe (Effekt-kodiert)	AV: Sorgen (skaliert von 1-12)
Gesund	0	-1	3.44
Gesund	0	-1	3.77
Gesund	0	-1	5.56
Gesund	0	-1	4.07
Gesund	0	-1	4.13
Gesund	0	-1	5.72
Gesund	0	-1	4.46
Gesund	0	-1	2.73
GAD	1	1	8.31
GAD	1	1	8.55
GAD	1	1	10.22
GAD	1	1	9.36
GAD	1	1	9.40
GAD	1	1	9.11
GAD	1	1	8.44
GAD	1	1	10.79

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Kategoriale Prädiktoren: Dummy und Effektkodierung

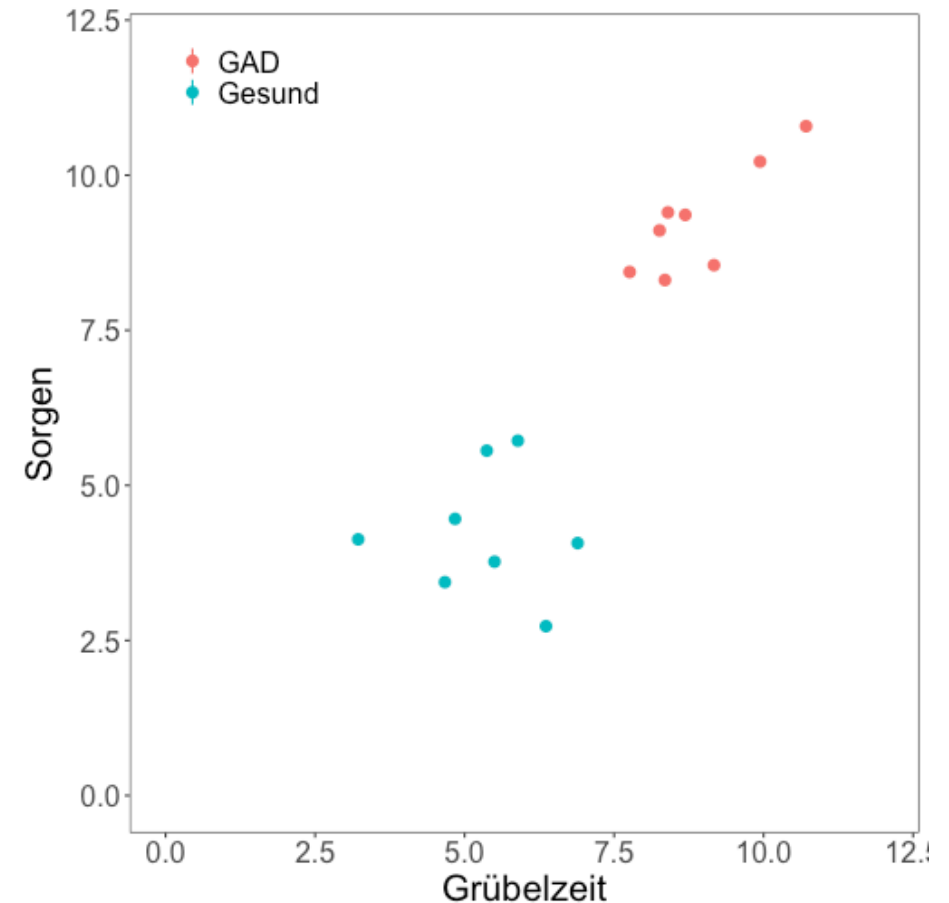
- Art der Kodierung ist wichtig für Interpretation von Modellkoeffizienten
- Auswirkung auf Y-Achsenschnittpunkt (Intercept)
- Auswirkung auf Steigungskoeffizient anderer Prädiktoren

UV: Gruppe (nominal dichotom)	UV: Gruppe (Dummy-kodiert)	UV: Gruppe (Effekt-kodiert)	AV: Sorgen (skaliert von 1-12)	UV: Grübelzeit
Gesund	0	-1	3.44	4.67
Gesund	0	-1	3.77	5.50
Gesund	0	-1	5.56	5.37
Gesund	0	-1	4.07	6.89
Gesund	0	-1	4.13	3.22
Gesund	0	-1	5.72	5.89
Gesund	0	-1	4.46	4.84
Gesund	0	-1	2.73	6.36
GAD	1	1	8.31	8.35
GAD	1	1	8.55	9.17
GAD	1	1	10.22	9.94
GAD	1	1	9.36	8.69
GAD	1	1	9.40	8.40
GAD	1	1	9.11	8.26
GAD	1	1	8.44	7.76
GAD	1	1	10.79	10.71

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Kategoriale Prädiktoren: Dummy und Effektkodierung

- Art der Kodierung ist wichtig für Interpretation von Modellkoeffizienten
- Auswirkung auf Y-Achsenschnittpunkt (Intercept)
- Auswirkung auf Steigungskoeffizient anderer Prädiktoren



Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Kategoriale Prädiktoren: Dummy und Effektkodierung

Dummy-Kodierung (gesund = 0, erkrankt = 1)

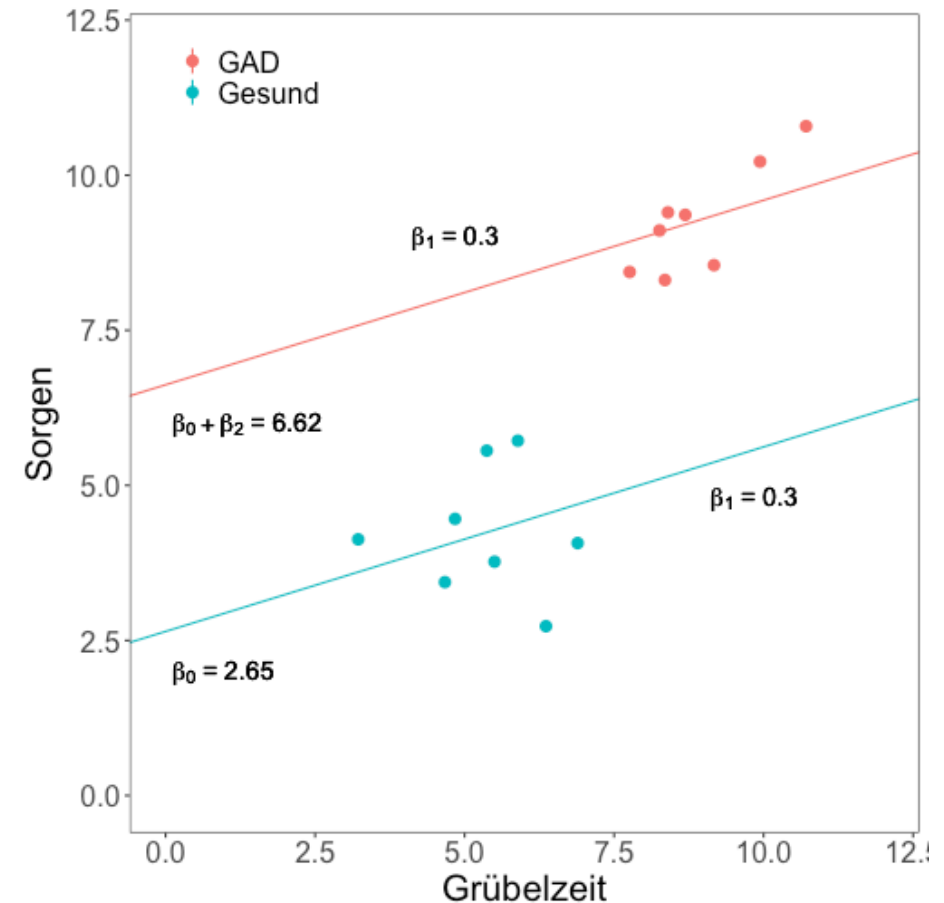
Notation:

$$Sorgen_i = \beta_0 + \beta_1 Gr\ddot{u}belzeit_i + \beta_2 Gruppe_i + \varepsilon_i$$

In R:

```
mod1 = lm(Sorgen ~ Gr  belzeit + Gruppe_dummy, data = df)
coef(mod1)
```

(Intercept)	Gr��belzeit	Gruppe_dummy
2.6454950	0.2975208	3.9760945



Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Kategoriale Prädiktoren: Dummy und Effektkodierung

Effekt-Kodierung (gesund = -1, erkrankt = 1)

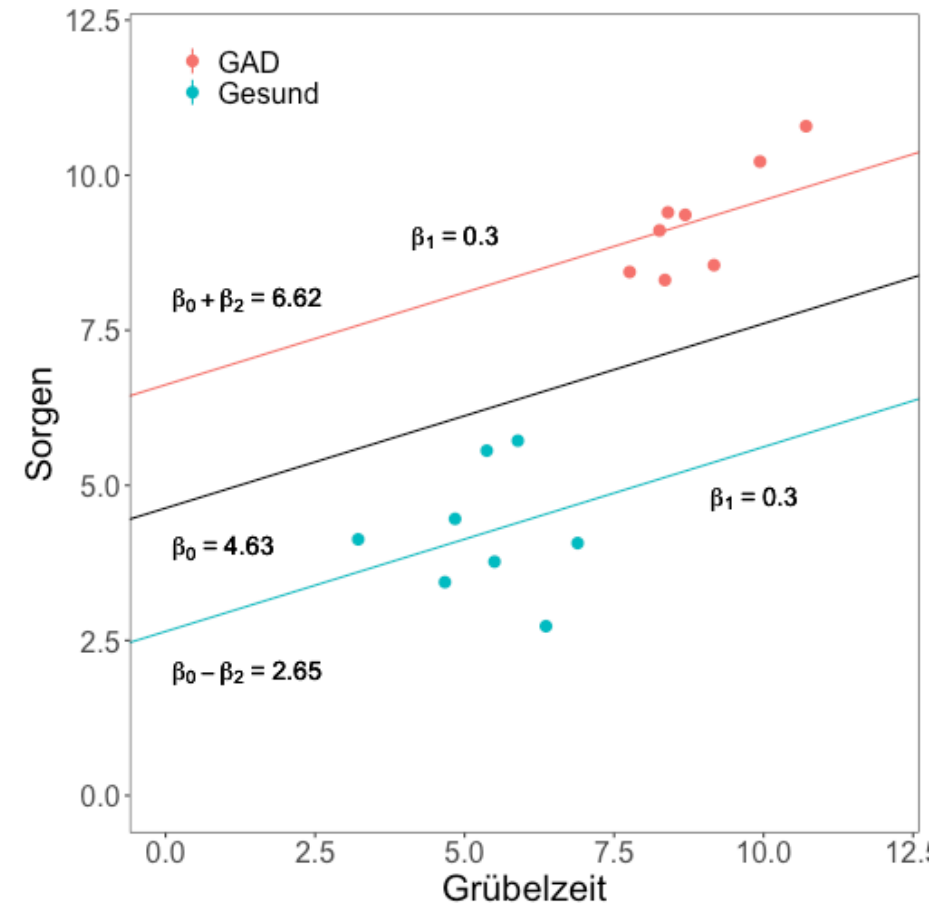
Notation:

$$Sorgen_i = \beta_0 + \beta_1 Gr\ddot{u}belzeit_i + \beta_2 Gruppe_i + \varepsilon_i$$

In R:

```
mod2 = lm(Sorgen ~ Gr belzeit + Gruppe_effekt, data = df)
coef(mod2)
```

(Intercept)	Gr�belzeit	Gruppe_effekt
4.6335423	0.2975208	1.9880472



Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Inferenz - Regression und Hypothesentests

Hypothesentest	AV	UVs	Fragestellung	Teststatistik
Ein-Stichproben z-Test	Intervallskaliert (Populationsvarianz bekannt)	Keine UV, nur Referenzwert	Unterschied zwischen Stichprobenmittelwert und Referenzwert?	z-Wert
Unabhängiger z-Test	Intervallskaliert (Populationsvarianz bekannt)	1 kategoriale UV, 2 Stufen	Unterschied zwischen 2 Gruppen?	z-Wert
Abhängiger z-Test	Intervallskaliert (Populationsvarianz bekannt)	1 UV Messwiederholung, 2 Messungen	Unterschied zwischen 2 Messzeitpunkten?	z-Wert
Ein-Stichproben t-Test	Intervallskaliert	Keine UV, nur Referenzwert	Unterschied zwischen Stichprobenmittelwert und Referenzwert?	t-Wert
Unabhängiger t-Test	Intervallskaliert	1 kategoriale UV, 2 Stufen	Unterschied zwischen 2 Gruppen?	t-Wert
Abhängiger t-Test	Intervallskaliert	1 UV Messwiederholung, 2 Messungen	Unterschied zwischen 2 Messzeitpunkten?	t-Wert
Einfaktorielle ANOVA	Intervallskaliert	1 kategoriale UV, ≥ 2 Stufen	Unterschied zwischen ≥ 2 Gruppen?	F-Wert
ANOVA mit Messwiederholung	Intervallskaliert	1 UV Messwiederholung, ≥ 2 Messungen	Unterschied zwischen ≥ 2 Messzeitpunkten?	F-Wert
Einfache Regression	Intervallskaliert	1 kategoriale UV oder 1 stetige UV	Kann UV die AV vorhersagen?	t-Wert (Steigung) oder F-Wert (Omnibus)
Mehrfaktorielle ANOVA	Intervallskaliert	2 kategoriale UVs	Unterschiede zwischen den Stufen der Faktoren? Besteht Interaktion?	F-Wert
Multiple Regression	Intervallskaliert	2 kategoriale oder stetige UVs	Können UVs die AV vorhersagen? Besteht Interaktion?	t-Wert (Steigung) oder F-Wert (Omnibus)
Mixed ANOVA	Intervallskaliert	2 UVs, davon 1 kategoriale UV und eine Messwiederholung	Unterschiede zwischen Stufen und Zeitpunkten? Besteht Interaktion?	F-Wert
χ^2 -Test	Nominalskaliert (dichotom)	1 kategoriale UV, 2 oder mehr Stufen	Unterschiede in Verteilungen/Häufigkeiten?	χ^2 -Wert

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Inferenz - Regression und Hypothesentests

```
summary(mod1) # Dummy-codiert
```

Call:

```
lm(formula = Sorgen ~ Grübelzeit + Gruppe_dummy, data = df)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.80773	-0.60254	0.09192	0.55513	1.32211

Coefficients:

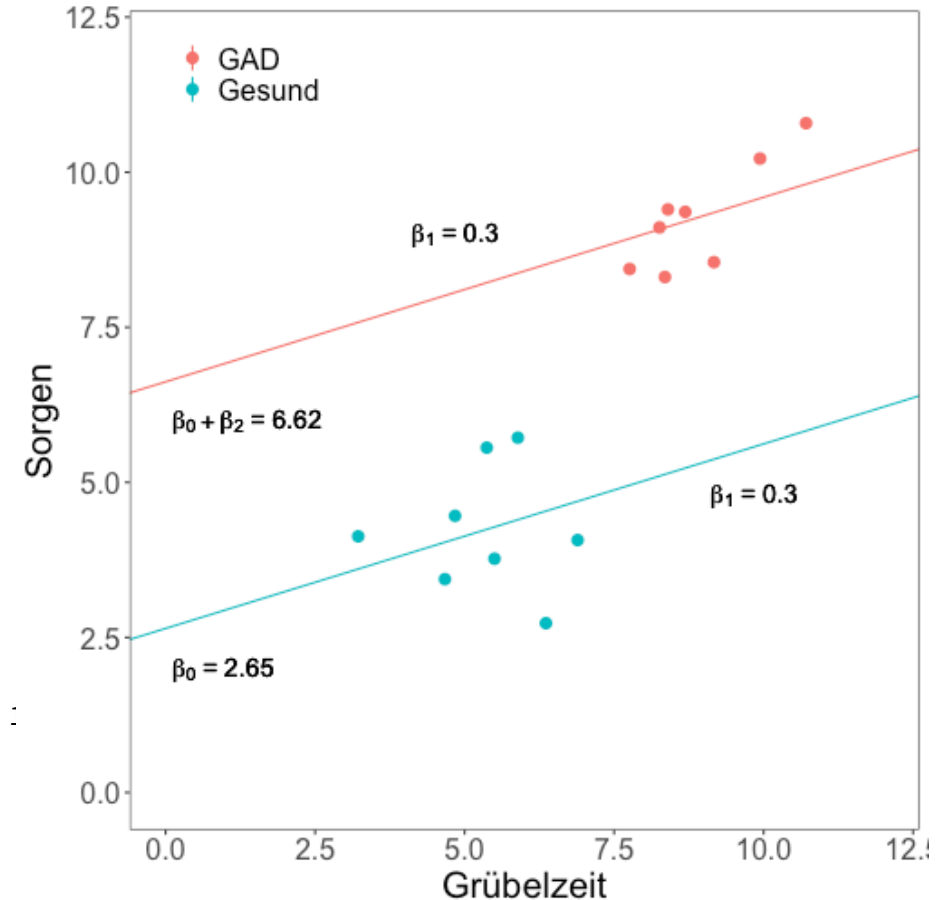
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.6455	1.2918	2.048	0.06133 .
Grübelzeit	0.2975	0.2339	1.272	0.22563
Gruppe_dummy	3.9761	0.9544	4.166	0.00111 **

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.9268 on 13 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9021, Adjusted R-squared: 0.887

F-statistic: 59.9 on 2 and 13 DF, p-value: 2.753e-07



Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Äquivalente Modelle

- Verschiedene Arten der Zentrierung (bzw. allgemeiner lineare Transformationen) der Prädiktorvariablen resultieren in mathematisch äquivalenten Modellen.
- Die Regressionskoeffizienten unterscheiden sich, jedoch bleiben R^2 , F-Statistik und Residuen unverändert!

```
summary(mod1) # Dummy-codiert
```

```
Call:
lm(formula = Sorgen ~ Grübelzeit + Gruppe_dummy, data = df)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.80773 -0.60254  0.09192  0.55513  1.32211

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   2.6455     1.2918   2.048  0.06133 .
Grübelzeit     0.2975     0.2339   1.272  0.22563
Gruppe_dummy   3.9761     0.9544   4.166  0.00111 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.9268 on 13 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9021,    Adjusted R-squared:  0.887
F-statistic: 59.9 on 2 and 13 DF,  p-value: 2.753e-07
```

```
summary(mod2) # Effekt-codiert
```

```
Call:
lm(formula = Sorgen ~ Grübelzeit + Gruppe_effekt, data = df)

Residuals:
    Min       1Q   Median       3Q      Max
-1.80773 -0.60254  0.09192  0.55513  1.32211

Coefficients:
            Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)   4.6335     1.6828   2.754  0.01643 *
Grübelzeit     0.2975     0.2339   1.272  0.22563
Gruppe_effekt  1.9880     0.4772   4.166  0.00111 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

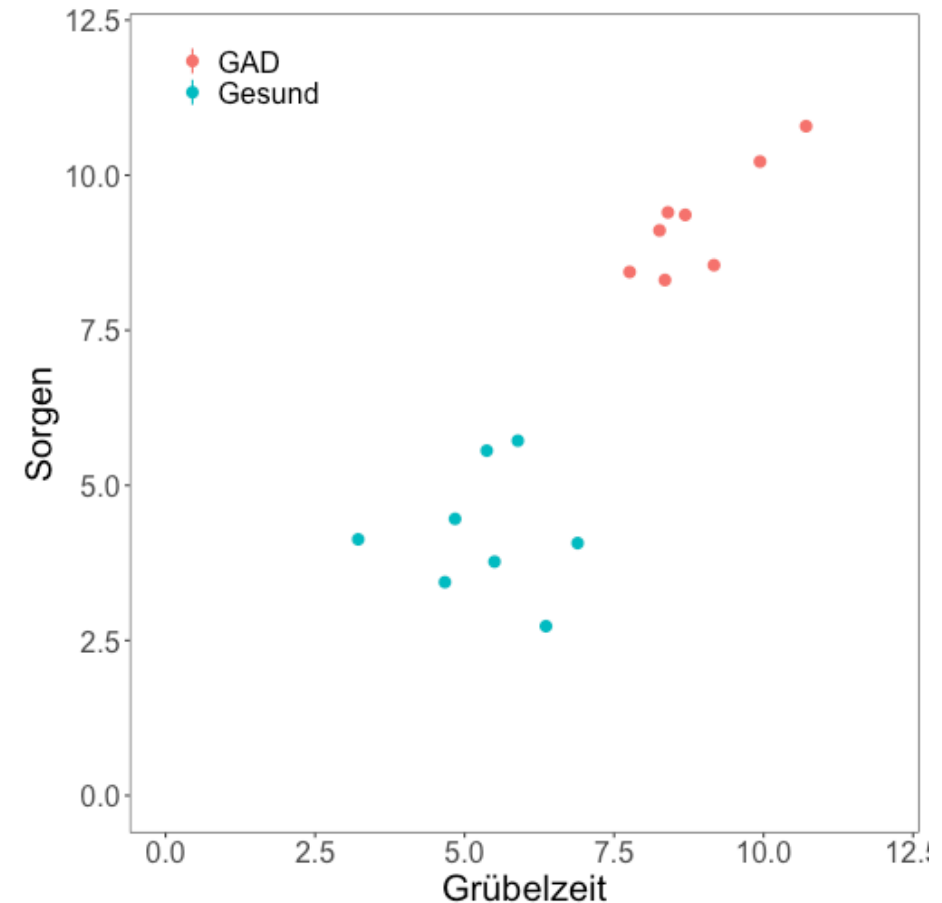
Residual standard error: 0.9268 on 13 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.9021,    Adjusted R-squared:  0.887
F-statistic: 59.9 on 2 and 13 DF,  p-value: 2.753e-07
```

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Interaktion zwischen Prädiktoren

- Wechselwirkung zwischen den Prädiktoren (Grübelzeit x Gruppe)
- Frage: Unterschiedlicher Effekt von Prädiktor 1 in den Stufen von Prädiktor 2?
- Statt Annahme einer einheitlichen Steigung wird eine Steigung pro Gruppe geschätzt .
- Unterschied zwischen Steigungen kann auf Signifikanz geprüft werden:

"Ist der Effekt der Grübelzeit im Durchschnitt unterschiedliche, je nachdem in welcher Gruppe ich bin?"



Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Interaktion zwischen Prädiktoren

Interaktion zwischen Prädiktoren:

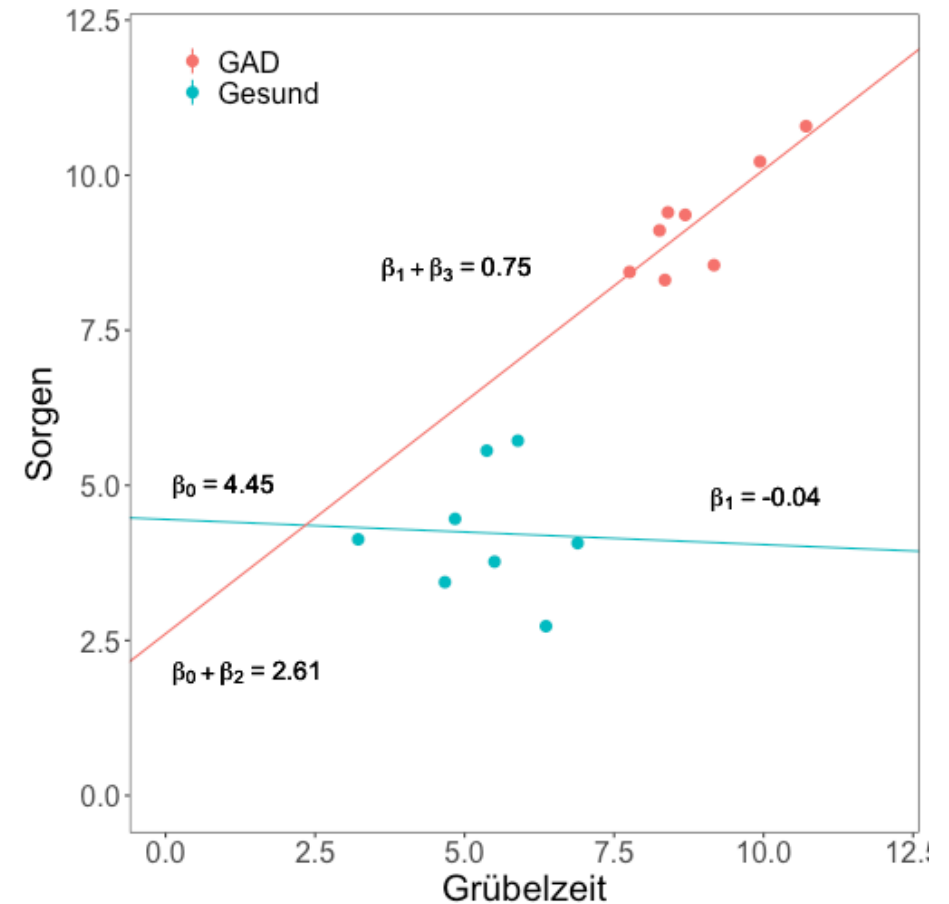
Notation:

$$Sorgen_i = \beta_0 + \beta_1 Gr\ddot{u}beln_i + \beta_2 Gruppe_i + \beta_3 Gr\ddot{u}beln_i \cdot Gruppe_i + \varepsilon_i$$

In R:

```
mod = lm(Sorgen ~ Gruebelzeit * Gruppe_dummy, data = df)
coef(mod)
```

(Intercept)	Gruebelzeit	Gruppe_dummy	Gruebelzeit:Gruppe_dummy
4.45310622	-0.04082475	-1.84405759	0.78868685



Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Interaktion zwischen Prädiktoren

Interaktion zwischen Prädiktoren:

In R:

```
summary(mod)
```

```
Call:
lm(formula = Sorgen ~ Grübelzeit * Gruppe_dummy, data = df)
```

Residuals:

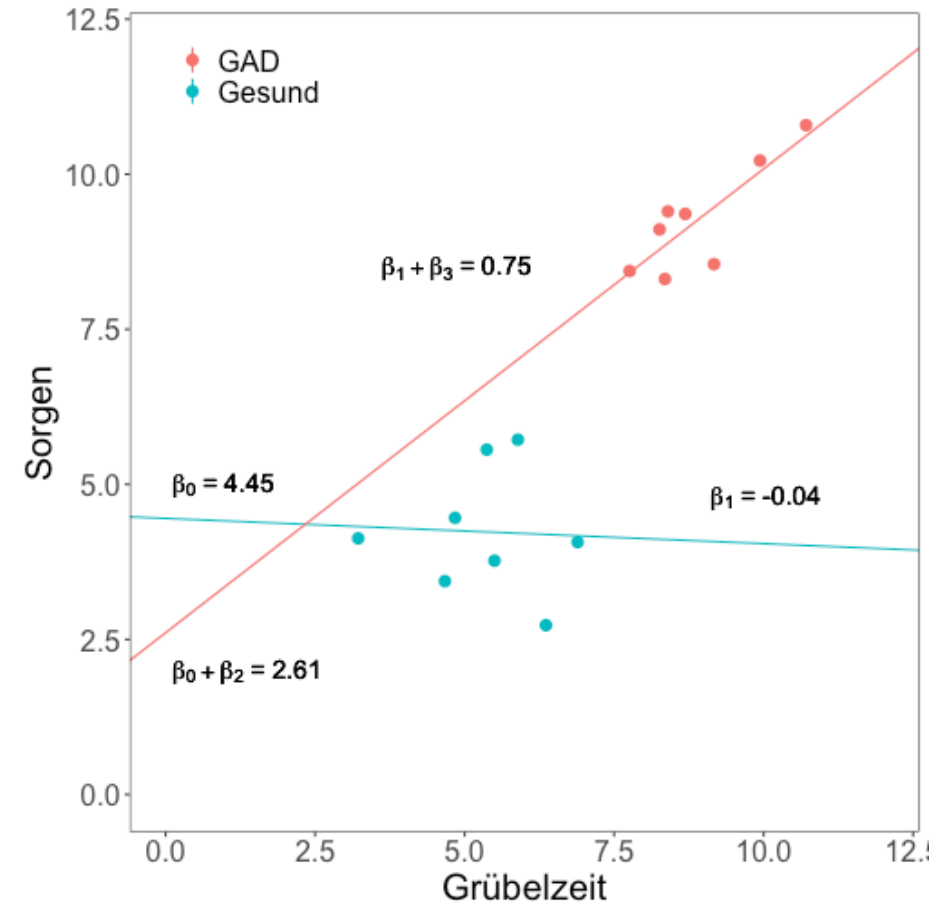
	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-1.46346	-0.47985	0.09944	0.26992	1.50735

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.45311	1.55531	2.863	0.0143 *
Grübelzeit	-0.04082	0.28557	-0.143	0.8887
Gruppe_dummy	-1.84406	3.33577	-0.553	0.5905
Grübelzeit:Gruppe_dummy	0.78869	0.43600	1.809	0.0956 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.855 on 12 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9231, Adjusted R-squared: 0.9039
F-statistic: 48 on 3 and 12 DF, p-value: 5.869e-07



Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Annahmen der (multiplen) linearen Regression

1. Die Zufallsvariablen hängen linear zusammen
2. Die Residuen (ε_i) sind unabhängig voneinander
 - Verletzung dieser Annahme in hierarchischen Datenstrukturen
1. $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \rightarrow$ d.h. Die Residuen (ε_i)...
 - ...sind normalverteilt mit Erwartungswert 0
 - ...haben konstante Varianz (Homoskedastizität)

Wiederholung: Lineare Regressionsmodelle

Annahmen der (multiplen) linearen Regression

Exkurs zur Normalverteilung der Residuen:

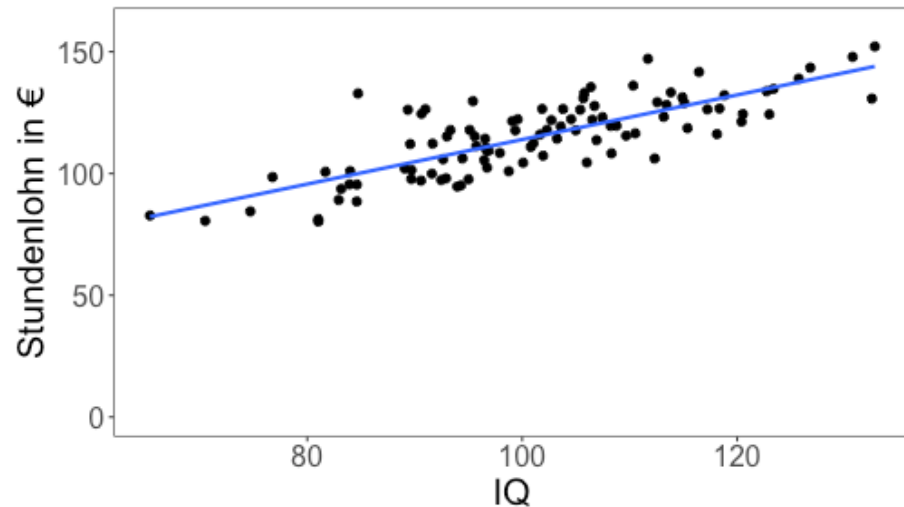
- Modellannahme ist Normalverteilung der Residuen → **nicht** der AV und der Prädiktoren
- CAVE: nicht-normalverteilte AVs/UVs können eher zu nicht-normalverteilten Residuen führen
- daher werden nicht-normalverteilte Variablen oft vor der Modellierung transformiert
- NV-Annahme ist für die Modellparameterschätzung i.d.R. irrelevant (Gelman & Hill, 2007)
- Verletzung der NV-Annahme ist für die Standardfehlerschätzung i.d.R. unkritisch

Zentrierung von Prädiktoren

- Der Y-Achsenabschnitt beschreibt den durchschnittlichen Wert, wenn alle Prädiktorvariablen 0 sind
- Frage: Ist die 0 ein sinnvoller Wert?

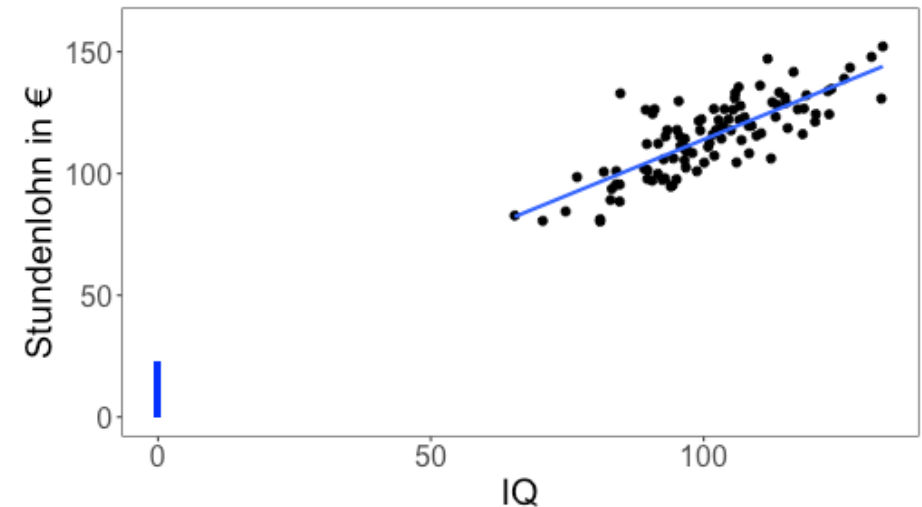
```
fit <- lm(Einkommen ~ IQ, data = data_iq)
coef(fit)
```

```
(Intercept)      IQ
22.4700771    0.9150189
```



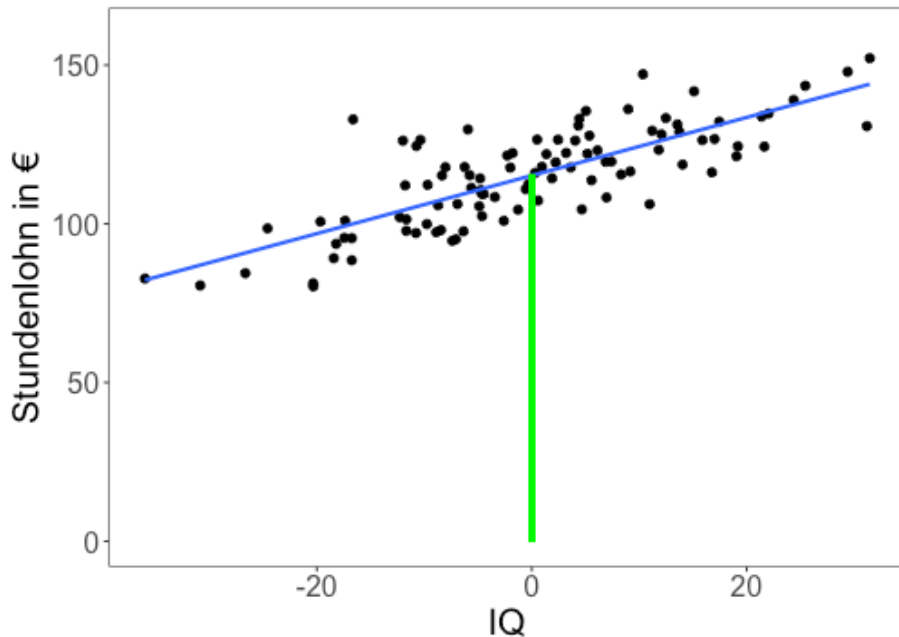
```
# Vorhergesagtes Einkommen bei IQ=0
# Einsetzen
22.4700771 + 0 * 0.9150189
```

```
[1] 22.47008
```



Zentrierung von Prädiktoren

- Der Y-Achsenabschnitt beschreibt den durchschnittlichen Wert, wenn alle Prädiktorvariablen 0 sind
- Frage: Ist die 0 ein sinnvoller Wert?



- Zentrierung anhand Stichprobenmittelwert des IQ
 - Mittelwert wird berechnet und von jedem IQ-Wert abgezogen
 - neue 0 entspricht Mittelwert
 - Werte >0 sind überdurchschnittlich
 - Werte <0 sind unterdurchschnittlich
- vereinfachte und sinnvollere Interpretation

Zentrierung von Prädiktoren

- Der Y-Achsenabschnitt beschreibt den durchschnittlichen Wert, wenn alle Prädiktorvariablen 0 sind
- Frage: Ist die 0 ein sinnvoller Wert?
- Beispiele für i.d.R. nicht sinnvolle 0 Werte:
- IQ
- Puls
- Konzentration roter Blutkörperchen
- Faustregel: Prädiktorvariablen immer so zentrieren, dass 0 einen sinnvollen Wert beschreibt.

Gängige Zentrierungsstrategien:

Prädiktor	Zentrierung
Stetige Prädiktoren	Auf Stichprobenmittelwert zentrieren (0 entspricht Wert eines durchschnittlichen Probanden)
Wenn Normdaten vorliegen	Auf Populationsmittelwert zentrieren
Bei Messwiederholungen	Auf ersten Messzeitpunkt (Baseline) zentrieren
Bei Likert-Skalen	Auf den semantischen Mittelpunkt zentrieren: -3 = trifft gar nicht zu; 0 = unentschieden; +3 = trifft voll zu

Over- & Underfitting

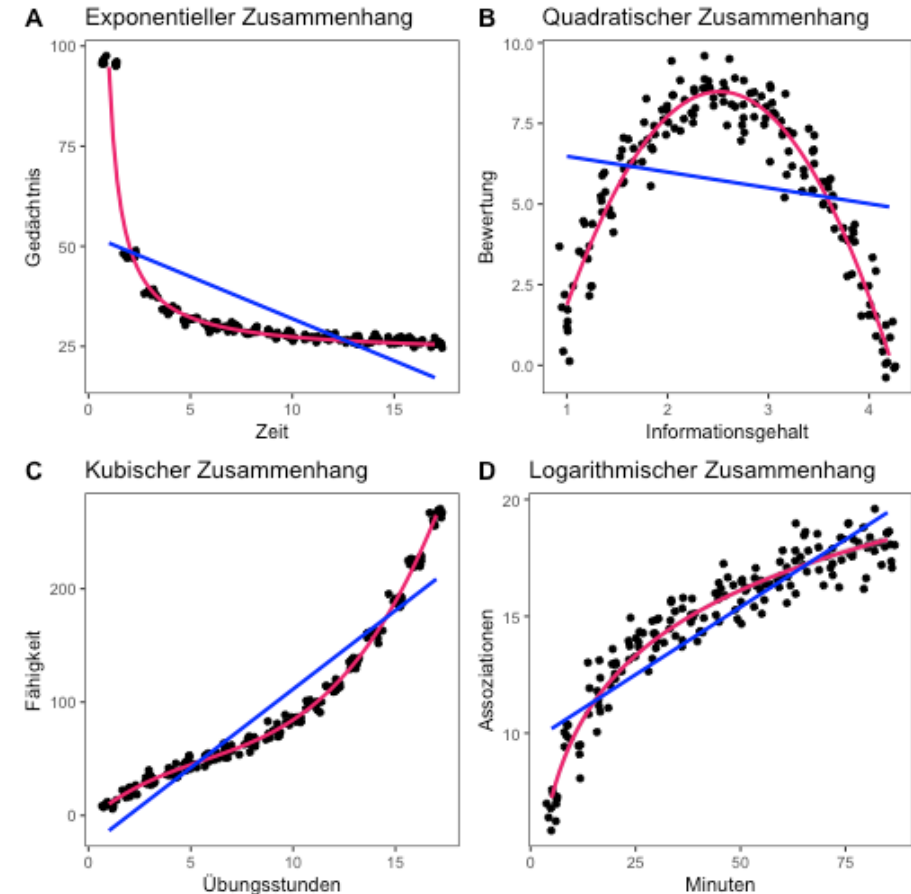
Underfitting

- Manchmal repräsentiert das (lineare) Modell die Systematik der Daten unzureichend (in blau dargestellt).
- Beispiele:
- A: $y = a \cdot b^{1/x}$
- B: $y = a + b_1 \cdot x + b_2 \cdot x^2$
- C: $y = a + b_1 \cdot x + b_2 \cdot x^2 + b_3 \cdot x^3$
- D: $y = a + b \cdot \log(x)$

→ Bessere Passung durch Erhöhung der Modellkomplexität

→ Es gibt nach wie vor nur die Variablen X und Y

→ Lediglich die angenommene (modellierte) Beziehung ändert sich



Over- & Underfitting

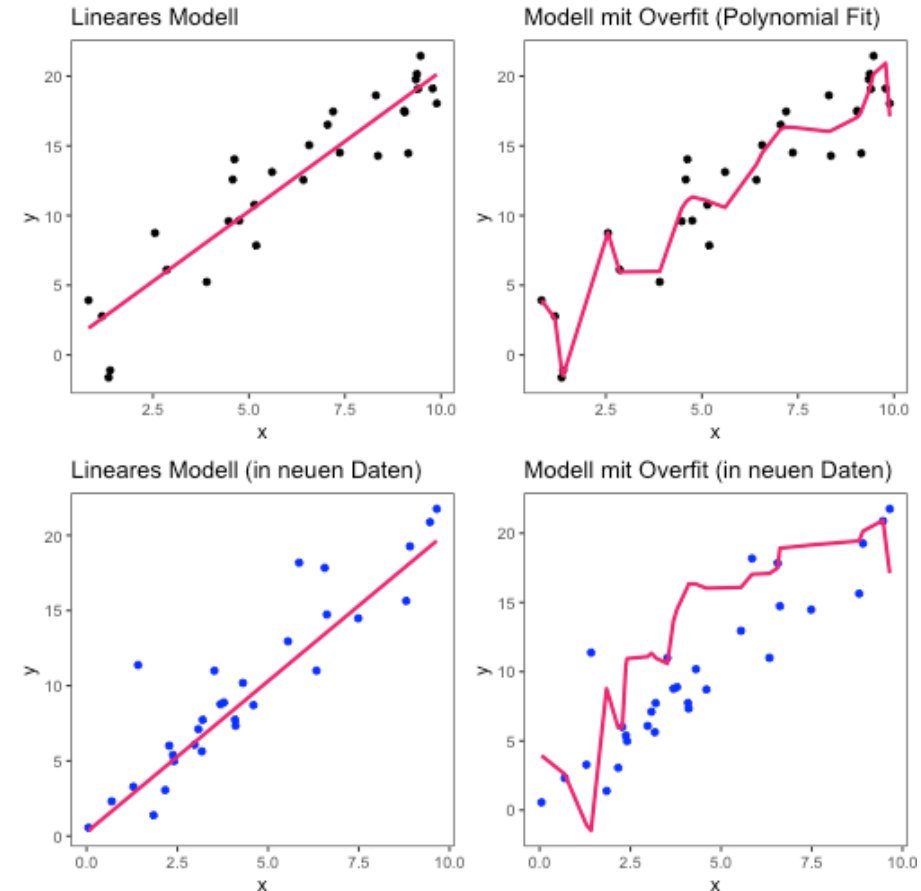
Overfitting

- Manchmal ist das Modell an die Daten "überangepasst".
- Vorteil: Modell bildet Stichprobendaten gut ab („in-sample prediction“) → guter Modellfit/hohes R^2
- Nachteil: Modell lässt sich schlechter auf neue Daten (blau) übertragen (out-of-sample prediction)
- Neue Daten = Daten auf die das Modell nicht angepasst wurde

→ mangelnde Generalisierbarkeit des Modells

- Beispiel: Polynom 12. Grades:

$$\begin{aligned} y = & a + b_1 \cdot x + b_2 \cdot x^2 + b_3 \cdot x^3 \\ & + b_4 \cdot x^4 + b_5 \cdot x^5 + b_6 \cdot x^6 + b_7 \cdot x^7 + b_8 \cdot x^8 \\ & + b_9 \cdot x^9 + b_{10} \cdot x^{10} + b_{11} \cdot x^{11} + b_{12} \cdot x^{12} \end{aligned}$$

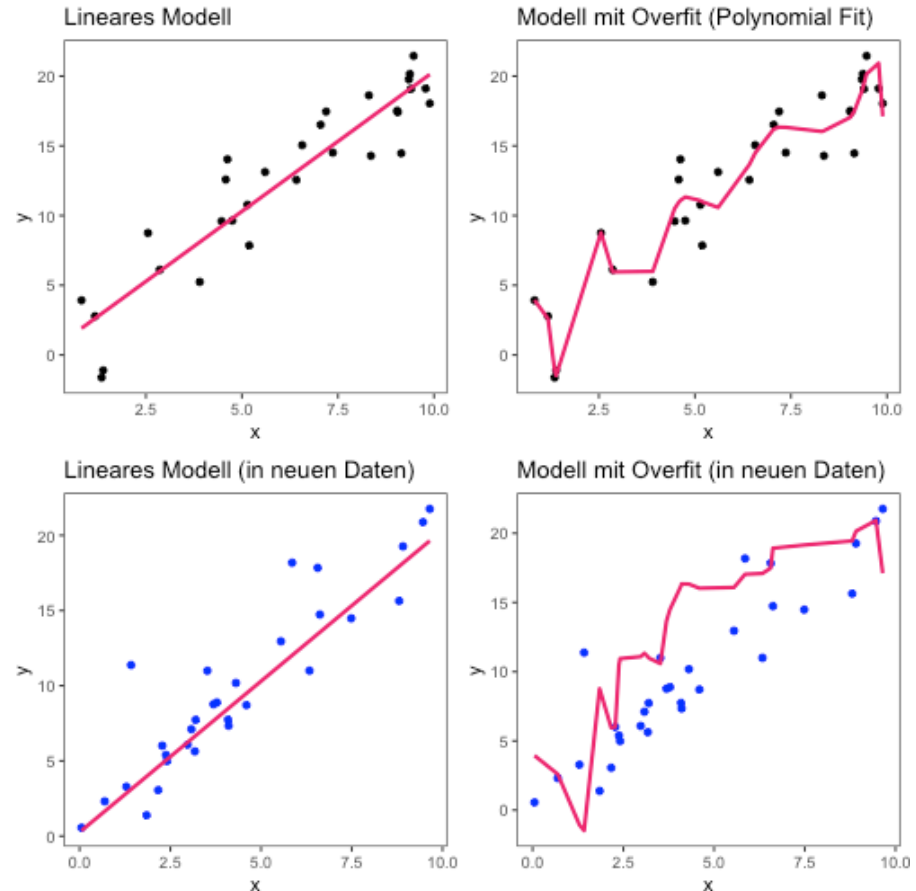


Over- & Underfitting

Overfitting

Wie passiert Overfitting?

- Ein komplexes Modell verwendet seine große Anzahl an Parametern, um sich an zufällige Details des Datensatzes anzupassen.
- Dabei wird nicht nur das eigentliche Signal erfasst (systematische Varianz), auch, das zufällige Rauschen
- Da das Rauschen in jedem neuen Datensatz unterschiedlich ist, kann sich die Vorhersagegenauigkeit komplexer Modelle im Vergleich zu einfachen Modellen verschlechtern.



- Allgemeines lineares Modell als flexibles Werkzeug um empirische Daten abzubilden.
- Kann ein Kriterium **verherzusagen** und **Hypothesen testen**.
- Flexibel **anpassbar** (Kriterium) und **erweiterbar** (Prädiktoren).
- Gute Modelle spiegeln Stichproben adäquat wieder (**Modellfit**) und sind gleichzeitig verallgemeinerbar (**Generalisierbarkeit**).
- Teststatistiken richten sich nach der Hypothese (z.B. ganzes Modell → F-Test; einzelner Koeffizient → t-Wert)
- Prädiktoren werden für bessere Interpretierbarkeit oft **zentriert**.
- Valide Interpretationen des Regressionsmodells erfordern, dass die **Voraussetzungen** gelten (z.B. Unabhängigkeit der Fehler).