

Statistik

CH.11 - Regression

SS 2021 | | Prof. Dr. Buchwitz, Sommer, Henke

Wirgeben Impulse

 Ziel: Erkennen von Abhängigkeiten und Zusammenhängen zwischen mehrere Merkmalen und Modellierung der Effektgrößen der Zusammenhänge.

Beispiele:

- Umsatz und Werbeetat einer Supermarktkette: Hängt der Umsatz von den eingesetzten Werbemitteln ab?
- Körpergröße und Gewicht von Personen: Ist das Gewicht einer Person von dessen Körpergröße abhängig?
- Benzinpreis und Mineralölpreis: Ist der deutsche Benzinpreis eine Funktion des globalen Mineralölpreises?

Sind die beiden gezeigten Größen voneinander Abhängig?

```
##
                 х
##
    [1,] 5.310173 32.24161
    [2,] 7,442478 35,41568
##
##
   [3,] 11.457067 41.15682
##
   [4,] 18.164156 52.87679
##
   [5,] 4.033639 28.82066
    [6,] 17.967794 53.04090
##
##
   [7,] 18.893505 50.24641
   [8,] 13.215956 44.26326
##
##
   [9,] 12.582281 44.81691
## [10,] 1.235725 27.18693
## [11,] 4.119491 33.18971
## [12,] 3.531135 30.15394
## [13,] 13.740457 46.86971
## [14,] 7.682074 39.23753
## [15,] 15.396828 46.36786
## [16,] 9.953985 36.71948
## [17,] 14.352370 46.64537
## [18,] 19.838122 54.16792
## [19,] 7.600704 35.04383
## [20,] 15.548904 47.24008
```

Datenbeschreibung

- x Berufserfahrung in Jahren
- y Gehalt in Euro

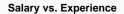
Sind die beiden gezeigten Größen voneinander Abhängig?

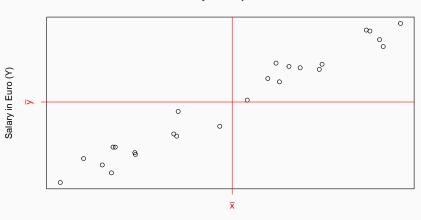


$$Y = f(X) + \epsilon$$

- Wir betrachten zunächst den einfachen Fall, bei dem die abhängige Variable Y durch eine unabhängige Variable X erklärt wird.
 Unabhängige Variablen bezeichnet man auch als Regressoren oder Prädiktoren.
- ϵ bezeichnet den Anpassungsfehler und wird Fehlerterm oder Residuum genannt.
- Wir verzichten auf die vollständige Herleitung der gezeigten Formeln und fokussieren auf die zugrundeliegenden Mechanismen und die zugehörige Intuition.

Kovarianz





Experience in Years (X)

Kovarianz

Aufgabe: Bestimmen des Vorzeichens

- $y_i \bar{y}$ ist die Differenz jeder Beobachtung y_i vom arithmetischen Mittel der abhängigen Variablen
- $\mathbf{x}_i \bar{\mathbf{x}}$ ist die Abweichung \mathbf{x}_i vom arithmetischen Mittel des Prädiktors
- $(y_i \bar{y})(x_i \bar{x})$ ist das Produkt der vorherigen beiden Größen

Quadrant	$y_i - \bar{y}$	$x_i - \bar{x}$	$(y_i-\bar{y})(x_i-\bar{x})$
1 (top right)			
2 (top left)			
3 (bottom left			
4 (bottom right)			

7

Covariance

Positive Relationship

- Wenn der Zusammenhang zwischen Y und X positiv ist (also wenn X größer wird, dann wird auch Y größer), dann sind mehr Datenpunkte im ersten und dritten Quadranten als im zweiten und vierten.
- Die Summe der Elemente in der letzten Spalte der vorherigen Tabelle ist dann mit großer Wahrscheinlichkeit positiv, also Cov(Y, X) > 0.

Covariance

Positive Relationship

- Wenn der Zusammenhang zwischen Y und X positiv ist (also wenn X größer wird, dann wird auch Y größer), dann sind mehr Datenpunkte im ersten und dritten Quadranten als im zweiten und vierten.
- Die Summe der Elemente in der letzten Spalte der vorherigen Tabelle ist dann mit großer Wahrscheinlichkeit positiv, also Cov(Y, X) > 0.

Negative Relationship

- Wenn der lineare Zusammenhang zwischen Y und X **negativ** ist (also wenn X sinkt, sinkt auch Y), dann befinden sich mehr Datenpunkte im zweiten und vierten Quadranten als im ersten und dritten.
- Die Summe der Elemente in der letzten Spalte der vorherigen Tabelle ist dann mit großer Wahrscheinlichkeit negativ, also Cov(Y, X) < 0.

Kovarianz

$$Cov(X, Y) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})$$

- Die aufwändig berechnete Größe ist die Kovarianz zwischen Y und X.
- Das Vorzeichen der Kovarianz gibt die Richtung des Zusammenhangs zwischen Y und X an.
- Die Kovarianz gibt nur die Richtung des Zusammenhangs an und erlaubt keine Beurteilung der Stärke dieses Zusammenhangs.
- Die Kovarianz verändert sich mit Veränderungen der Einheit der Daten (z.B. von Euro in TEuro).

Your turn

Wie ändert sich die Kovarianz, wenn Sie Cov(X, Y) anstelle von Cov(Y, X) berechnen?

9

Korrelationskoeffizient

$$Cor(Y, X) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (\frac{y_i - \bar{y}}{s_y}) (\frac{x_i - \bar{x}}{s_x}) = \frac{Cov(Y, X)}{s_y s_x}$$

- Cor(Y, X) kann auf zwei Arten interpretiert werden:
 - als Kovarianz der z-Standardisierten Variablen X und Y.
 - als Verhältnis von Kovarianz zum Produkt der Standardweichungen der Variablen.
- Im Gegensatz zur Kovarianz ist Cor(Y, X) skaleninvariant mit einem WErtebereich von $-1 \ge Cor(Y, X) \le 1$ und erlaubt daher die Beurteilung von **Richtung** und **Stärke** des Zusammenhangs.

Kovarianz und Korrelation

```
cov(y, x)

## [1] 49.66758

cor(y, x)

## [1] 0.9810286
```

Verwendung des Zusammenhangs

Kovarianz und Korrelationskoeffizient können nicht für Vorhersagen (X gegeben und Y gesucht) verwendet werden!

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon$$

- Regressionsanalyse ist eine Erweiterung der Korrelationsanalyse und erlaubt es den Zusammehang zwischen abhängiger und unabhängigen Variablen numerisch zu beschreiben.
- β_0 und β_1 sind konstanten die als **Regressionskoeffizienten** bezeichnet werden, ϵ ist der Fehlerterm
 - β_0 ist der Achsenabschnitt und ist der vorhergesagte Wert, wenn X = 0.
 - β_1 ist die Steigung und kann interpretiert werden als Änderung in Y, wenn X sich um eine Einheit erhöht.

Parameterschätzung

Wie bestimmen wir Werte für β_0 und β_1 ?

Parameterschätzung



Paramterschätzung



Residuen: Wieso ist die eingezeichnete Gereade optimal?



Residuen: Wieso ist die eingezeichnete Gereade optimal?



Minimieren:
$$S(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - (\beta_0 + \beta_1 \cdot x_i))^2$$

$$S(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - (\beta_0 + \beta_1 \cdot x_i))^2$$

- Die quadratische Funktion $S(\beta_0, \beta_1)$ muss minimiert werden und liefert dann die Lösung $\hat{\beta}_0$ und $\hat{\beta}_1$. Diese Werte werden zuweilen auch mit b_0 und b_1 bezeichnet.
- Die Werte $\hat{\beta}_0 = b_0$ und $\hat{\beta}_1 = b_1$ werden Kleinste-Quadrate-Schätzer (Ordinary Least Squares Estimates, OLS Estimates) genannt und spezifizieren die Gerade mit der kleinsten möglichen Summe der quadrierten vertikalen Distanzen zu den Beobachtungen.

 Die mit der Methode der kleinsten Quadrate bestimmten Regresssionslinie existiert immer und ist gegeben durch:

$$\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X$$

Mit Hilfe der Beobachtungsgleichung können die angepassten Werte (fitted Values) berechnet werden:

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$$
 for $i = 1, 2, ..., n$

- Jeder Punkt (x_i, \hat{y}_i) liegt auf der Regressionsgerade.
- Die zugehörigen Residuen (Ordinary Least Squares Residuals) geben die vertikale Distanz zwischen Beobachtung und Gerade (Anpassungsfehler) an und können wie folgt berechnet werden:

$$\hat{\epsilon}_i = y_i - \hat{y}_i$$
 for $i = 1, 2, \dots, n$

Analytische Lösung

 Für die Lösung des Minimierungsproblems gibt es eine analytische Lösung:

$$\hat{\beta}_1 = b_1 = \frac{\sum (y_i - \bar{y})(x_i - \bar{x})}{\sum (x_i - \bar{x})}$$
 und $\hat{\beta}_0 = b_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$

Herleitung der Formeln:

- Minimierung der quadratischen Funktion $S(\beta_0, \beta_1)$ mit Hilfe der Differentialrechnung
- Bildung der pratiellen Ableitungen nach b₀ and b₁
- Setzen der Ableitungen = 0
- Lösen des resultierenden Gelichungssystems
- Die gezeigten Fomeln sind die erhaltene Lösung

```
summary(x) # Experience in Years
##
   Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu.
                                      Max.
## 1.236 5.310 11.457 10.636 15.397 19.838
summary(y) # Salary in Euro
## Min. 1st Qu. Median Mean 3rd Qu. Max.
## 27.19 33.18 41.16 40.84 47.24 54.17
cor(y,x)
## [1] 0.9810286
lm(y \sim 1 + x)
##
## Call:
## lm(formula = y \sim 1 + x)
##
## Coefficients:
## (Intercept)
## 25.601 1.433
```

Hypothesentests

- Die bestimmte Gerade beschreibt die Daten der Stichprobe. Interessant ist jedoch die Frage ob der Zusammenhang auch verallgemeinert werden und für die Grundgesamtheit angenommen werden kann.
- Prüfen der Hypothese β_1 = 0 is equivalent zur Aussage, dass **kein linearer Zusammenhang** vorhanden ist.
- Sollte $\beta_1 > 0$ oder $\beta_1 < 0$ gelten (Annahme der entsprechenden Alternativhypothese) liefert **Evidenz** (keinen Beweis) für die Existenz eines linearen Zusammenhangs.

Hypothesentests

■ Unter der Annahme, dass die Residuen **unabhängig und gleich verteilt** (i.i.d.) sind ($\epsilon \sim N(0, \sigma^2)$), kann die Residualvarianz σ^2 geschätzt werden.

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum \epsilon_i^2}{n-2} = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-2} = \frac{SSE}{n-2}$$

■ Mit Hilfe der geschätzten Residualvarianz $\hat{\sigma}^2$ kann der Standardfehler (s.e.) der Regressionsparamter geschätzt werden.

$$s.e.(\hat{\beta}_0) = \hat{\sigma}^2 \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2}}$$
 and $s.e.(\hat{\beta}_1) = \frac{\hat{\sigma}^2}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2}}$

Hypothesentests

 Unter der Annahme der Normalverteilung kann der t-Tests für die Regressionskoeffizienten durchgeführt werden:

$$H_0: \beta_1 = 0$$
 versus $H_1: \beta_1 \neq 0$

■ Die Teststatistik t folgt einer t-Verteilung mit n-2 Freiheitsgraden. Ergänzend muss noch eine Irrtumswahrscheinlichkeit α für den Test festgelegt werden.

$$t_1 = \frac{\hat{\beta}_1}{s.e.(\hat{\beta}_1)}$$

■ Die Nullhypothese β_1 = 0 kann für eine gegebene Irrtumswahrscheinlichkeit α verworfen werden, wenn gilt:

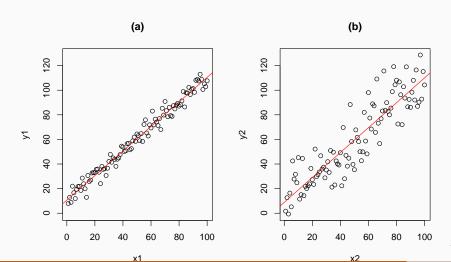
$$|t| \geq t_{(n-2,1-\alpha/2)}$$

 $summary(lm(v \sim 1 + x))$

```
##
## Call:
## lm(formula = v \sim 1 + x)
##
## Residuals:
##
  Min 1Q Median 3Q Max
## -3.1407 -0.9661 -0.2699 1.5024 3.1583
##
## Coefficients:
##
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 25.60062  0.71422  35.84  <2e-16 ***
          1.43255 0.05903 24.27 <2e-16 ***
## x
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.703 on 23 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9624, Adjusted R-squared: 0.9608
## F-statistic: 589 on 1 and 23 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Anpassungsgüte

Welche Gerade hat eine höhere Anpassungsgüte und bildet daher den Sachverhalt in den Daten präziser ab?



Anpassungsgüte

Definition von Streugrößen:

$$SST = \sum (y_i - \bar{y})^2 \qquad SSR = \sum (\hat{y}_i - \bar{y})^2 \qquad SSE = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2$$

- Sum of Squares Total (SST) ist die gesamte Abweichung von Y vom zugehörigen arithmetischem Mittel ȳ.
- Sum of Squares Regression (SSR) ist die erklärte Variation, die durch die Regressionsgerade abgebildet werden kann
- Sum of Squares Error (SSE) ist die unerklärte Streuung und die Varianz der Residuen.

Bestimmtheitsmaß

- SSR, misst die Qualität von X als Prädiktor für Y
- SSE, misst den Fehler in dieser Prädiktion
- Das Verhältnis $R^2 = SSR/SST$ ist der Anteil der durch X erklärten Varianz and der totalen Varianz. Zur Beurteilung der Anpassungsgüte einer Regressionsgerade kann entsprechend das Bestimmtheitsmaß R^2 herangezogen werden.

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST} = [Cor(Y, \hat{Y})]^2$$

■ Es gilt $0 \le R^2 \le 1$ und je näher R^2 an 1 liegt, desto intensiver ausgeprägt ist der lineare Zusammenhang.

Im Fall von nur einem einzigen Prädiktor gilt zudem $[Cor(Y, X)]^2!$

 $summary(lm(v \sim 1 + x))$

```
##
## Call:
## lm(formula = v \sim 1 + x)
##
## Residuals:
##
  Min 1Q Median 3Q Max
## -3.1407 -0.9661 -0.2699 1.5024 3.1583
##
## Coefficients:
##
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept) 25.60062  0.71422  35.84  <2e-16 ***
          1.43255 0.05903 24.27 <2e-16 ***
## x
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.703 on 23 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.9624, Adjusted R-squared: 0.9608
## F-statistic: 589 on 1 and 23 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Verständnisfragen

- Wozu wird die Methoden der linearen Regression verwendet?
- Was ist die zugrundeliegende Methodik zu bestimmung der Parameter der Regressionsgerade?
- Wozu dient das Bestimmtheitsmaß R².