

Einführung Lineare Regression

Karsten Lübke

Einfache Regression

Wir werden weiter den *tips* Datensatz aus *Bryant, P. G. and Smith, M (1995) Practical Data Analysis: Case Studies in Business Statistics. Homewood, IL: Richard D. Irwin Publishing* analysieren.

Sofern noch nicht geschehen, können Sie in hier als `csv`-Datei herunterladen:

```
download.file("https://goo.gl/whKjnl", destfile = "tips.csv")
```

Das Einlesen erfolgt, sofern die Daten im Arbeitsverzeichnis liegen, über:

```
tips <- read.csv2("tips.csv")
```

Zur Unterstützung der Analyse wird (wieder) `mosaic` verwendet; außerdem laden wir `ggplot2`:

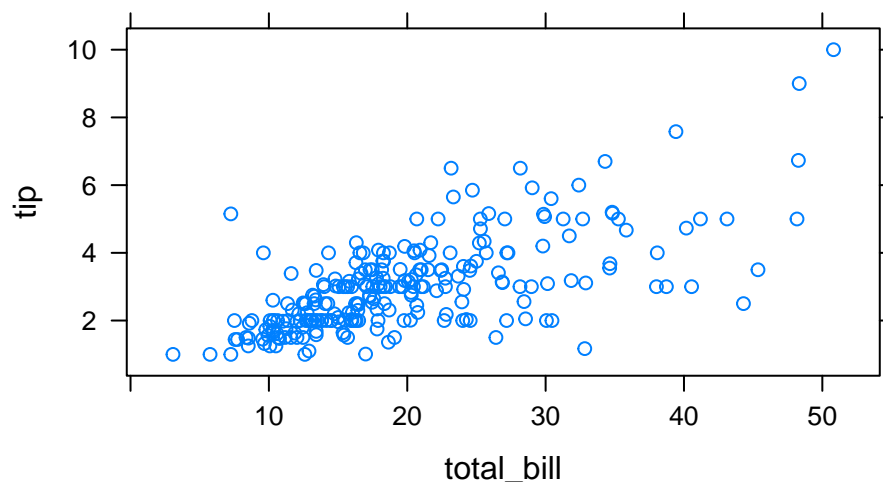
```
library(mosaic)
library(ggplot2)
```

Wie hängen Trinkgeldhöhe `tip` und Rechnungshöhe `total_bill` zusammen? Kann die Höhe des Trinkgeldes als *lineare* Funktion der Rechnungshöhe linear modelliert werden?

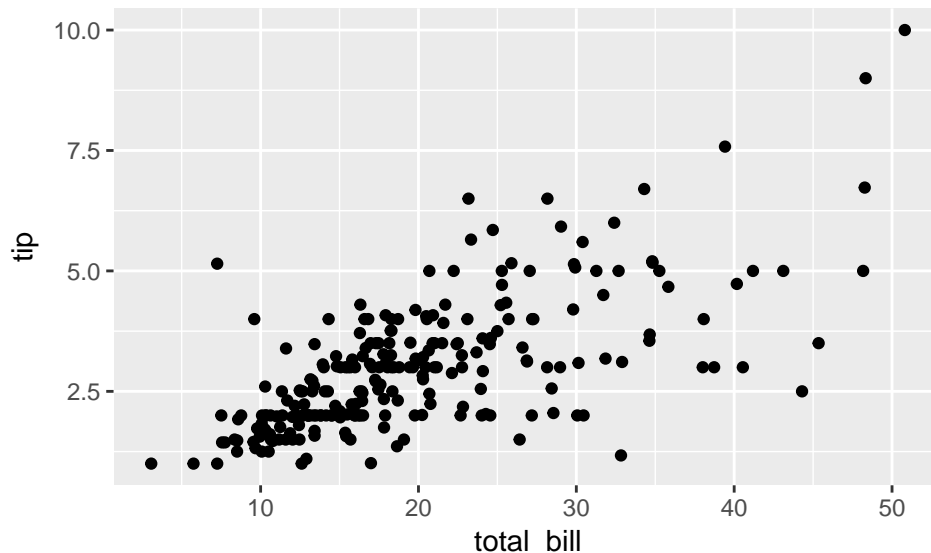
$$tip_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot total_bill_i + \epsilon_i$$

Zunächst eine visuelle Analyse mit Hilfe eines Scatterplots.

```
xyplot(tip ~ total_bill, data=tips)
```



```
qplot(y = tip, x = total_bill, data = tips)
```



Es scheint einen positiven Zusammenhang zu geben. Modellieren wir die Abhängige Variable `tip` (inhaltliche Entscheidung!) als lineare Funktion der Unabhängigen Variable `total_bill`:

```
LinMod.1 <- lm(tip ~ total_bill, data=tips)
summary(LinMod.1)

##
## Call:
## lm(formula = tip ~ total_bill, data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -3.1982 -0.5652 -0.0974  0.4863  3.7434
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.920270   0.159735   5.761 2.53e-08 ***
## total_bill   0.105025   0.007365  14.260 < 2e-16 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.022 on 242 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4566, Adjusted R-squared:  0.4544
## F-statistic: 203.4 on 1 and 242 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Der Achsenabschnitt (`intercept`) wird mit 0.92 geschätzt, die Steigung in Richtung `total_bill` mit 0.11: steigt `total_bill` um einen Dollar, steigt im *Durchschnitt* `tip` um 0.11. Die (Punkt-)Prognose für `tip` lautet also

$$\text{tip} = 0.92 + 0.11 * \text{total_bill}$$

Die Koeffizienten werden dabei so geschätzt, dass $\sum \epsilon_i^2$ minimiert wird. Daher spricht man auch vom *Kleinste Quadrate* Kriterium. Eine robuste Regression ist z. B. mit der Funktion `rlm()` aus dem Paket `MASS` möglich.

In `mosaic` kann ein solches Modell einfach als neue Funktion definiert werden:

```
LinMod.1Fun <- makeFun(LinMod.1)
```

Die (Punkt-)Prognose für die Trinkgeldhöhe, bspw. für eine Rechnung von 30\$ kann dann berechnet werden

```
LinMod.1Fun(total_bill=30)
```

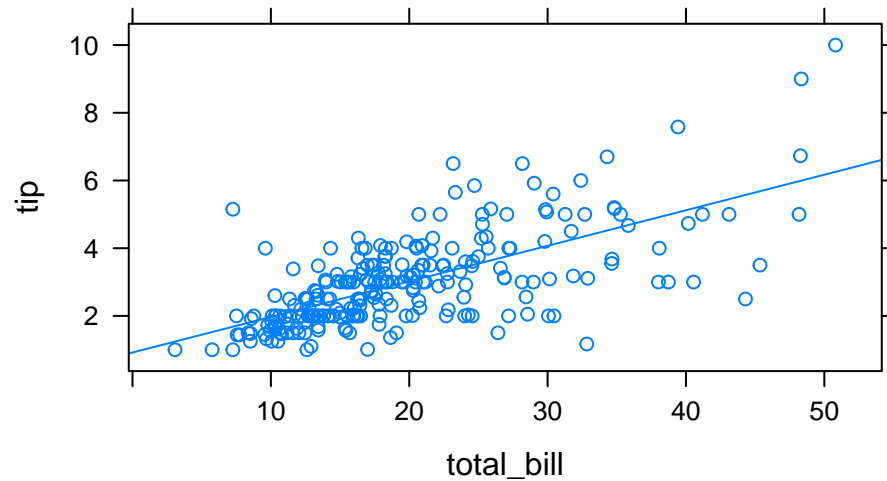
```
##      1
```

```
## 4.071005
```

also 4.07\$.

In mosaic kann die Modellgerade über

```
plotModel(LinMod.1)
```

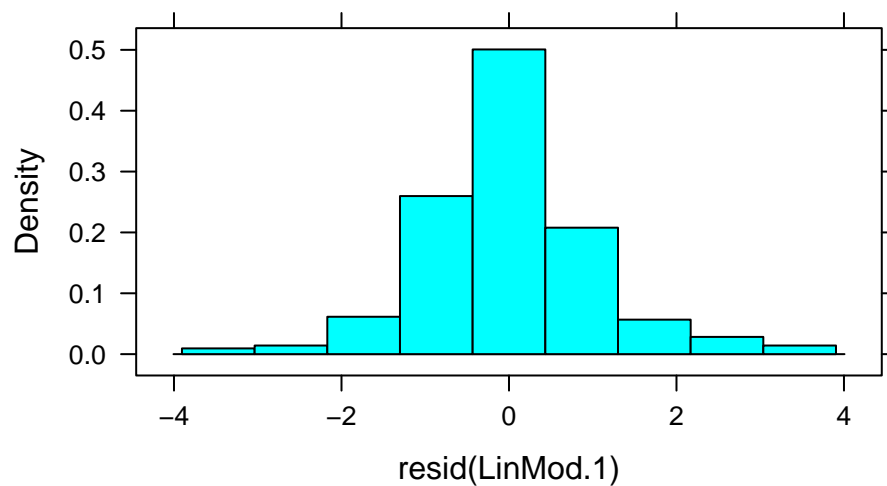


betrachtet werden. Das Bestimmtheitsmaß R^2 ist mit 0.46 “ok”: 46-% der Variation des Trinkgeldes wird im Modell erklärt.

Aber wie sieht es mit den Annahmen aus?

- Die Linearität des Zusammenhangs haben wir zu Beginn mit Hilfe des Scatterplots “überprüft”
- Zur Überprüfung der Normalverteilung der Residuen zeichnen wir ein Histogramm. Die Residuen können über den Befehl `resid()` aus einem Linearen Modell extrahiert werden. Hier scheint es zu passen:

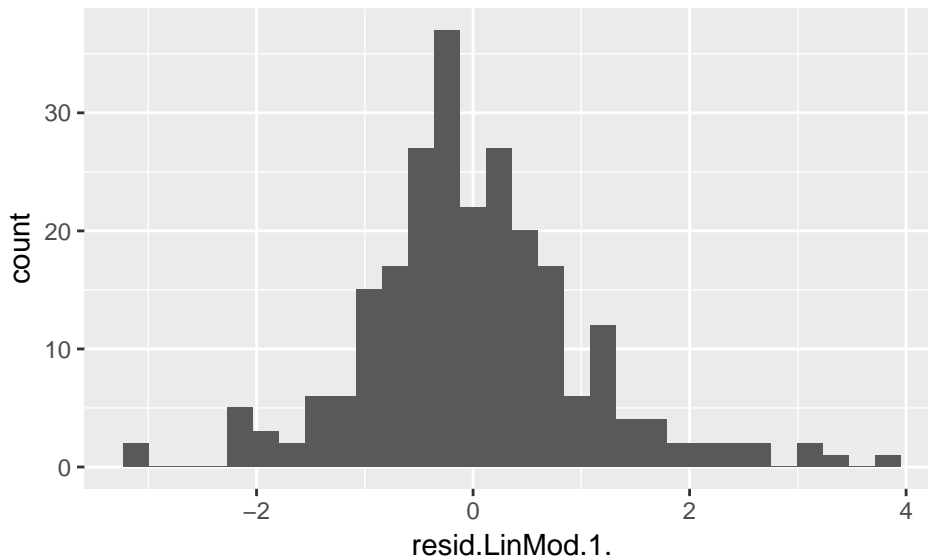
```
histogram( ~ resid(LinMod.1))
```



Alternativ mit `qplot`:

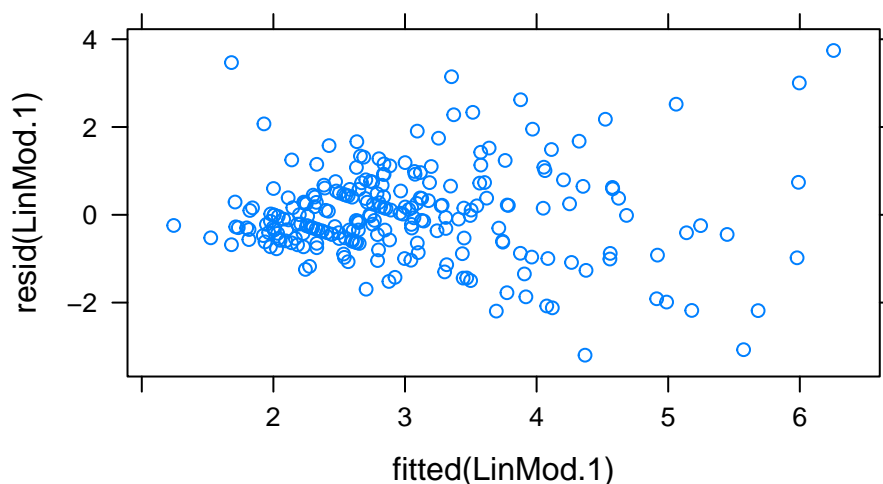
```
resid_df <- data.frame(resid(LinMod.1))  
qplot(x = resid.LinMod.1., data = resid_df)
```

```
## `stat_bin()` using `bins = 30`. Pick better value with `binwidth`.
```



- Konstante Varianz: Dies kann z. B. mit einem Scatterplot der Residuen auf der y-Achse und den angepassten Werten auf der x-Achse überprüft werden. Die angepassten Werte werden über den Befehl `fitted()` extrahiert. Diese Annahme scheint verletzt zu sein (siehe unten): je größer die Prognose des Trinkgeldes, desto größer wirkt die Streuung der Residuen. Dieses Phänomen ließ sich schon aus dem ursprünglichen Scatterplot `xyplot(tip ~ total_bill, data=tips)` erahnen. Das ist auch inhaltlich plausibel: je höher die Rechnung, desto höher die Varianz beim Trinkgeld. Die Verletzung dieser Annahme beeinflusst *nicht* die Schätzung der Steigung, sondern die Schätzung des Standardfehlers, also des p-Wertes des Hypothesentests, d. h. $H_0 : \beta_1 = 0$.

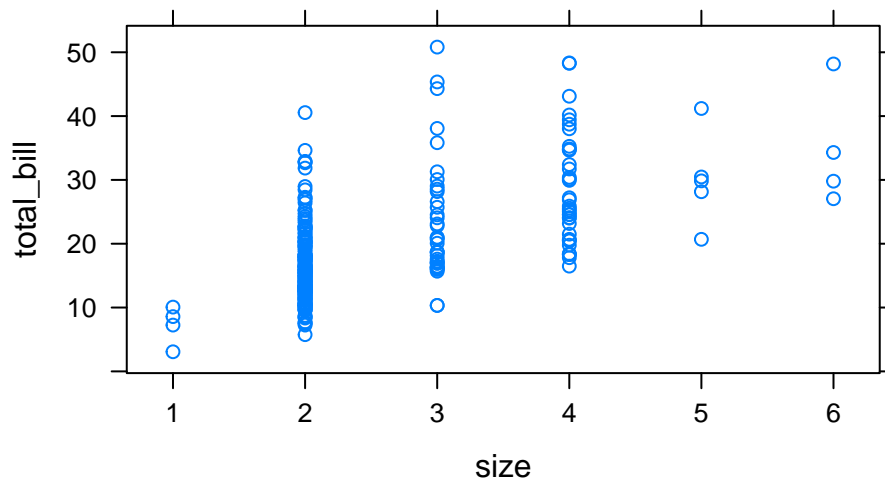
```
xyplot(resid(LinMod.1) ~ fitted(LinMod.1))
```



- Extreme Ausreißer: Wie am Plot der Linearen Regression `plotModel(LinMod.1)` erkennbar gibt es vereinzelt Ausreißer nach oben, allerdings ohne einen extremen Hebel.

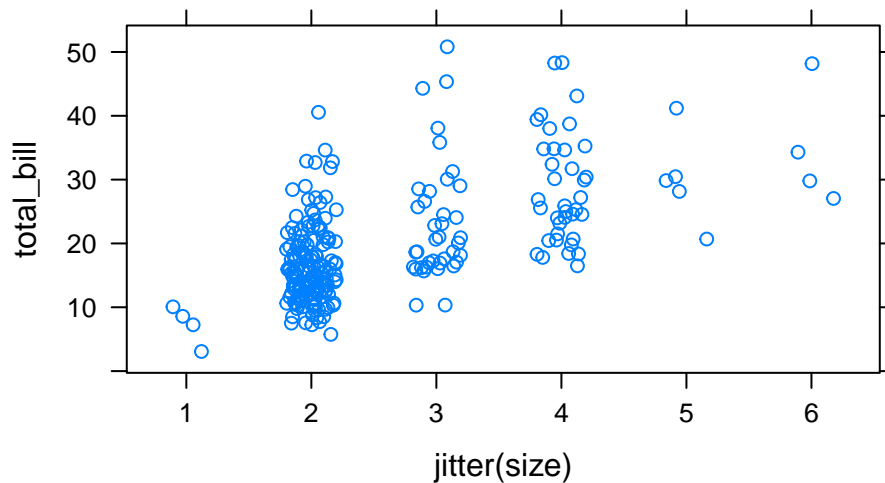
Hängt die Rechnungshöhe von der Anzahl der Personen ab? Bestimmt, aber wie?

```
xyplot(total_bill ~ size, data=tips)
```



Da bei diskreten metrischen Variablen (hier `size`) Punkte übereinander liegen können, sollte man “jittern”, d. h. eine (kleine) Zufallszahl addieren:

```
set.seed(1896) # Zufallszahlengenerator setzen
xyplot(total_bill ~ jitter(size), data=tips)
```



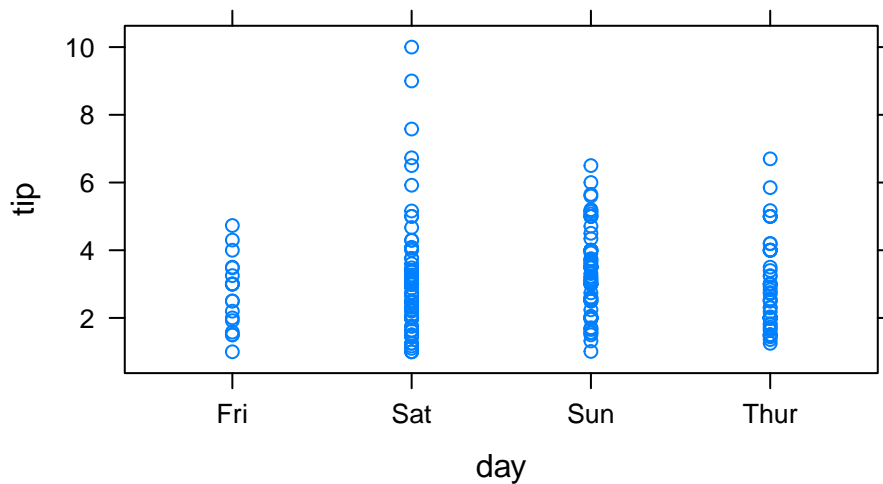
* Übung:**

1. Um wie viel Dollar steigt im Durchschnitt das Trinkgeld, wenn eine Person mehr am Tisch sitzt.
2. Für wie Aussagekräftig halten Sie Ihr Ergebnis aus 1.?

Regression mit kategorialen Werten

Der Wochentag `day` ist eine kategoriale Variable. Wie sieht eine Regression des Trinkgeldes darauf aus?
Zunächst grafisch:

```
xyplot(tip ~ day, data=tips)
```



Und als Lineares Modell:

```
LinMod.2 <- lm(tip ~ day, data=tips)
summary(LinMod.2)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ day, data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.2451 -0.9931 -0.2347  0.5382  7.0069
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  2.73474    0.31612   8.651 7.46e-16 ***
## daySat       0.25837    0.34893   0.740  0.460
## daySun       0.52039    0.35343   1.472  0.142
## dayThur      0.03671    0.36132   0.102  0.919
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.378 on 240 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.02048,    Adjusted R-squared:  0.008232
## F-statistic: 1.672 on 3 and 240 DF,  p-value: 0.1736
```

Die im Modell angegebenen Schätzwerte sind die Änderung der Trinkgeldprognose, wenn z. B. der Tag ein Samstag (`daySat`) im Vergleich zu einer Referenzkategorie. Dies ist in R das erste Element des Vektors der Faktorlevel. Welcher dies ist ist über den Befehl `levels()` zu erfahren

```
levels(tips$day)
```

```
## [1] "Fri" "Sat" "Sun" "Thur"
```

hier also Fri (aufgrund der standardmäßig aufsteigenden alphanumerischen Sortierung). Dies kann über `relevel()` geändert werden. Soll z. B. die Referenz der Donnerstag, `Thur` sein:

```
tips$day <- relevel(tips$day, ref = "Thur")
levels(tips$day)
```

```
## [1] "Thur" "Fri" "Sat" "Sun"
```

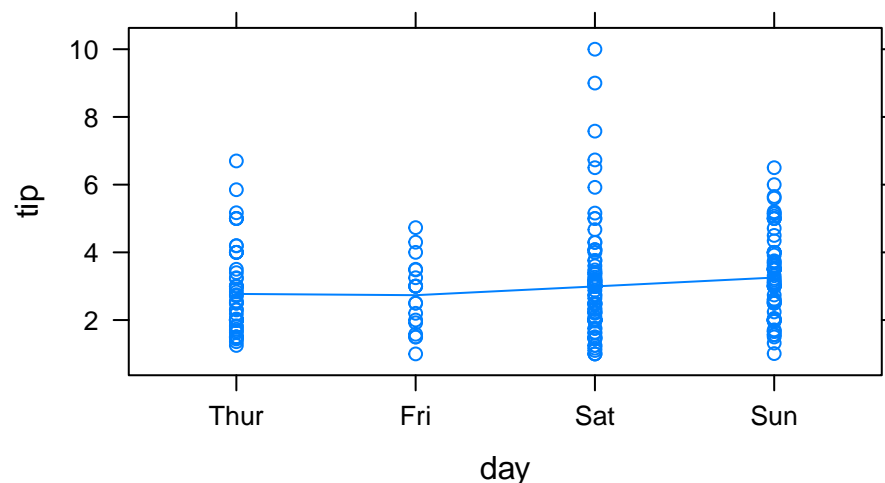
Das Modell ändert sich entsprechend:

```
LinMod.3 <- lm(tip ~ day, data=tips)
summary(LinMod.3)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ day, data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.2451 -0.9931 -0.2347  0.5382  7.0069
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)   2.77145    0.17500  15.837  <2e-16 ***
## dayFri        -0.03671    0.36132  -0.102   0.9191
## daySat         0.22165    0.22902   0.968   0.3341
## daySun         0.48368    0.23581   2.051   0.0413 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.378 on 240 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.02048,    Adjusted R-squared:  0.008232
## F-statistic: 1.672 on 3 and 240 DF,  p-value: 0.1736
```

sowie als Plot:

```
plotModel(LinMod.3)
```



Eine Alternative zu `relevel()` zur Bestimmung der Referenzkategorie ist es, innerhalb von `factor()` die Option `levels=` direkt in der gewünschten Sortierung zu setzen.

```
day <- factor(tips$day, levels=c("Thur", "Fri", "Sat", "Sun"))
```

Die (Punkt-)Prognose für die Trinkgeldhöhe, bspw. an einen Freitag kann dann berechnet werden

```
LinMod.3Fun <- makeFun(LinMod.3)
LinMod.3Fun(day="Fri")
```

```
##      1
## 2.734737
```

Übung:

- Wie verändert sich die Rechnungshöhe im Durchschnitt, wenn die Essenszeit Dinner statt Lunch ist?
 - Wie viel % der Variation der Rechnungshöhe können Sie durch die Essenszeit modellieren?
-

Multivariate Regression

Aber wie wirken sich die Einflussgrößen *zusammen* auf das Trinkgeld aus?

```
LinMod.4 <- lm(tip ~ total_bill + size + sex + smoker + day + time, data=tips)
summary(LinMod.4)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ total_bill + size + sex + smoker + day + time,
##     data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.8475 -0.5729 -0.1026  0.4756  4.1076
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.641558   0.497586   1.289   0.1985
## total_bill   0.094487   0.009601   9.841 <2e-16 ***
## size         0.175992   0.089528   1.966   0.0505 .
## sexMale      -0.032441   0.141612  -0.229   0.8190
## smokerYes    -0.086408   0.146587  -0.589   0.5561
## dayFri       0.162259   0.393405   0.412   0.6804
## daySat       0.040801   0.470604   0.087   0.9310
## daySun       0.136779   0.471696   0.290   0.7721
## timeLunch    0.068129   0.444617   0.153   0.8783
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.024 on 235 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4701, Adjusted R-squared:  0.452
## F-statistic: 26.06 on 8 and 235 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Interessant sind die negativen Vorzeichen vor den Schätzwerten für `sexMale` und `smokerYes` – anscheinend geben Männer und Raucher weniger Trinkgeld, wenn alle anderen Faktoren konstant bleiben. Bei einer rein univariaten Betrachtung wäre etwas anderes herausgekommen.

```
summary(lm(tip ~ sex, data=tips))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ sex, data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.0896 -1.0896 -0.0896  0.6666  6.9104
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  2.8334     0.1481  19.137 <2e-16 ***
## sexMale       0.2562     0.1846   1.388   0.166
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.381 on 242 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.007896, Adjusted R-squared:  0.003797
## F-statistic: 1.926 on 1 and 242 DF, p-value: 0.1665
```



```
summary(lm(tip ~ smoker, data=tips))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ smoker, data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.0087 -0.9936 -0.1003  0.5580  6.9913
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  2.99185    0.11283  26.517  <2e-16 ***
## smokerYes    0.01686    0.18276   0.092   0.927
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.386 on 242 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  3.515e-05, Adjusted R-squared:  -0.004097
## F-statistic: 0.008506 on 1 and 242 DF,  p-value: 0.9266
```

Diese *Umkehrung* des modellierten Effektes liegt daran, dass es auch einen positiven Zusammenhang zur Rechnungshöhe gibt:

```
summary(lm(total_bill ~ sex, data=tips))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = total_bill ~ sex, data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -14.99  -6.02  -1.94   3.99  30.07
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  18.0569    0.9463  19.081  <2e-16 ***
## sexMale       2.6872    1.1797   2.278   0.0236 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 8.827 on 242 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.02099, Adjusted R-squared:  0.01694
## F-statistic: 5.188 on 1 and 242 DF,  p-value: 0.02361
```

```
summary(lm(total_bill ~ smoker, data=tips))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = total_bill ~ smoker, data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -17.686  -6.459  -1.888   4.583  30.054
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  19.1883    0.7233  26.529  <2e-16 ***
## smokerYes    1.5681    1.1716   1.338   0.182
## ---
```

```
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 8.888 on 242 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.007348,    Adjusted R-squared:  0.003246
## F-statistic: 1.791 on 1 and 242 DF,  p-value: 0.182
```

Im vollem Modell LinMod.4 sind alle unabhängigen Variablen berücksichtigt, die Koeffizienten beziehen sich dann immer auf: gegeben die anderen Variablen bleiben konstant, d. h. ceteris paribus.

Vergleichen wir mal zwei Modelle:

```
LinMod.5a <- lm(tip ~ sex, data=tips)
coef(LinMod.5a) # Koeffizienten extrahieren
```

```
## (Intercept)      sexMale
##   2.8334483    0.2561696
```

```
LinMod.5b <- lm(tip ~ sex + total_bill, data=tips)
coef(LinMod.5b) # Koeffizienten extrahieren
```

```
## (Intercept)      sexMale  total_bill
##   0.93327849 -0.02660871  0.10523236
```

Ohne die Berücksichtigung der **Kovariable/ Störvariable** Rechnungshöhe geben Male ein um im Durchschnitt 0.26\$ *höheres* Trinkgeld, bei Kontrolle, d. h. gleicher Rechnungshöhe ein um 0.03\$ *niedrigeres* Trinkgeld als die Referenzklasse Female (`levels(tips$sex)[1]`).

Inferenz in der linearen Regression

Kehren wir noch einmal zur multivariaten Regression (LinMod.4) zurück.

```
summary(LinMod.4)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ total_bill + size + sex + smoker + day + time,
##     data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.8475 -0.5729 -0.1026  0.4756  4.1076
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  0.641558   0.497586   1.289   0.1985
## total_bill   0.094487   0.009601   9.841 <2e-16 ***
## size         0.175992   0.089528   1.966  0.0505 .
## sexMale      -0.032441   0.141612  -0.229  0.8190
## smokerYes    -0.086408   0.146587  -0.589  0.5561
## dayFri       0.162259   0.393405   0.412  0.6804
## daySat       0.040801   0.470604   0.087  0.9310
## daySun       0.136779   0.471696   0.290  0.7721
## timeLunch    0.068129   0.444617   0.153  0.8783
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.024 on 235 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4701, Adjusted R-squared:  0.452
## F-statistic: 26.06 on 8 and 235 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

In der 4. Spalte der, mit Zeilenamen versehenen Tabelle **Coefficients** stehen die p-Werte der Nullhypothese, die unabhängige Variable hat, gegeben alle anderen Variablen im Modell, keinen linearen Einfluss auf die abhängige Variable: $H_0 : \beta_i = 0$. Zur Bestimmung des p-Wertes wird der Schätzer (**Estimate**) durch den Standardfehler (**Std. Error**) dividiert. Der resultierende t-Wert (**t value**) wird dann, zusammen mit der Anzahl an Freiheitsgraden zur Berechnung des p-Wertes (**Pr(>|t|)**) verwendet. Ein einfacher t-Test! Zur schnelleren Übersicht finden sich dahinter “Sternchen” und “Punkte”, die die entsprechenden Signifikanzniveaus symbolisieren: *** bedeutet eine Irrtumswahrscheinlichkeit, Wahrscheinlichkeit für Fehler 1. Art, von unter 0.001, d. h. unter 0,1%. ** entsprechend 1%, * 5% und . 10%. Zum Signifikanzniveau von 10% sind hier also zwei Faktoren und der Achsenabschnitt (**(Intercept)**) signifikant – nicht notwendigerweise relevant: Rechnungshöhe **total_bill** sowie Anzahl Personen **size**. Beides wirkt sich linear positiv auf die Trinkgeldhöhe aus: Mit jedem Dollar Rechnungshöhe steigt im Mittelwert die Trinkgeldhöhe um 0.09 Dollar, mit jeder Person um 0.18 Dollar – gegeben alle anderen Faktoren bleiben konstant. Das Bestimmtheitsmaß R^2 (**Multiple R-squared:**) liegt bei 0.47, also 47% der Variation des Trinkgeldes wird im Modell erklärt.

Außerdem kann man testen, ob alle Koeffizienten der unabhängigen Variablen gleich Null sind:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

Das Ergebnis des zugrundeliegenden F-Tests (vgl. Varianzanalyse) wird in der letzten Zeile angegeben (**F-Statistic**). Hier wird H_0 also verworfen.

Erweiterungen

Modellwahl

Das Modell mit allen Variablen des Datensatzes, d. h. mit 6 unabhängigen (**LinMod.4**) erklärt 47.01-% der Variation, das Modell *nur* mit der Rechnungshöhe als erklärende Variable (**LinMod.1**) schon 45.66%, der Erklärungszuwachs liegt also gerade einmal bei 1.35 Prozentpunkten. In der Statistik ist die Wahl des *richtigen* Modell eine der größten Herausforderungen, auch deshalb weil man der wahre Modell in der Regel nicht kennt und es schwer ist die richtige Balance zwischen Einfachheit und Komplexität zu finden. Aufgrund des Zufalls kann es immer passieren, dass das Modell sich zu sehr an die *zufälligen* Daten anpasst (Stichwort: Overfitting). Es gibt unzählige Modellwahlmethoden, und leider garantiert keine, dass man immer das beste Modell findet. Eine Möglichkeit ist die sogenannte Schrittweise-Rückwärtsselektion auf Basis des Akaike-Informationskriteriums (AIC)¹. Diese ist nicht nur recht weit verbreitet - und liefert unter bestimmten Annahmen das “richtige” Modell - sondern in R durch den Befehl **step()** einfach umsetzbar:

```
step(LinMod.4)
```

```
## Start:  AIC=20.51
## tip ~ total_bill + size + sex + smoker + day + time
##
##           Df Sum of Sq  RSS    AIC
## - day      3    0.609 247.14 15.116
## - time     1    0.025 246.55 18.538
## - sex      1    0.055 246.58 18.568
## - smoker   1    0.365 246.89 18.874
## <none>                246.53 20.513
## - size     1    4.054 250.58 22.493
## - total_bill 1  101.595 348.12 102.713
##
## Step:  AIC=15.12
## tip ~ total_bill + size + sex + smoker + time
##
##           Df Sum of Sq  RSS    AIC
## - time     1    0.001 247.14 13.117
```

¹siehe z. B. Rob J Hyndman & George Athanasopoulos, Forecasting: principles and practice, Kapitel 5.3: Selecting predictors, <https://www.otexts.org/fpp/5/3>

```
## - sex          1      0.042 247.18 13.157
## - smoker       1      0.380 247.52 13.490
## <none>                247.14 15.116
## - size         1      4.341 251.48 17.365
## - total_bill   1    101.726 348.86 97.232
##
## Step:  AIC=13.12
## tip ~ total_bill + size + sex + smoker
##
##           Df Sum of Sq  RSS   AIC
## - sex      1      0.041 247.18 11.157
## - smoker    1      0.379 247.52 11.491
## <none>                247.14 13.117
## - size     1      4.342 251.48 15.366
## - total_bill 1    103.327 350.46 96.350
##
## Step:  AIC=11.16
## tip ~ total_bill + size + smoker
##
##           Df Sum of Sq  RSS   AIC
## - smoker    1      0.376 247.55  9.528
## <none>                247.18 11.157
## - size     1      4.344 251.52 13.408
## - total_bill 1    104.263 351.44 95.029
##
## Step:  AIC=9.53
## tip ~ total_bill + size
##
##           Df Sum of Sq  RSS   AIC
## <none>                247.55  9.528
## - size     1      5.235 252.79 12.634
## - total_bill 1    106.281 353.83 94.685
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ total_bill + size, data = tips)
##
## Coefficients:
## (Intercept)  total_bill      size
##    0.66894    0.09271    0.19260
```

In den letzten Zeilen der Ausgabe steht das beste Modell, dass diese Methode (schrittweise, rückwärts) mit diesem Kriterium (AIC) bei diesen Daten findet (Punktprognose, d. h. ohne Residuum):

```
tip = 0.66894 + 0.09271 * total_bill + 0.19260 * size
```

Der Ausgabe kann man auch entnehmen, welche Variablen in welcher Reihenfolge *entfernt* wurden: Zunächst **day**, dann **time**, danach **sex** und schließlich **smoker**. Hier sind also dieselben Variablen noch im Modell, die auch in **LinMod.4** signifikant zum Niveau 10% waren, eine Auswahl der dort signifikanten Variablen hätte also dasselbe Modell ergeben. Das ist häufig so, aber nicht immer!

Interaktionen

Wir haben gesehen, dass es einen Zusammenhang zwischen der Trinkgeldhöhe und der Rechnungshöhe gibt. Vielleicht unterscheidet sich der Zusammenhang je nachdem, ob geraucht wurde, d. h. vielleicht gibt es eine Interaktion (Wechselwirkung). Die kann in **lm** einfach durch ein ***** zwischen den unabhängigen Variablen modelliert werden:

```
LinMod.6 <- lm(tip ~ smoker*total_bill, data = tips)
summary(LinMod.6)
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ smoker * total_bill, data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -2.6789 -0.5238 -0.1205  0.4749  4.8999
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)    0.360069   0.202058   1.782 0.076012 .
## smokerYes      1.204203   0.312263   3.856 0.000148 ***
## total_bill     0.137156   0.009678  14.172 < 2e-16 ***
## smokerYes:total_bill -0.067566   0.014189  -4.762 3.32e-06 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 0.9785 on 240 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.506, Adjusted R-squared:  0.4998
## F-statistic: 81.95 on 3 and 240 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Der Schätzwert für die Interaktion steht bei `:`. Hier also: Wenn geraucht wurde, ist die Steigung im Durchschnitt um 6,8 Cent geringer. Aber wenn geraucht wurde, ist die Rechnung im Achsenabschnitt erstmal um 1,20\$ höher (Effekt, *ceteris paribus*). Wer will kann ausrechnen ab welcher Rechnungshöhe Rauchertische im Mittelwert lukrativer sind...

Das gleiche Bild (höhere Achsenabschnitt, geringere Steigung) ergibt sich übrigens bei getrennten Regressionen:

```
lm(tip~total_bill, data=tips, subset = smoker=="Yes")
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ total_bill, data = tips, subset = smoker ==
##      "Yes")
##
## Coefficients:
## (Intercept)  total_bill
##      1.56427      0.06959
```

```
lm(tip~total_bill, data=tips, subset = smoker=="No")
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ total_bill, data = tips, subset = smoker ==
##      "No")
##
## Coefficients:
## (Intercept)  total_bill
##      0.3601      0.1372
```

Über das Formelinterface $y \sim x$ können auch direkt z. B. Polynome modelliert werden. Hier eine quadratische Funktion:

```
summary(lm(tip~I(total_bill^2)+total_bill, data=tips))
```

```
##
## Call:
## lm(formula = tip ~ I(total_bill^2) + total_bill, data = tips)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
```

```
## -3.2005 -0.5586 -0.0979  0.4838  3.7762
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)    0.8911170   0.3467554   2.570 0.010776 *
## I(total_bill^2) -0.0000571  0.0006025  -0.095 0.924573
## total_bill      0.1078555   0.0307696   3.505 0.000544 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 1.024 on 241 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.4566, Adjusted R-squared:  0.4521
## F-statistic: 101.3 on 2 and 241 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

d.h. die geschätzte Funktion ist eine “umgedrehte Parabel” (negatives Vorzeichen bei $I(\text{total_bill}^2)$),
d. h. die Funktion ist konkav, die Steigung nimmt ab. Allerdings ist der Effekt nicht signifikant.

Prognoseintervalle

Insgesamt haben wir viel “Unsicherheit”, u. a. aufgrund von Variabilität in den Beobachtungen und in den Schätzungen. Wie wirken sich diese auf die Prognose aus?

Dazu können wir über die Funktion `predict.lm` Prognoseintervalle berechnen – hier für das einfache Modell `LinMod.1`:

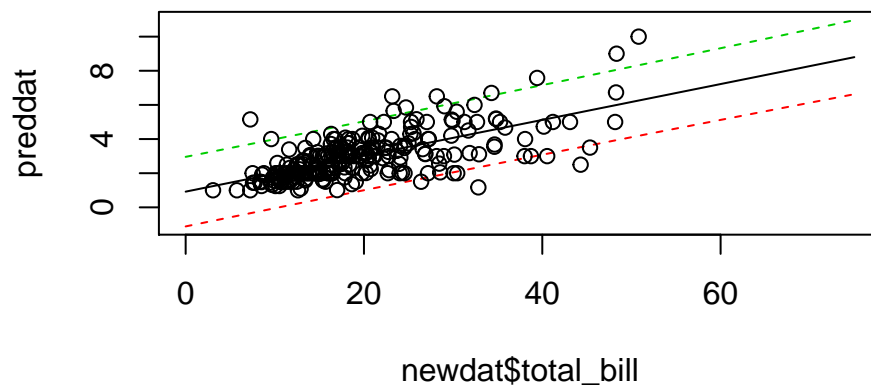
```
newdat <- data.frame(total_bill = seq(0, 75))
preddat <- predict(LinMod.1, newdata = newdat, interval = "prediction")
head(preddat)
```

```
##           fit           lwr           upr
## 1 0.9202696 -1.1174151  2.957954
## 2 1.0252941 -1.0103977  3.060986
## 3 1.1303186 -0.9034818  3.164119
## 4 1.2353432 -0.7966677  3.267354
## 5 1.3403677 -0.6899557  3.370691
## 6 1.4453922 -0.5833461  3.474130
```

```
tail(preddat)
```

```
##           fit           lwr           upr
## 71 8.271986  6.127124  10.41685
## 72 8.377010  6.227178  10.52684
## 73 8.482035  6.327145  10.63692
## 74 8.587059  6.427028  10.74709
## 75 8.692084  6.526825  10.85734
## 76 8.797108  6.626538  10.96768
```

```
matplot(newdat$total_bill, preddat, lty = c(1,2,2), type="l" )
points(x=tips$total_bill, y=tips$tip)
```



Sie sehen, dass 95% Prognoseintervall ist recht breit: über den gewählten Rechnungsberich von 0-75\$ im Mittelwert bei 4.11\$.

```
favstats((preddat[,3]-preddat[,2]))
```

```
##      min      Q1  median      Q3      max      mean      sd  n
## 4.034738 4.044428 4.072224 4.171158 4.341141 4.115859 0.09042352 76
## missing
##      0
```

Zu den Rändern hin wird es breiter. Am schmalsten ist es übrigens beim Mittelwert der unabhängigen Beobachtungen, hier also bei 19.79\$.

Übung: Teaching Rating

Dieser Datensatz analysiert u. a. den Zusammenhang zwischen Schönheit und Evaluierungsergebnis von Dozenten:

Hamermesh, D.S., and Parker, A. (2005). *Beauty in the Classroom: Instructors' Pulchritude and Putative Pedagogical Productivity*. *Economics of Education Review*, 24, 369–376.

Sie können ihn, sofern noch nicht geschehen, von <https://goo.gl/6Y3KoK> als csv herunterladen.

Versuchen Sie das Evaluierungsergebnis als abhängige Variable anhand geeigneter Variablen des Datensatzes zu erklären. Wie groß ist der Einfluss der Schönheit? Sind die Modellannahmen erfüllt und wie würden Sie die Modellgüte beurteilen.

Literatur

- David M. Diez, Christopher D. Barr, Mine Çetinkaya-Rundel (2014): *Introductory Statistics with Randomization and Simulation*, https://www.openintro.org/stat/textbook.php?stat_book=isrs, Kapitel 5, 6.1-6.3
- Nicholas J. Horton, Randall Pruim, Daniel T. Kaplan (2015): Project MOSAIC Little Books *A Student's Guide to R*, <https://github.com/ProjectMOSAIC/LittleBooks/raw/master/StudentGuide/MOSAIC-StudentGuide.pdf>, Kapitel 5.4, 10.2
- Gareth James, Daniela Witten, Trevor Hastie, Robert Tibshirani (2013): *An Introduction to Statistical Learning – with Applications in R*, <http://www-bcf.usc.edu/~gareth/ISL/>, Kapitel 3
- Maike Luhmann (2015): *R für Einsteiger*, Kapitel 16, 17.1-17.3
- Andreas Quatember (2010): *Statistik ohne Angst vor Formeln*, Kapitel 3.11
- Daniel Wollschläger (2014): *Grundlagen der Datenanalyse mit R*, Kapitel 6

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: 2017-02-03
- R Version: 3.3.2
- `mosaic` Version: 0.14.4