

# Kovarianz, Korrelation, (lineare) Regression

Jonathan Harrington

```
library(lattice)
```

```
epg = read.table(file.path(pfadu, "epg.txt"))
```

```
amp = read.table(file.path(pfadu, "dbdauer.txt"))
```

# Kovarianz, Korrelation, (lineare) Regression

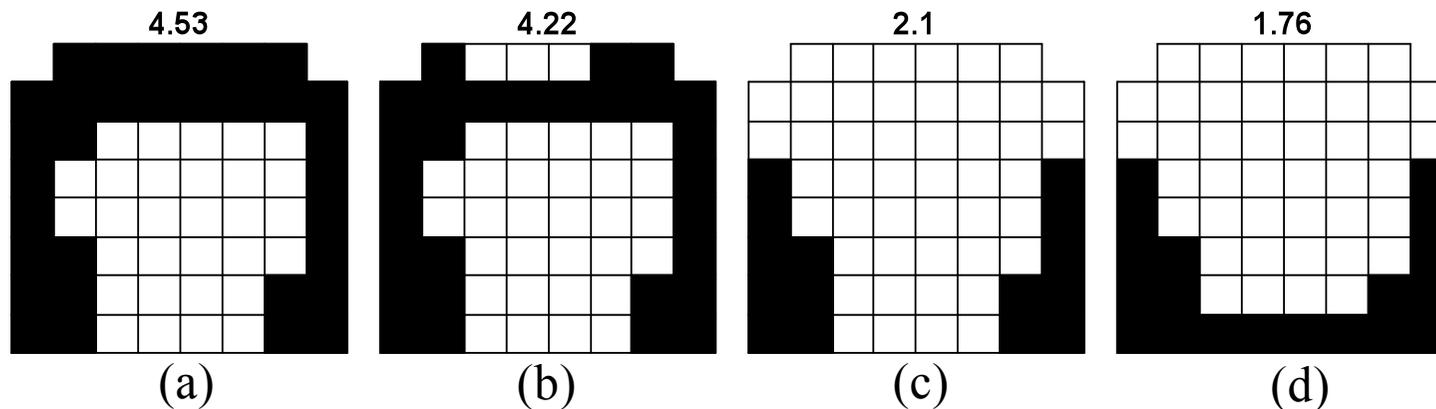
Eine Messung der Stärke der Beziehung zwischen 2 numerischen Variablen.

head(epg)

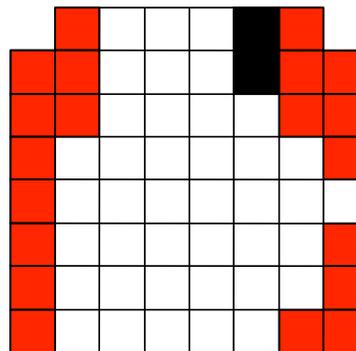
Vk-Reihenfolgen von einem deutschen Muttersprachler. V = /a ε ɪ i ɔ ʊ/

F1, F2: F1 und F2-Werte zum Vokaloffset

EPG-Parameter COG (Centre of Gravity) zum selben Zeitpunkt



EPG-Parameter SUM1278



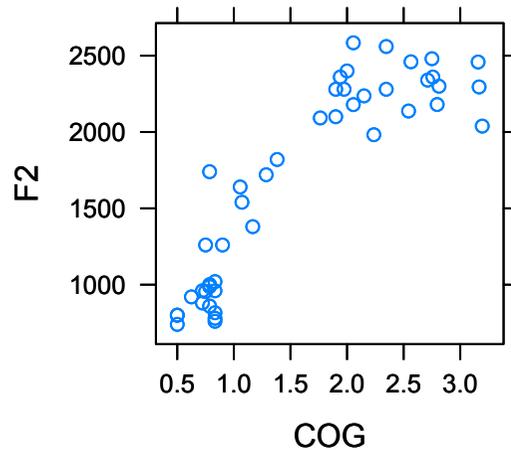
# 1. Kovarianz

Je mehr die Kovarianz von 0 (Null) abweicht, umso deutlicher die lineare Beziehung zwischen den Variablen

## Kovarianz-Werte

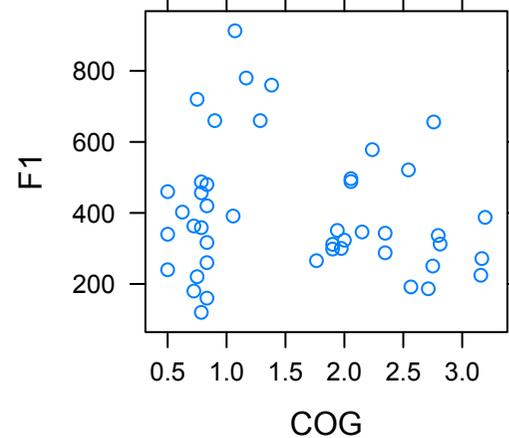
hoch und positiv

509.6908



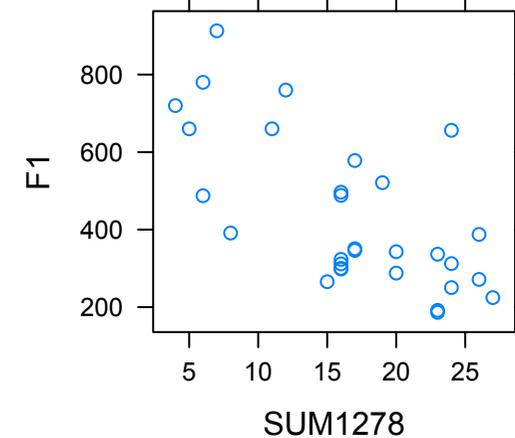
nah an 0

-24.26598



mittel und negativ

-289.516



## Berechnung der Kovarianz

Produkt-Summe der Abweichungen vom Mittelwert

$y = \text{epg}\$F2$

$x = \text{epg}\$COG$

$n = \text{length}(y)$

Mittelwert

$mx = \text{mean}(x)$

$my = \text{mean}(y)$

Abweichungen vom Mittelwert

$dx = x - \text{mean}(x)$

$dy = y - \text{mean}(y)$

Kovarianz = Produkt-Summe der Abweichungen dividiert durch  $n-1$

$\text{covxy} = \text{sum}(dx * dy) / (n-1)$

Funktion in R

$\text{cov}(x, y)$

## Einige Merkmale der Kovarianz

$\text{cov}(x, y)$

gleich

$\text{cov}(y, x)$

$\text{cov}(x, x)$

gleich

$\text{var}(x)$

$\text{var}(x+y)$

gleich

$\text{var}(x) + \text{var}(y) + 2 * \text{cov}(x, y)$

daher: wenn es keine lineare Beziehung zwischen  $x$  und  $y$  gibt ist  $\text{cov}(x, y)$  0 (Null) sodass

$\text{var}(x+y)$

gleich

$\text{var}(x) + \text{var}(y)$

## 2. Kovarianz und Korrelation

Die Korrelation (Pearson's product-moment correlation),  $r$ , ist dasselbe wie die Kovarianz, aber sie normalisiert für die Mengen von  $x$  und  $y$

- $r$  ist die Kovarianz von  $x$ ,  $y$ , dividiert durch deren Standardabweichungen
- $r$  variiert zwischen  $-1$  und  $+1$

```
cov(x,y)
```

```
[1] 509.6908
```

```
xgross = x*1000
```

```
cov(xgross,y)
```

```
[1] 509690.8
```

```
r = cov(x,y)/(sd(x) * sd(y))
```

```
cor(x,y)
```

```
[1] 0.8917474
```

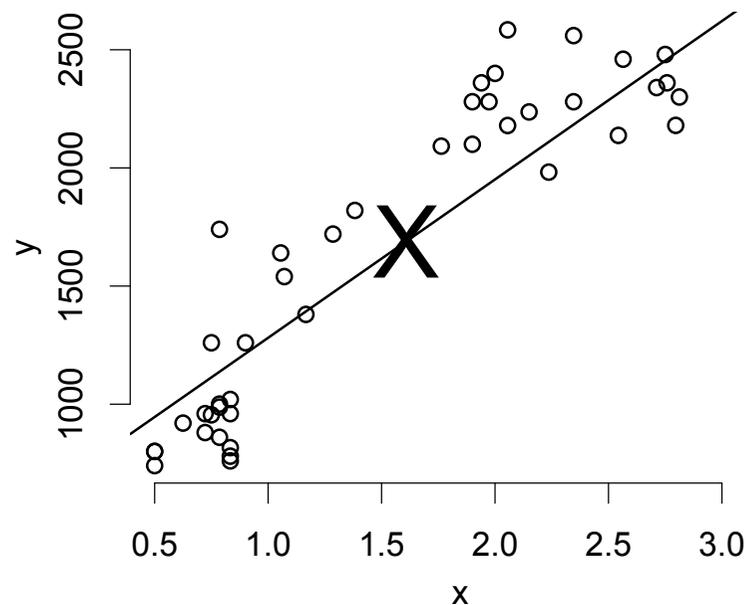
```
cor(xgross,y)
```

```
[1] 0.8917474
```

### 3. Regression

y-auf-x Regression:  $y$  (abhängige Variable) soll durch  $x$  (unabhängige Variable) modelliert werden, also **durch die Werte von  $x$  eingeschätzt werden**.

Regressionslinie: Eine gerade Linie durch die Verteilung, sodass der Abstand der Stichproben zu der Linie **minimiert** wird.



Diese Regressionslinie durchschneidet  $(m_x, m_y)$  den Mittelwert  $(\bar{X})$  der Verteilung

### 3. Regression

Die Regressionslinie:

$$\hat{y} = bx + k$$

**b** ist die Die Steigung

$$b = r * sd(y)/sd(x) \quad \text{oder} \quad b = cov(x,y)/var(x)$$

**k** ist das Intercept (y-Achsenabschnitt)

$$k = my - b*mx$$

$\hat{y}$  sind die eingeschätzten Werte, die auf der Regressionslinie liegen

$$y_{hut} = b*x + k$$

Abbildung

`plot(y ~ x)`

Regressionslinie überlagern

`abline(k, b)`

Eingeschätzte Werte überlagern

`points(x, yhut, col = 2)`

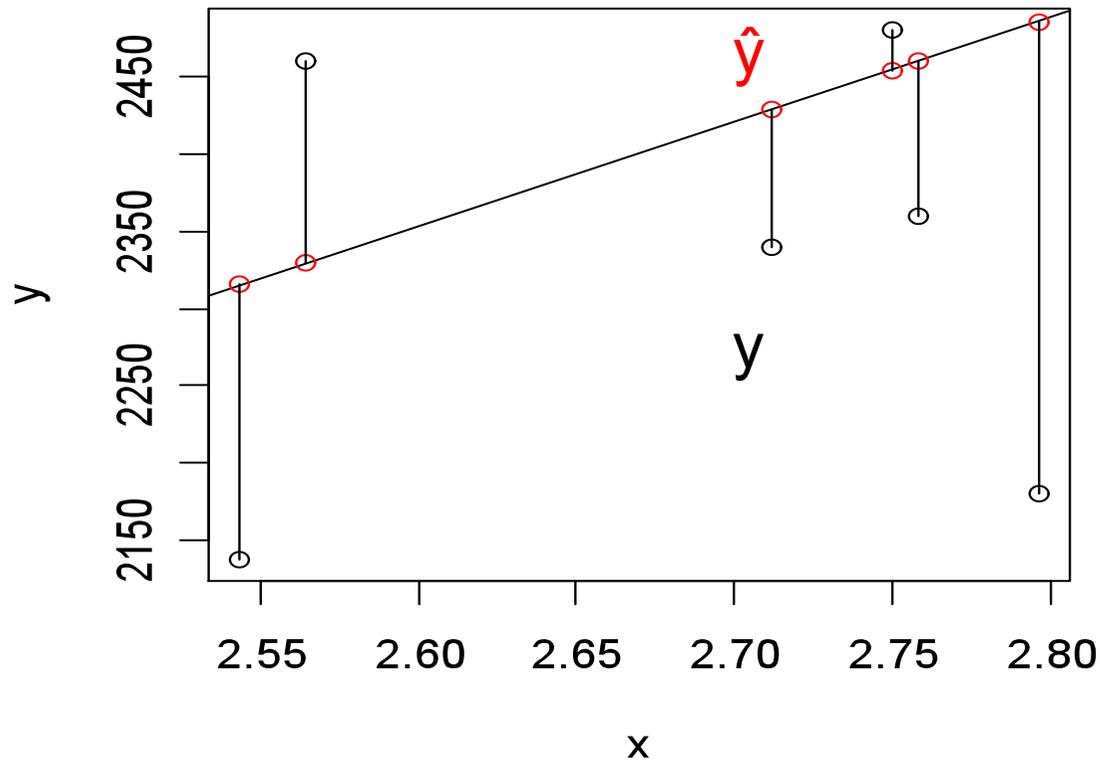
## Error und SSE

Der **error** (auch residuals) ist der Unterschied zwischen den tatsächlichen und **eingeschätzten** Werten.

$$\text{error} = y - \hat{y}$$

**SSE**: sum of the squares of the error

$$\text{SSE} = \sum(\text{error}^2)$$



In der Regression wird die Linie auf eine solche Weise berechnet, dass SSE (RSS<sup>1</sup>) **minimiert** wird.

1. wird auch manchmal RSS residual sum of squares genannt

## Regression mit lm()

`reg = lm(y ~ x)`      `~` wird modelliert durch

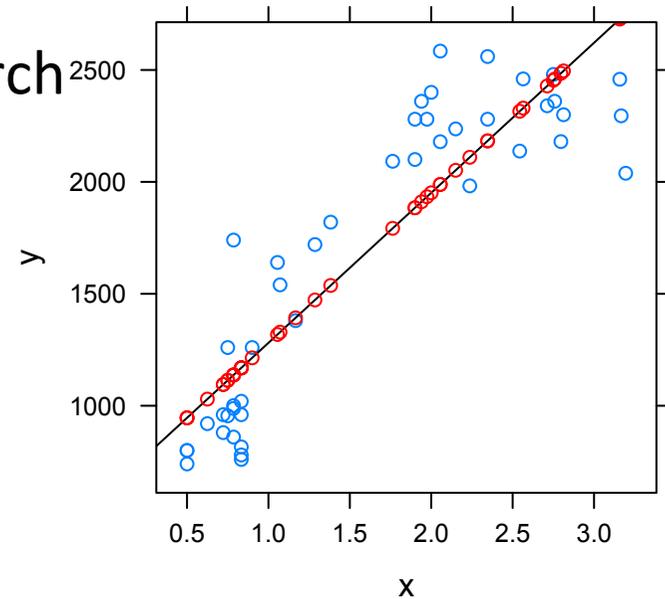
Regressionslinie überlagern

`plot(y ~ x)`

`abline(reg)`

Regressionskoeffiziente

<code>coef(reg)</code>	<b>Intercept</b> (Intercept)	<b>Steigung</b> x
	610.6845	670.2670



Eingeschätzte Werte

`yhut = predict(reg)`

$$yhut = b \cdot x + k$$

Error

`residuals(reg)`

$$error = y - yhut$$

SSE

`deviance(reg)`

$$\text{sum}(error^2)$$

## Regression: drei wichtige Quantitäten

1. **SSE** (oder RSS) sum of the squared errors

$$SSE = \text{sum}(\text{error}^2)$$

$$\text{oder } SSE = \text{deviance}(\text{reg})$$

2. **SSY** (oder SST): sum-of-the-squared deviations der tatsächlichen Werte

$$SSY = \text{sum}( (y - \bar{y})^2 )$$

3. **SSR**: sum of the squared-deviations von  $\hat{y}$ , also von den eingeschätzten Werten

$$SSR = \text{sum}((\hat{y} - \bar{y})^2)$$

$$SSY = SSR + SSE$$

## R-squared ( $R^2$ )

$$SSY = SSR + SSE$$

Je besser die Werte durch die Regressionslinie modelliert werden (also je geringer der Abstand zwischen  $y$  und  $\hat{y}$ ) umso kleiner SSE, sodass im besten Fall  $SSE = 0$  und  $SSY = SSR$  oder  $SSR/SSY = 1$  (bedeutet: die tatsächlichen Werte sitzen auf der Linie).

**R-squared =  $SSR/SSY$**  beschreibt auch die Proportion der Varianz in  $y$  die **durch die Regressionslinie erklärt werden kann**

R-squared variiert zwischen 0 (keine 'Erklärung') und 1 (die Regressionslinie erklärt 100% der Varianz in  $y$ ).

## R-squared (fortgesetzt)

$$SSY = SSR + SSE$$

Diese Quantität  $SSR/SSY$  nennt man auch **R-squared** weil sie denselben Wert hat wie den Korrelationskoeffizient hoch zwei.

$SSR/SSY$

$cor(x, y)^2$

[1] 0.7952134

(und da  $r$  zwischen -1 und 1 variiert, muss R-squared zwischen 0 und 1 variieren)

## Signifikanz-Test

Was ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein lineares Verhältnis zwischen  $x$  und  $y$  besteht?

Dies kann mit einem t-test mit  $n-2$  Freiheitsgraden berechnet werden:

$$tstat = r/rsb$$

$$rsb = \text{Standard-error von } r = \sqrt{\frac{1 - r^2}{n - 2}}$$

$$rsb = \text{sqrt}((1 - r^2)/(n-2))$$

$$tstat = r/rsb$$

$$[1] 12.92187$$

## Signifikanz-Test

$$tstat = r/rsb$$

[1] 12.92187

$$fstat = tstat^2$$

[1] 166.9746

Ein t-test mit n-2  
Freiheitsgraden

Ein F-test mit 1 und n-2  
Freiheitsgraden

$$2 * (1 - pt(tstat, n-2))$$

$$1 - pf(fstat, 1, n-2)$$

bekommt man auch durch `cor.test(x,y)`

[1] 2.220446e-16

= 2.220446 x 10<sup>-16</sup>

Die Wahrscheinlichkeit, dass die Variablen nicht miteinander linear assoziiert sind, ist fast 0. (Hoch signifikant,  $p < 0.001$ ).

## summary(reg)

Es gibt eine signifikante lineare Beziehung zwischen COG und F2  
( $R^2 = 0.80$ ,  $F[1, 43] = 167$ ,  $p < 0.001$ ).

### Call:

lm(formula = y ~ x)

### Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-713.17	-195.81	-99.32	215.81	602.68

### Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	610.68	94.65	6.452	8.03e-08 ***
x	670.27	51.87	12.922	< 2e-16 ***

Residual standard error: **300** on 43 degrees of freedom

**Multiple R-Squared: 0.7952**, Adjusted R-squared: 0.7905

F-statistic: **167** on 1 and 43 DF, **p-value: < 2.2e-16**

## Gültigkeit der Regression<sup>1</sup>

Die Residuals sollen:

- (a) von einer Normalverteilung nicht signifikant abweichen.
- (b) eine konstante Varianz aufweisen.
- (c) keine Autokorrelation aufweisen.

1. siehe auch <http://www.duke.edu/~rnau/testing.htm> sowie [http://scc.stat.ucla.edu/page\\_attachments/0000/0139/reg\\_1.pdf](http://scc.stat.ucla.edu/page_attachments/0000/0139/reg_1.pdf)

(a) Sind die Residuals normalverteilt?

```
shapiro.test(resid(reg))
```

Shapiro-Wilk normality test

data: resid(regp)

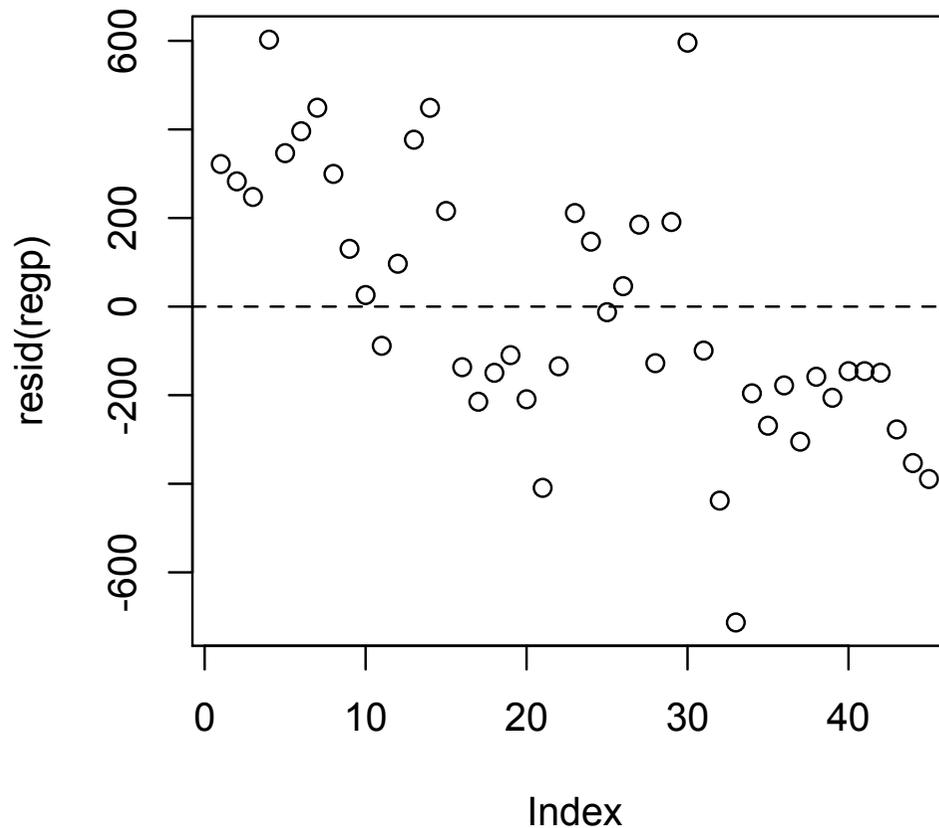
W = 0.9704, p-value = 0.2987

## (b) Haben die Residuals eine konstante Varianz?

Insbesondere sollten die Residuals nicht wesentlich größer am Anfang/Ende sein, sondern auf eine randomisierte Weise um die 0 Linie verteilt sein. Das ist hier nicht der Fall.

```
plot(resid(reg))
```

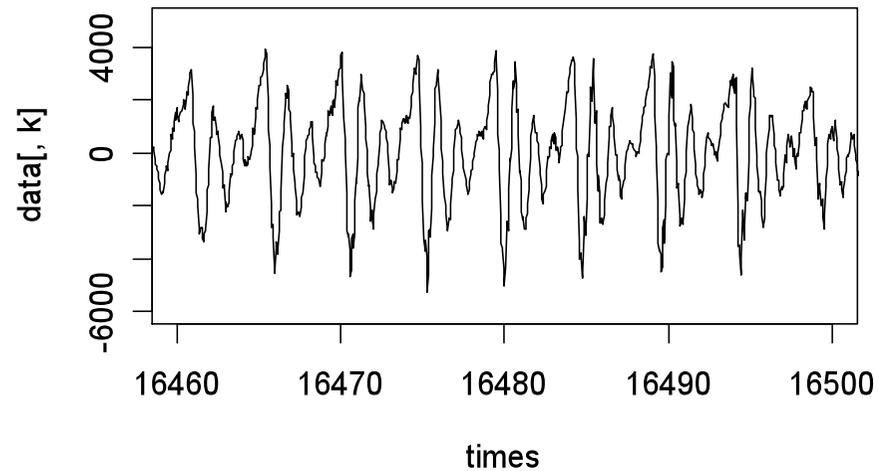
```
abline(h=0, lty=2)
```



## (c) Keine Autokorrelation

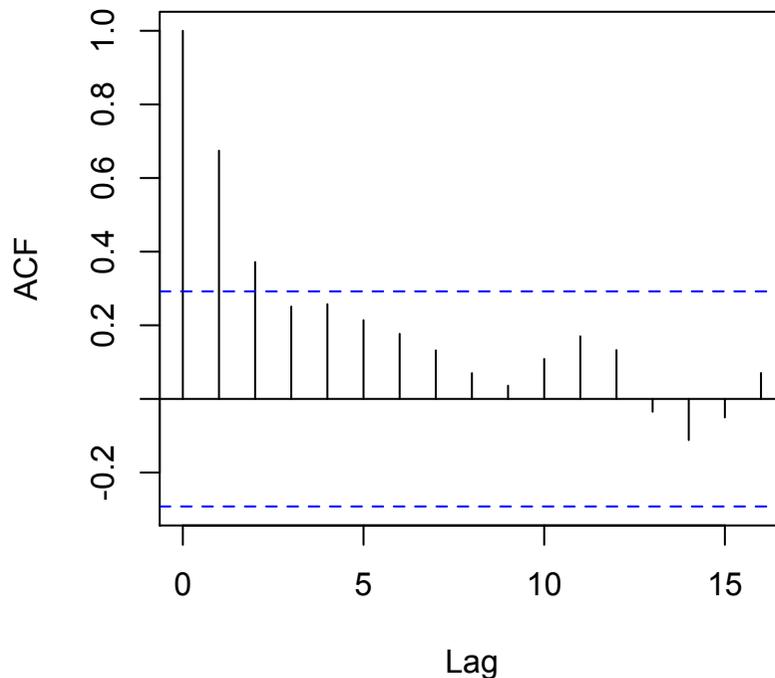
Autokorrelation ist wenn die Werte eines Signals mit sich selbst korreliert sind

Ein gutes Beispiel von autokorrelierten Daten: ein stimmfahtes Sprachsignal



### (c) Keine Autokorrelation

Series resid(regp)



`acf(resid(reg))`

95% Konfidenzintervall um 0

Wenn die meisten ACF-Werte innerhalb der blauen Linien liegen, gibt es keine Autokorrelation.

Insbesondere die Werte bei lag 1 und 2 beobachten: diese sollten innerhalb des Vertrauensintervalls liegen (nicht der Fall).