

# Vorlesung 7b

## Korrelationskoeffizient und Regressionsgerade

### Teil 1

### Die Varianz-Kovarianz-Ungleichung

(Buch S. 56)



Wir erinnern an die

**Definition der Kovarianz:**

Für reellwertige Zufallsvariable  $X, Y$   
 mit  $E[X^2] < \infty$  und  $E[Y^2] < \infty$  ist

$$\text{Cov}[X, Y] := \underline{E[(X - E[X])(Y - E[Y])]}.$$

Insbesondere ist also

$$\dots E[(X - \mu_x)(X - \mu_x)]$$

$$\underline{\text{Cov}[X, X] = \text{Var}[X]}.$$

## Wichtige Eigenschaften der Kovarianz:

Die Kovarianz ist

- im Fall von zwei gleichen Einträgen *nichtnegativ*:

$$\text{Cov}[X, X] \geq 0$$

- in den beiden Einträgen *symmetrisch*:

$$\text{Cov}[X, Y] = \text{Cov}[Y, X]$$

- *bilinear*, d.h. in jedem einzelnen Eintrag linear:

$$\text{Cov}[c_1 X_1 + c_2 X_2, Y] = c_1 \text{Cov}[X_1, Y] + c_2 \text{Cov}[X_2, Y]$$

$$\text{Cov}[X, Y] = \mathbf{E}[(X - \mathbf{E}[X])(Y - \mathbf{E}[Y])].$$

Die Kovarianz ist *bilinear*:

$$\text{Cov}[c_1 X_1 + c_2 X_2, Y] = c_1 \text{Cov}[X_1, Y] + c_2 \text{Cov}[X_2, Y]$$

$$= \mathbf{E}[(c_1 X_1 + c_2 X_2 - \underbrace{\mathbf{E}[c_1 X_1 + c_2 X_2]}_{= c_1 \mathbf{E}[X_1] + c_2 \mathbf{E}[X_2]}) (Y - \mathbf{E}[Y])]$$

$$= \mathbf{E}[(c_1 X_1 - c_1 \mathbf{E}[X_1]) + (c_2 X_2 - c_2 \mathbf{E}[X_2]) (Y - \mathbf{E}[Y])]$$

$$\stackrel{\uparrow \text{Lin. des EW}}{=} c_1 \mathbf{E}[(X_1 - \mathbf{E}[X_1]) (Y - \mathbf{E}[Y])] + c_2 \mathbf{E}[(X_2 - \mathbf{E}[X_2]) (Y - \mathbf{E}[Y])]$$

Wir beweisen jetzt die

$$|\text{Cov}[X, Y]|$$

Kovarianz-Varianz-Ungleichung:

$$|\text{Cov}[X, Y]| \leq \underbrace{\sqrt{\text{Var}X}}_{=\sigma_X} \underbrace{\sqrt{\text{Var}Y}}_{\sigma_Y}$$

$$|\text{Kov}[X, Y]| \leq \sigma_X \sigma_Y$$

Zu zeigen:

$$|\mathbb{E}[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]| \leq \sqrt{\mathbb{E}[(X - \mu_X)^2]} \sqrt{\mathbb{E}[(Y - \mu_Y)^2]}$$

$=: G \quad =: H$

$$\Leftrightarrow |\mathbb{E}[G \cancel{[E]H}]| \leq \sqrt{\mathbb{E}[G^2]} \sqrt{\mathbb{E}[H^2]}$$

Wir beweisen jetzt die

**Kovarianz-Varianz-Ungleichung:**

$$|\text{Cov}[X, Y]| \leq \sqrt{\text{Var}X} \sqrt{\text{Var}Y}$$

Mit  $G := X - \mu_X$ ,  $H := Y - \mu_Y$

folgt die Behauptung aus der

**Cauchy-Schwarz Ungleichung:**

Für reellwertige Zufallsvariable  $G, H$  mit  $\mathbf{E}[G^2], \mathbf{E}[H^2] < \infty$

ist

$$|\mathbf{E}[GH]| \leq \sqrt{\mathbf{E}[G^2]} \sqrt{\mathbf{E}[H^2]} .$$

Beweis der Cauchy-Schwarz Ungleichung:

Fall 1:  $E[G^2] > 0$  und  $E[H^2] > 0$ .

$$\cancel{E[G]} \cancel{E[H]} \leq \sqrt{E[G^2]} \sqrt{E[H^2]}:$$



$$E \left[ \frac{G}{\sqrt{E[G^2]}} \cdot \frac{H}{\sqrt{E[H^2]}} \right] \leq 1$$



$$=: U$$

$$=: V$$

Merke:

$$E[U^2] =$$

$$E \left[ \left( \frac{1}{\sqrt{E[G^2]}} G \right)^2 \right] =$$

$$= \frac{1}{E[G^2]} E[G^2] = 1$$

$$|2ab| \leq a^2 + b^2$$

$$|2UV| \leq U^2 + V^2$$

$$2|E[UV]| \leq E[U^2] + E[V^2] = 2$$

Beweis der Cauchy-Schwarz Ungleichung:

Fall 1:  $\mathbf{E}[G^2] > 0$  und  $\mathbf{E}[H^2] > 0$ .

Zu zeigen ist  $\left| \mathbf{E} \left[ \frac{G}{\sqrt{\mathbf{E}[G^2]}} \frac{H}{\sqrt{\mathbf{E}[H^2]}} \right] \right| \leq 1$ .

Für  $U := G/\sqrt{\mathbf{E}[G^2]}$ ,  $V := H/\sqrt{\mathbf{E}[H^2]}$

ist also zu zeigen:  $|\mathbf{E}[UV]| \leq 1$ .

Aus  $\pm 2UV \leq U^2 + V^2$  folgt (mit Monotonie des EW)

$$\pm \mathbf{E}[UV] \leq \frac{1}{2}(\mathbf{E}[U^2] + \mathbf{E}[V^2]) = 1.$$



Fall 2:  $\mathbf{E}[G^2] = 0$ .

Dann folgt

mit dem Satz von der Positivität des Erwartungswertes:

$$\mathbf{P}(G^2 = 0) = 1,$$

also

$$\mathbf{P}(GH = 0) = 1$$

und

$$\mathbf{E}[GH] = 0,$$

und damit

$$\pm \mathbf{E}[GH] = 0 \leq 0 = \sqrt{\mathbf{E}[G^2]} \sqrt{\mathbf{E}[H^2]}. \quad \square$$