

Mittelwertvergleiche bei $k > 2$ unabhängigen Stichproben

- *Nächste Anwendung:* Vergleich der Mittelwerte von $k > 2$ normalverteilten Zufallsvariablen $Y_1 \sim N(\mu_1, \sigma^2), \dots, Y_k \sim N(\mu_k, \sigma^2)$ mit *übereinstimmender* Varianz σ^2 .

- Es soll eine Entscheidung getroffen werden zwischen

$$H_0: \mu_1 = \mu_j \text{ für alle } j \quad \text{und} \quad H_1: \mu_1 \neq \mu_j \text{ für (mindestens) ein } j$$

auf Basis von k unabhängigen einfachen Stichproben

$$X_{1,1}, \dots, X_{1,n_1}, \quad \dots, \quad X_{k,1}, \dots, X_{k,n_k}$$

mit Stichprobenumfängen n_1, \dots, n_k (Gesamtumfang: $n := \sum_{j=1}^k n_j$).

- Häufiger Anwendungsfall: Untersuchung des Einflusses *einer* nominalskalierten Variablen (mit mehr als 2 Ausprägungen) auf eine (kardinalskalierte) Zufallsvariable, z.B.
 - ▶ Einfluss verschiedener Düngemittel auf Ernteertrag,
 - ▶ Einfluss verschiedener Behandlungsmethoden auf Behandlungserfolg,
 - ▶ Einfluss der Zugehörigkeit zu bestimmten Gruppen (z.B. Schulklassen).
- Beteiligte nominalskalierte Einflussvariable wird dann meist **Faktor** genannt, die einzelnen Ausprägungen **Faktorstufen**.
- Geeignetes statistisches Untersuchungswerkzeug: **Einfache Varianzanalyse**

- Messung der Streuung der Stufenmittel vom Gesamtmittel durch Größe SB („**Squares Between**“) als (gew.) Summe der quadrierten Abweichungen:

$$SB = \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\bar{X}_j - \bar{X})^2 = n_1 \cdot (\bar{X}_1 - \bar{X})^2 + \dots + n_k \cdot (\bar{X}_k - \bar{X})^2$$

- Messung der (Summe der) Streuung(en) der Beobachtungswerte um die Stufenmittel durch Größe SW („**Squares Within**“) als (Summe der) Summe der quadrierten Abweichungen:

$$SW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (X_{j,i} - \bar{X}_j)^2 = \sum_{i=1}^{n_1} (X_{1,i} - \bar{X}_1)^2 + \dots + \sum_{i=1}^{n_k} (X_{k,i} - \bar{X}_k)^2$$

- Man kann zeigen:
 - ▶ Für die Gesamtsumme SS („**Sum of Squares**“) der quadrierten Abweichungen der Beobachtungswerte vom Gesamtmittelwert mit

$$SS = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (X_{j,i} - \bar{X})^2 = \sum_{i=1}^{n_1} (X_{1,i} - \bar{X})^2 + \dots + \sum_{i=1}^{n_k} (X_{k,i} - \bar{X})^2$$

gilt die **Streuungszerlegung** $SS = SB + SW$.

- ▶ Mit den getroffenen Annahmen sind $\frac{SB}{\sigma^2}$ bzw. $\frac{SW}{\sigma^2}$ unter H_0 unabhängig $\chi^2(k-1)$ - bzw. $\chi^2(n-k)$ -verteilt \rightsquigarrow Konstruktion geeigneter Teststatistik.

Einfache Varianzanalyse

- Idee der einfachen („einfaktoriellen“) Varianzanalyse: Vergleich der Streuung der **Stufenmittel** (auch „Gruppenmittel“)

$$\bar{X}_1 := \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} X_{1,i}, \quad \dots, \quad \bar{X}_k := \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} X_{k,i}$$

um das Gesamtmittel

$$\bar{X} := \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} X_{j,i} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k n_j \cdot \bar{X}_j$$

mit den Streuungen der Beobachtungswerte $X_{j,i}$ um die jeweiligen Stufenmittel \bar{X}_j innerhalb der j -ten Stufe.

- Sind die Erwartungswerte in allen Stufen gleich (gilt also H_0), so ist die Streuung der Stufenmittel vom Gesamtmittel im Vergleich zur Streuung der Beobachtungswerte um die jeweiligen Stufenmittel *tendenziell* nicht so groß wie es bei Abweichungen der Erwartungswerte für die einzelnen Faktorstufen der Fall wäre.

- Da $\frac{SB}{\sigma^2}$ bzw. $\frac{SW}{\sigma^2}$ unter H_0 unabhängig $\chi^2(k-1)$ - bzw. $\chi^2(n-k)$ -verteilt sind, ist der Quotient

$$F := \frac{\frac{SB}{\sigma^2}}{\frac{SW}{\sigma^2}} \cdot \frac{n-k}{k-1} = \frac{SB}{SW} \cdot \frac{n-k}{k-1} = \frac{\frac{SB}{k-1}}{\frac{SW}{n-k}} = \frac{SB/(k-1)}{SW/(n-k)}$$

unter H_0 also $F(k-1, n-k)$ -verteilt.

- Zur Konstruktion des kritischen Bereichs ist zu beachten, dass **große** Quotienten F **gegen** die Nullhypothese sprechen, da in diesem Fall die Abweichung der Stufenmittel vom Gesamtmittel SB verhältnismäßig groß ist.
- Als kritischer Bereich zum Signifikanzniveau α ergibt sich $K = (F_{k-1, n-k; 1-\alpha}, \infty)$
- Die Bezeichnung „Varianzanalyse“ erklärt sich dadurch, dass (zur Entscheidungsfindung über die Gleichheit der Erwartungswerte!) die Stichprobenvarianzen $SB/(k-1)$ und $SW/(n-k)$ untersucht werden.
- Die Varianzanalyse kann als näherungsweise Test auch angewendet werden, wenn die Normalverteilungsannahme verletzt ist.
- Das Vorliegen gleicher Varianzen in allen Faktorstufen („Varianzhomogenität“) muss jedoch (auch für vernünftige näherungsweise Verwendung) gewährleistet sein! Überprüfung z.B. mit „Levene-Test“ oder „Bartlett-Test“ (hier nicht besprochen).

Zusammenfassung: Einfache Varianzanalyse

Anwendungsvoraussetzungen	exakt: $Y_j \sim N(\mu_j, \sigma^2)$ für $j \in \{1, \dots, k\}$ approximativ: Y_j beliebig verteilt mit $E(Y_j) = \mu_j$, $\text{Var}(Y_j) = \sigma^2$ k unabhängige einfache Stichproben $X_{j,1}, \dots, X_{j,n_j}$ vom Umfang n_j zu Y_j für $j \in \{1, \dots, k\}$, $n = \sum_{j=1}^k n_j$
Nullhypothese Gegenhypothese	$H_0 : \mu_1 = \mu_j$ für alle $j \in \{2, \dots, k\}$ $H_1 : \mu_1 \neq \mu_j$ für (mindestens) ein $j \in \{2, \dots, k\}$
Teststatistik	$F = \frac{SB/(k-1)}{SW/(n-k)}$
Verteilung (H_0)	F ist (approx.) $F(k-1, n-k)$ -verteilt, falls $\mu_1 = \dots = \mu_k$
Benötigte Größen	$\bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}$ für $j \in \{1, \dots, k\}$, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^k n_j \cdot \bar{x}_j$, $SB = \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\bar{x}_j - \bar{x})^2$, $SW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{j,i} - \bar{x}_j)^2$
Kritischer Bereich zum Niveau α	$(F_{k-1, n-k; 1-\alpha}, \infty)$
p-Wert	$1 - F_{F(k-1, n-k)}(F)$

Beispiel: Bedienungszeiten an $k = 3$ Servicepunkten

- Untersuchungsgegenstand: Stimmen die mittleren Bedienungszeiten μ_1, μ_2, μ_3 an 3 verschiedenen Servicepunkten überein oder nicht?
- Annahme: Bedienungszeiten Y_1, Y_2, Y_3 an den 3 Servicestationen sind jeweils normalverteilt mit $E(Y_j) = \mu_j$ und **identischer** (unbekannter) Varianz $\text{Var}(Y_j) = \sigma^2$.
- Es liegen Realisationen von 3 unabhängigen einfache Stichproben zu den Zufallsvariablen Y_1, Y_2, Y_3 mit den Stichprobenumfängen $n_1 = 40, n_2 = 33, n_3 = 30$ wie folgt vor:

j (Servicepunkt)	n_j	$\bar{x}_j = \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}$	$\sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}^2$
1	40	10.18	4271.59
2	33	10.46	3730.53
3	30	11.37	3959.03

(Daten simuliert mit $\mu_1 = 10, \mu_2 = 10, \mu_3 = 11.5, \sigma^2 = 2^2$)

- Gewünschtes Signifikanzniveau: $\alpha = 0.05$

Geeignetes Verfahren: **Varianzanalyse**

- Alternative Berechnungsmöglichkeiten mit „Verschiebungssatz“
 - ▶ für Realisation von SB :

$$SB = \sum_{j=1}^k n_j \cdot (\bar{x}_j - \bar{x})^2 = \left(\sum_{j=1}^k n_j \bar{x}_j^2 \right) - n \bar{x}^2$$

- ▶ für Realisation von SW :

$$SW = \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (x_{j,i} - \bar{x}_j)^2 = \sum_{j=1}^k \left(\left(\sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}^2 \right) - n_j \bar{x}_j^2 \right)$$

- Liegen für $j \in \{1, \dots, k\}$ die Stichprobenvarianzen

$$s_j^2 = \frac{1}{n_j - 1} \sum_{i=1}^{n_j} (X_{j,i} - \bar{X}_j)^2$$

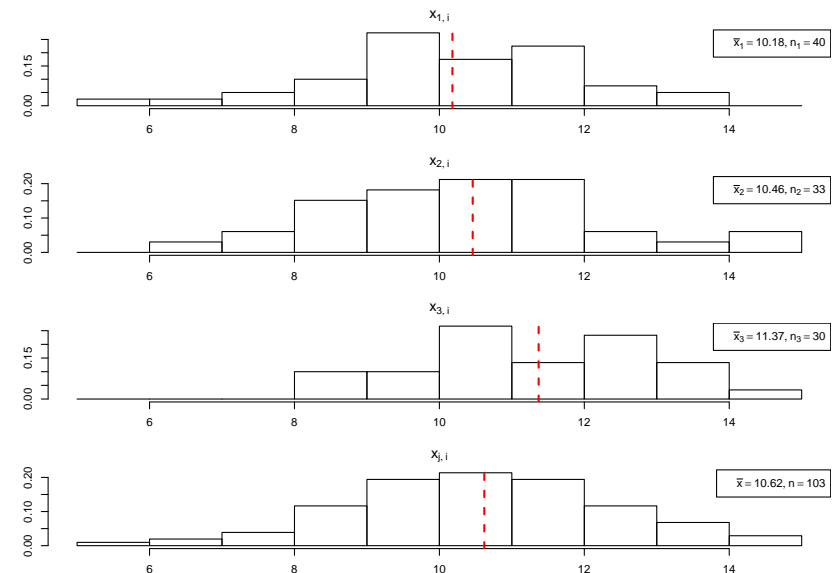
bzw. deren Realisationen s_j^2 für die k (Einzel-)Stichproben

$$X_{1,1}, \dots, X_{1,n_1}, \dots, X_{k,1}, \dots, X_{k,n_k}$$

vor, so erhält man die Realisation von SW offensichtlich auch durch

$$SW = \sum_{j=1}^k (n_j - 1) \cdot s_j^2 .$$

Grafische Darstellung der Stichprobeninformation



1 Hypothesen:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 \quad H_1 : \mu_1 \neq \mu_j \text{ für mindestens ein } j$$

2 Teststatistik:

$$F = \frac{SB/(k-1)}{SW/(n-k)} \text{ ist unter } H_0 \text{ } F(k-1, n-k)\text{-verteilt.}$$

3 Kritischer Bereich zum Niveau $\alpha = 0.05$:

$$K = (F_{k-1; n-k; 1-\alpha}, +\infty) = (F_{2; 100; 0.95}, +\infty) = (3.087, +\infty)$$

4 Berechnung der realisierten Teststatistik:

Mit $\bar{x}_1 = 10.18, \bar{x}_2 = 10.46, \bar{x}_3 = 11.37$ erhält man

$$\bar{x} = \frac{1}{103} \sum_{j=1}^3 n_j \cdot \bar{x}_j = \frac{1}{103} (40 \cdot 10.18 + 33 \cdot 10.46 + 30 \cdot 11.37) = 10.62$$

und damit

$$\begin{aligned} SB &= \sum_{j=1}^3 n_j (\bar{x}_j - \bar{x})^2 = n_1 (\bar{x}_1 - \bar{x})^2 + n_2 (\bar{x}_2 - \bar{x})^2 + n_3 (\bar{x}_3 - \bar{x})^2 \\ &= 40(10.18 - 10.62)^2 + 33(10.46 - 10.62)^2 + 30(11.37 - 10.62)^2 \\ &= 25.46 . \end{aligned}$$

ANOVA-Tabelle

- Zusammenfassung der (Zwischen-)Ergebnisse einer Varianzanalyse oft in Form einer sog. ANOVA(ANalysis Of VAriance) - Tabelle wie folgt:

Streuungs- ursache	Freiheits- grade	Quadrat- summe	Mittleres Quadrat
Faktor	$k - 1$	SB	$\frac{SB}{k-1}$
Zufallsfehler	$n - k$	SW	$\frac{SW}{n-k}$
Summe	$n - 1$	SS	

- Im Bedienungszeiten-Beispiel erhält man so:

Streuungs- ursache	Freiheits- grade	Quadrat- summe	Mittleres Quadrat
Faktor	2	25.46	12.73
Zufallsfehler	100	326.96	3.27
Summe	102	352.42	

4 (Fortsetzung)

Außerdem errechnet man

$$\begin{aligned} SW &= \sum_{j=1}^3 \sum_{i=1}^{n_j} (x_{j,i} - \bar{x}_j)^2 = \sum_{j=1}^3 \left(\left(\sum_{i=1}^{n_j} x_{j,i}^2 \right) - n_j \cdot \bar{x}_j^2 \right) \\ &= \left(\sum_{i=1}^{n_1} x_{j,i}^2 \right) - n_1 \cdot \bar{x}_1^2 + \left(\sum_{i=1}^{n_2} x_{j,i}^2 \right) - n_2 \cdot \bar{x}_2^2 + \left(\sum_{i=1}^{n_3} x_{j,i}^2 \right) - n_3 \cdot \bar{x}_3^2 \\ &= 4271.59 - 40 \cdot 10.18^2 + 3730.53 - 33 \cdot 10.46^2 + 3959.03 - 30 \cdot 11.37^2 \\ &= 326.96 . \end{aligned}$$

Insgesamt erhält man

$$F = \frac{SB/(k-1)}{SW/(n-k)} = \frac{25.46/(3-1)}{326.96/(103-3)} = \frac{12.73}{3.27} = 3.89 .$$

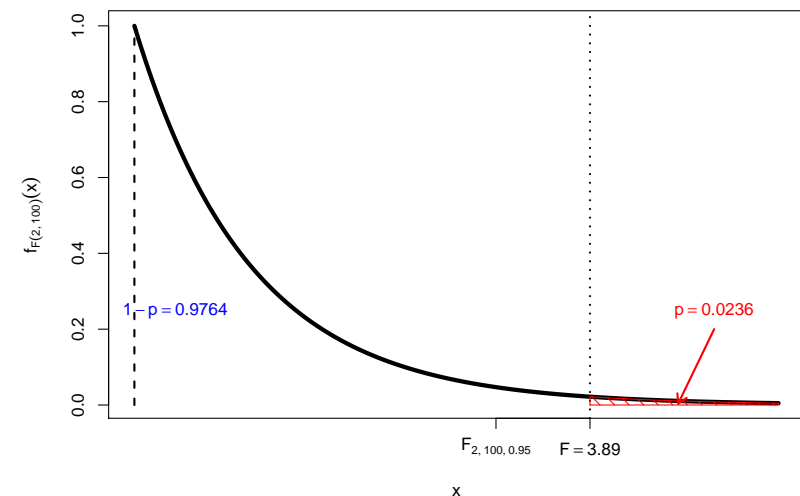
5 Entscheidung:

$$F = 3.89 \in (3.087, +\infty) = K \Rightarrow H_0 \text{ wird abgelehnt!}$$

$$(p\text{-Wert: } 1 - F_{F(2,100)}(F) = 1 - F_{F(2,100)}(3.89) = 1 - 0.98 = 0.02)$$

Beispiel: p -Wert bei Varianzanalyse (Grafik)

Bedienungszeiten-Beispiel, realisierte Teststatistik $F = 3.89$, p -Wert: 0.0236



Varianzanalyse und 2-Stichproben- t -Test

- Varianzanalyse zwar für $k > 2$ unabhängige Stichproben eingeführt, Anwendung aber auch für $k = 2$ möglich.
- Nach Zuordnung der beteiligten Größen in den unterschiedlichen Notationen ($\mu_A \equiv \mu_1$, $\mu_B \equiv \mu_2$, $X_i^A \equiv X_{1,i}$, $X_i^B \equiv X_{2,i}$, $n_A \equiv n_1$, $n_B \equiv n_2$, $n = n_A + n_B$) enger Zusammenhang zum 2-Stichproben- t -Test erkennbar:
 - ▶ Fragestellungen (Hypothesenpaare) und Anwendungsvoraussetzungen identisch mit denen des zweiseitigen 2-Stichproben- t -Tests für den Mittelwertvergleich bei unbekanntem, aber übereinstimmenden Varianzen.
 - ▶ Man kann zeigen: Für Teststatistik F der Varianzanalyse im Fall $k = 2$ und Teststatistik t des 2-Stichproben- t -Tests gilt $F = t^2$.
 - ▶ Es gilt außerdem zwischen Quantilen der $F(1, n)$ und der $t(n)$ -Verteilung der Zusammenhang $F_{1,n;1-\alpha} = t_{n,1-\frac{\alpha}{2}}^2$. Damit:

$$x \in (-\infty, -t_{n,1-\frac{\alpha}{2}}) \cup (t_{n,1-\frac{\alpha}{2}}, \infty) \iff x^2 \in (F_{1,n;1-\alpha}, \infty)$$

- Insgesamt sind damit die Varianzanalyse mit $k = 2$ Faktorstufen und der zweiseitige 2-Stichproben- t -Test für den Mittelwertvergleich bei unbekanntem, aber übereinstimmenden Varianzen also äquivalent in dem Sinn, dass Sie stets übereinstimmende Testentscheidungen liefern!

- Geraden (eindeutig) bestimmt (zum Beispiel) durch Absolutglied a und Steigung b in der bekannten Darstellung

$$y = f_{a,b}(x) := a + b \cdot x$$

- Für den i -ten Datenpunkt (x_i, y_i) erhält man damit den vertikalen Abstand

$$u_i(a, b) := y_i - f_{a,b}(x_i) = y_i - (a + b \cdot x_i)$$

von der Geraden mit Absolutglied a und Steigung b .

- Gesucht werden a und b so, dass die Summe der quadrierten vertikalen Abstände der „Punktwolke“ (x_i, y_i) von der durch a und b festgelegten Geraden,

$$\sum_{i=1}^n (u_i(a, b))^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - f_{a,b}(x_i))^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - (a + b \cdot x_i))^2,$$

möglichst klein wird.

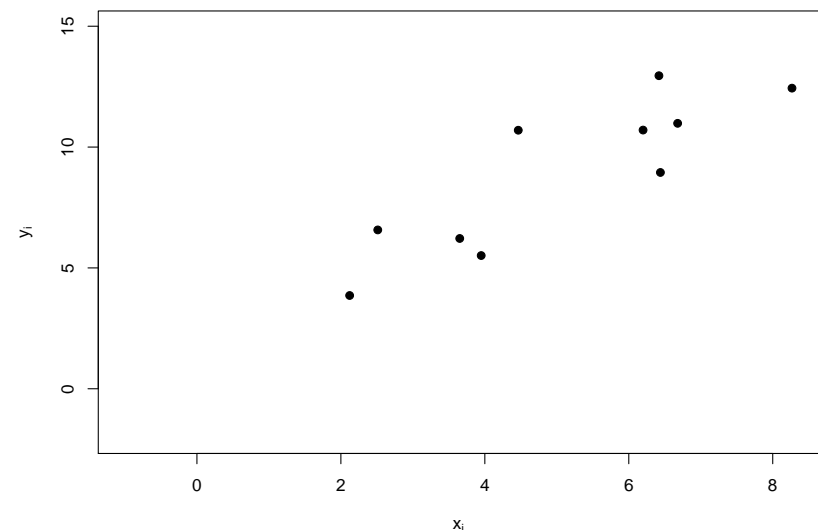
- Verwendung dieses Kriteriums heißt auch **Methode der kleinsten Quadrate (KQ-Methode)** oder **Least-Squares-Methode (LS-Methode)**.

Deskriptive Beschreibung linearer Zusammenhänge

- Aus deskriptiver Statistik bekannt: Pearsonscher Korrelationskoeffizient als Maß der Stärke des *linearen* Zusammenhangs zwischen zwei (kardinalskalierten) Merkmalen X und Y .
- *Nun*: Ausführlichere Betrachtung linearer Zusammenhänge zwischen Merkmalen (zunächst rein deskriptiv!):
Liegt ein linearer Zusammenhang zwischen zwei Merkmalen X und Y nahe, ist nicht nur die Stärke dieses Zusammenhangs interessant, sondern auch die genauere „Form“ des Zusammenhangs.
- „Form“ linearer Zusammenhänge kann durch Geraden(gleichungen) spezifiziert werden.
- *Problemstellung*: Wie kann zu einer Urliste $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)$ der Länge n zu (X, Y) eine sog. **Regressionsgerade** (auch: Ausgleichsgerade) gefunden werden, die den linearen Zusammenhang zwischen X und Y „möglichst gut“ widerspiegelt?
- *Wichtig*: Was soll „möglichst gut“ überhaupt bedeuten?
Hier: Summe der quadrierten Abstände von der Geraden zu den Datenpunkten (x_i, y_i) in **vertikaler** Richtung soll möglichst gering sein. (*Begründung für Verwendung dieses „Qualitätskriteriums“ wird nachgeliefert!*)

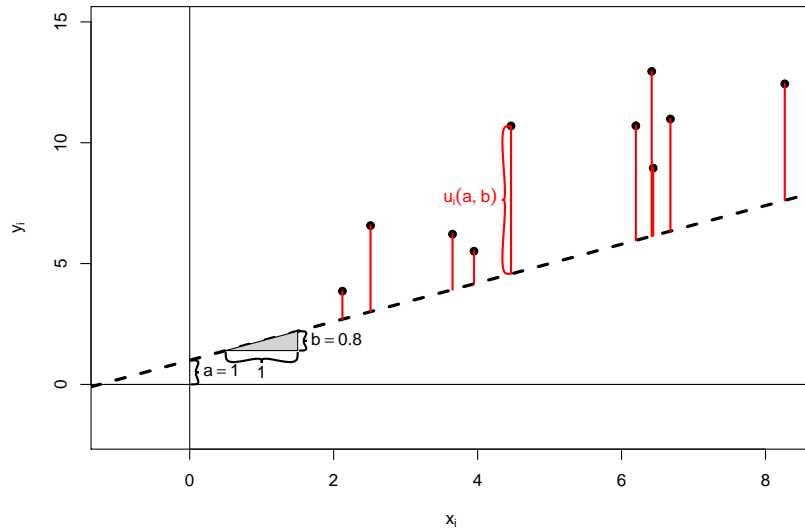
Beispiel: „Punktwolke“

aus $n = 10$ Paaren (x_i, y_i)



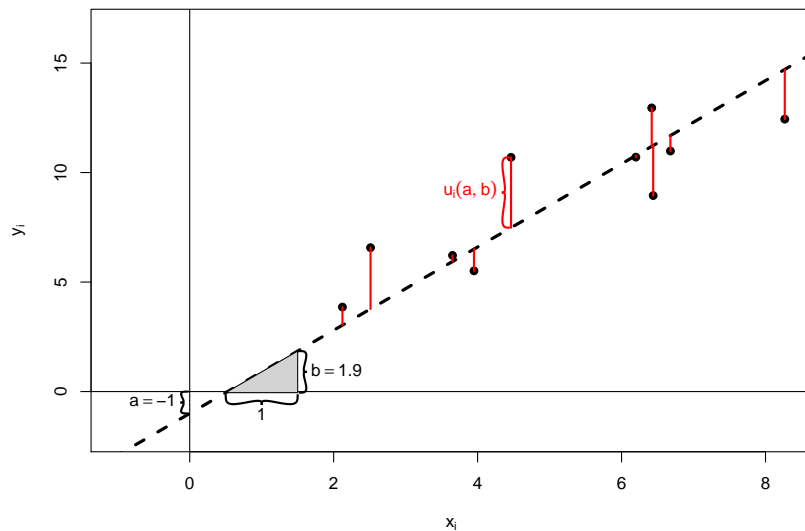
Beispiel: „Punktwolke“ und verschiedene Geraden (I)

$$a = 1, b = 0.8, \sum_{i=1}^n (u_i(a, b))^2 = 180.32$$



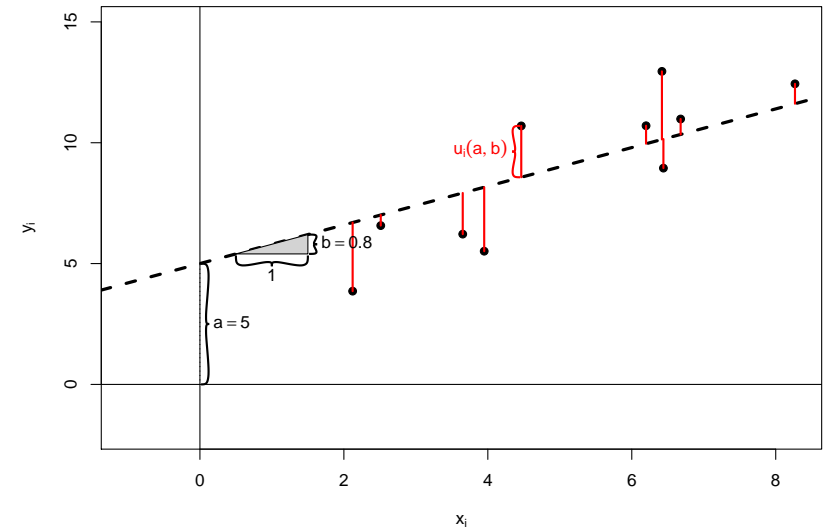
Beispiel: „Punktwolke“ und verschiedene Geraden (III)

$$a = -1, b = 1.9, \sum_{i=1}^n (u_i(a, b))^2 = 33.89$$



Beispiel: „Punktwolke“ und verschiedene Geraden (II)

$$a = 5, b = 0.8, \sum_{i=1}^n (u_i(a, b))^2 = 33.71$$



Rechnerische Bestimmung der Regressionsgeraden (I)

- Gesucht sind also $\hat{a}, \hat{b} \in \mathbb{R}$ mit

$$\sum_{i=1}^n (y_i - (\hat{a} + \hat{b}x_i))^2 = \min_{a, b \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (y_i - (a + bx_i))^2$$

- Lösung dieses Optimierungsproblems durch Nullsetzen des Gradienten, also

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^n (y_i - (a + bx_i))^2}{\partial a} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - a - bx_i) \stackrel{!}{=} 0$$

$$\frac{\partial \sum_{i=1}^n (y_i - (a + bx_i))^2}{\partial b} = -2 \sum_{i=1}^n (y_i - a - bx_i)x_i \stackrel{!}{=} 0,$$

führt zu sogenannten **Normalgleichungen**:

$$na + \left(\sum_{i=1}^n x_i \right) b \stackrel{!}{=} \sum_{i=1}^n y_i$$

$$\left(\sum_{i=1}^n x_i \right) a + \left(\sum_{i=1}^n x_i^2 \right) b \stackrel{!}{=} \sum_{i=1}^n x_i y_i$$

Rechnerische Bestimmung der Regressionsgeraden (II)

- Aufgelöst nach a und b erhält man die Lösungen

$$\hat{b} = \frac{n(\sum_{i=1}^n x_i y_i) - (\sum_{i=1}^n x_i) \cdot (\sum_{i=1}^n y_i)}{n(\sum_{i=1}^n x_i^2) - (\sum_{i=1}^n x_i)^2}$$

$$\hat{a} = \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^n y_i) - \frac{1}{n}(\sum_{i=1}^n x_i) \cdot \hat{b}$$

oder kürzer mit den aus der desk. Statistik bekannten Bezeichnungen

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i, \quad \bar{x}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^2, \quad \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad \text{und} \quad \overline{xy} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i y_i$$

bzw. den empirischen Momenten $s_{X,Y} = \overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}$ und $s_X^2 = \bar{x}^2 - \bar{x}^2$:

$$\hat{b} = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\bar{x}^2 - \bar{x}^2} = \frac{s_{X,Y}}{s_X^2}$$

$$\hat{a} = \bar{y} - \bar{x} \hat{b}$$

- Die erhaltenen Werte \hat{a} und \hat{b} minimieren tatsächlich die Summe der quadrierten vertikalen Abstände, da die Hesse-Matrix positiv definit ist.

- Zu \hat{a} und \hat{b} kann man offensichtlich die folgende, durch die Regressionsgerade erzeugte Zerlegung der Merkmalswerte y_i betrachten:

$$y_i = \underbrace{\hat{a} + \hat{b} \cdot x_i}_{=: \hat{y}_i} + \underbrace{y_i - (\hat{a} + \hat{b} \cdot x_i)}_{=: u_i(\hat{a}, \hat{b}) =: \hat{u}_i}$$

- Aus den Normalgleichungen lassen sich leicht einige wichtige Eigenschaften für die so definierten \hat{u}_i und \hat{y}_i herleiten, insbesondere:

- ▶ $\sum_{i=1}^n \hat{u}_i = 0$ und damit $\sum_{i=1}^n y_i = \sum_{i=1}^n \hat{y}_i$ bzw. $\bar{y} = \bar{\hat{y}} := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{y}_i$.
- ▶ $\sum_{i=1}^n x_i \hat{u}_i = 0$.
- ▶ Mit $\sum_{i=1}^n \hat{u}_i = 0$ und $\sum_{i=1}^n x_i \hat{u}_i = 0$ folgt auch $\sum_{i=1}^n \hat{y}_i \hat{u}_i = 0$.

Mit diesen Eigenschaften erhält man die folgende Varianzzerlegung:

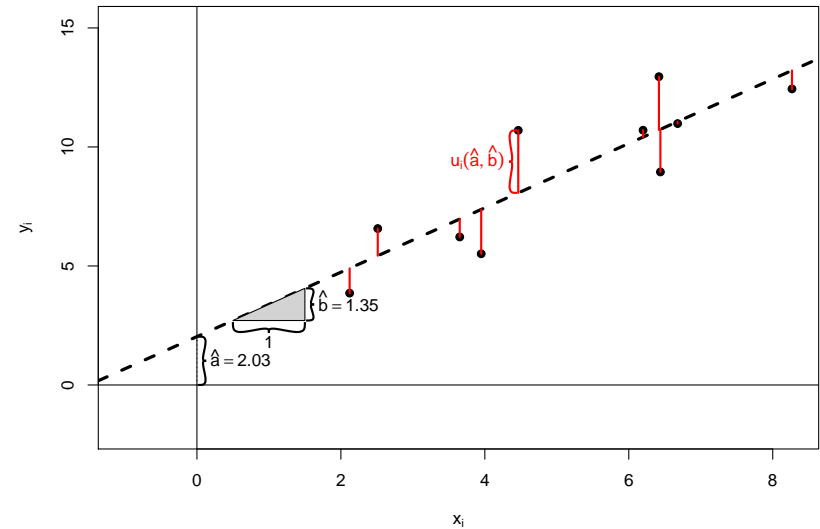
$$\underbrace{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}_{\text{Gesamtvarianz der } y_i} = \underbrace{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2}_{\text{erklärte Varianz}} + \underbrace{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}_{\text{unerklärte Varianz}}$$

- Die als Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz gemessene Stärke des linearen Zusammenhangs steht in engem Zusammenhang mit $r_{X,Y}^2$; es gilt:

$$r_{X,Y}^2 = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{\hat{y}})^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

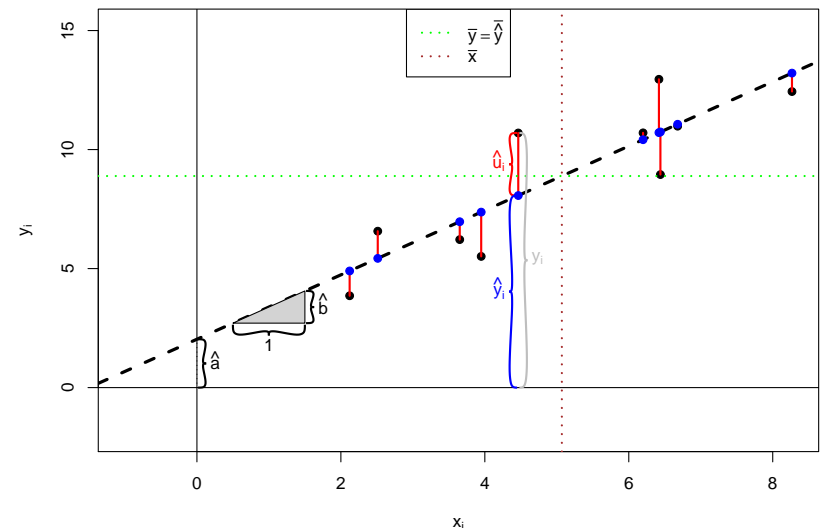
Beispiel: „Punktwolke“ und Regressionsgerade

$$\hat{a} = 2.03, \quad \hat{b} = 1.35, \quad \sum_{i=1}^n (u_i(\hat{a}, \hat{b}))^2 = 22.25$$



Beispiel: Regressionsgerade mit Zerlegung $y_i = \hat{y}_i + \hat{u}_i$

$$\hat{a} = 2.03, \quad \hat{b} = 1.35, \quad \sum_{i=1}^n (\hat{u}_i)^2 = 22.25$$



Beispiel: Berechnung von \hat{a} und \hat{b}

- Daten im Beispiel:

i	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
x_i	2.51	8.27	4.46	3.95	6.42	6.44	2.12	3.65	6.2	6.68
y_i	6.57	12.44	10.7	5.51	12.95	8.95	3.86	6.22	10.7	10.98

- Berechnete (deskriptive/empirische) Größen:

$$\begin{aligned} \bar{x} &= 5.0703 & \bar{y} &= 8.8889 & \overline{x^2} &= 29.3729 & \overline{y^2} &= 87.9398 \\ s_x^2 &= 3.665 & s_y^2 &= 8.927 & \overline{xy} &= 50.0257 & s_{x,y} &= 4.956 \end{aligned}$$

- Damit erhält man Absolutglied \hat{a} und Steigung \hat{b} als

$$\hat{b} = \frac{s_{x,y}}{s_x^2} = \frac{4.956}{3.665} = 1.352$$

$$\hat{a} = \bar{y} - \hat{b} \cdot \bar{x} = 8.8889 - 1.352 \cdot 5.0703 = 2.03$$

und damit die Regressionsgerade

$$y = f(x) = 2.03 + 1.352 \cdot x .$$