

# Datenverarbeitung im P1-Praktikum

**Roger Wolf**

24. Oktober 2024

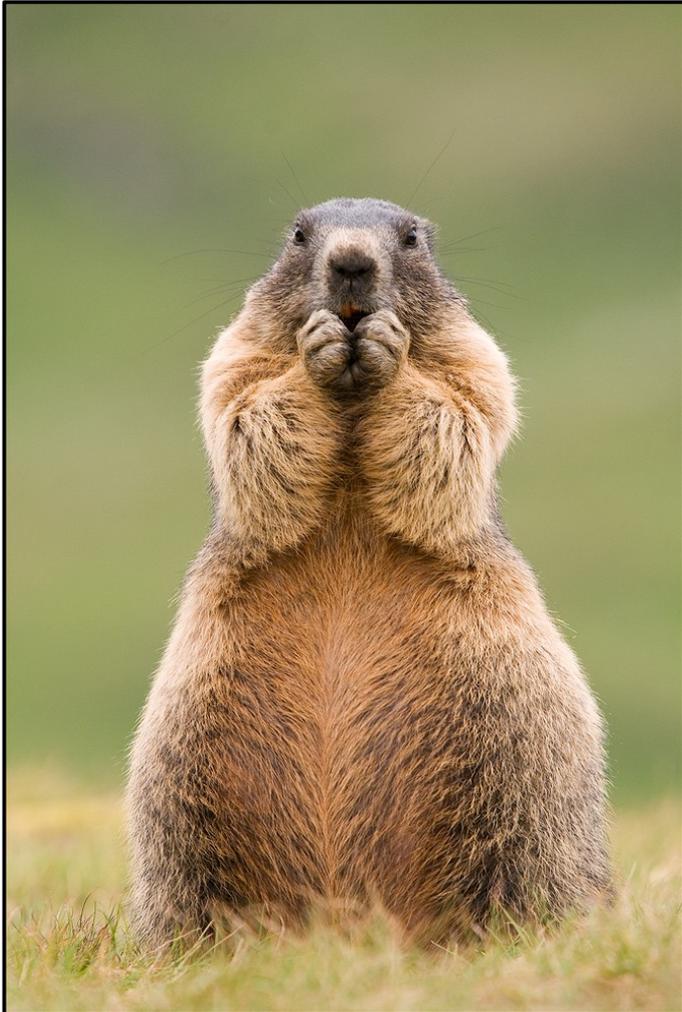
# Vorwort

---

- **Grundlagen zur Datenauswertung** im P1:
  - Statistische & systematische Unsicherheiten
  - Fehlerfortpflanzung
  - Darstellung von Messergebnissen
  - Verträglichkeit von Messergebnissen
  - Parameterschätzung
  - Verträglichkeit von Modellen
- **Vertiefende Ausführungen** (für diejenigen, die es wissen wollen)
  - Freitag 25.10. 16:00 – 17:30 (SR 9-1)
- **Schriftlich und im eigenen Tempo** durch das:
  - Diese Folien auf den Webseiten des P1 [[hier](#)]
  - Anleitung und Hinweise zum Versuch Datenverarbeitung [[hier](#)]
  - Textdokumente und Jupyter-notebooks zum ausprobieren [[hier](#)]

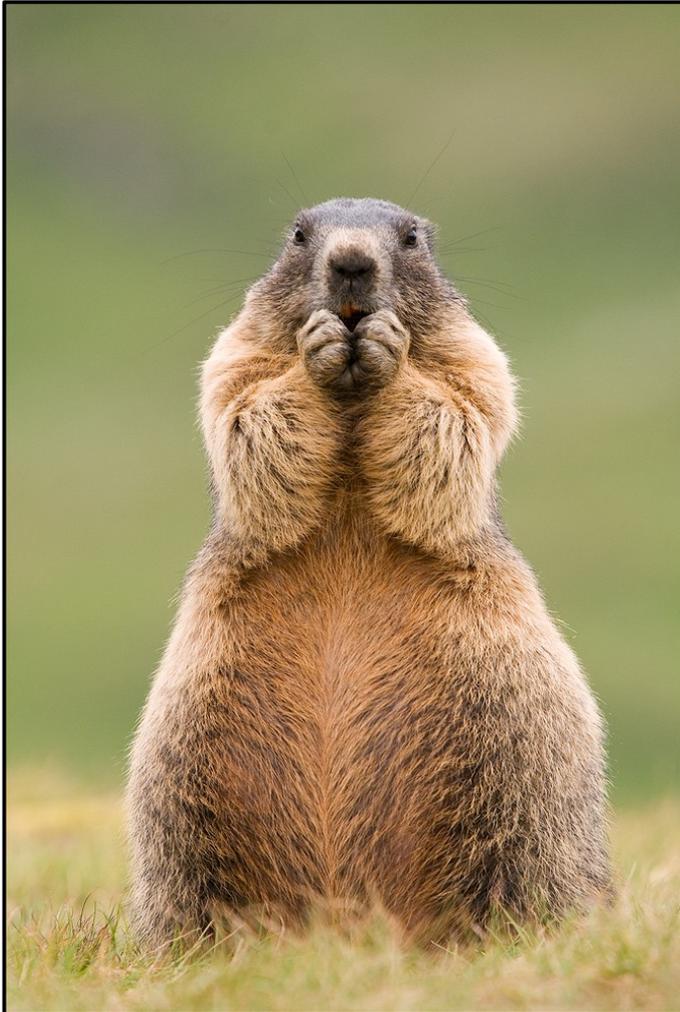
# Was macht wissenschaftliches Messen aus?

---



# Was macht wissenschaftliches Messen aus?

---

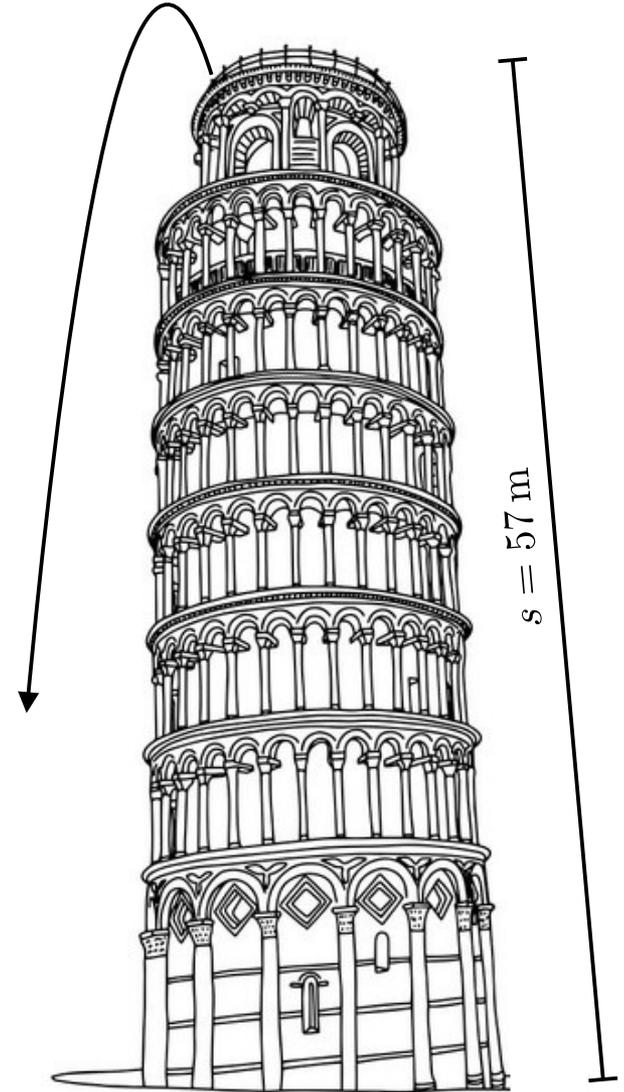


... Reproduzierbarkeit

# Messung der Erdbeschleunigung $g$

$$\ell = \frac{1}{2} g t^2 \quad g = \frac{2\ell}{t^2}$$

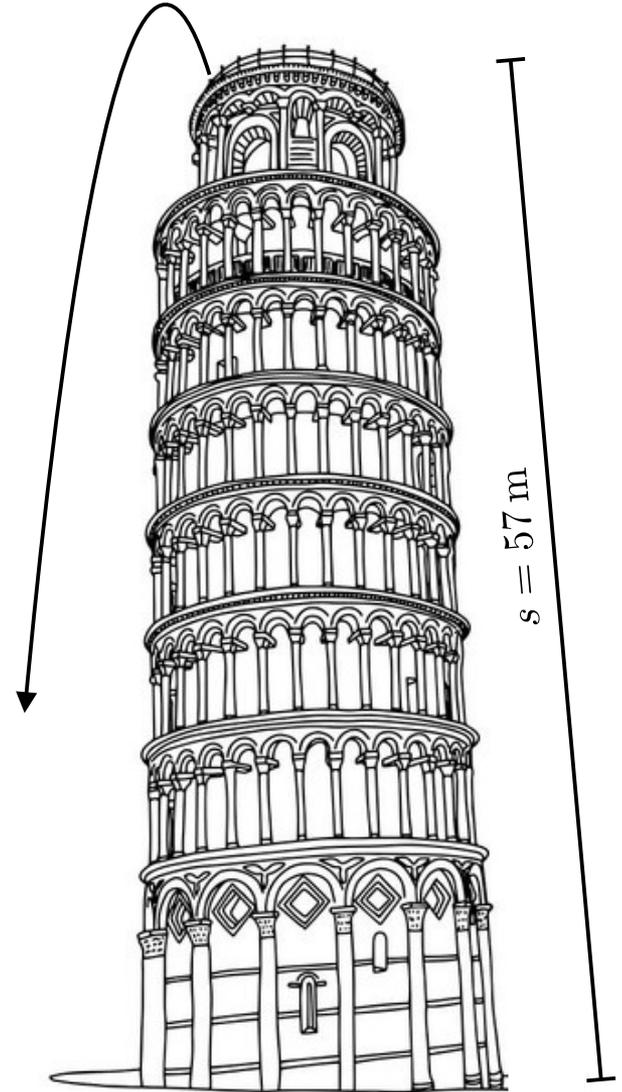
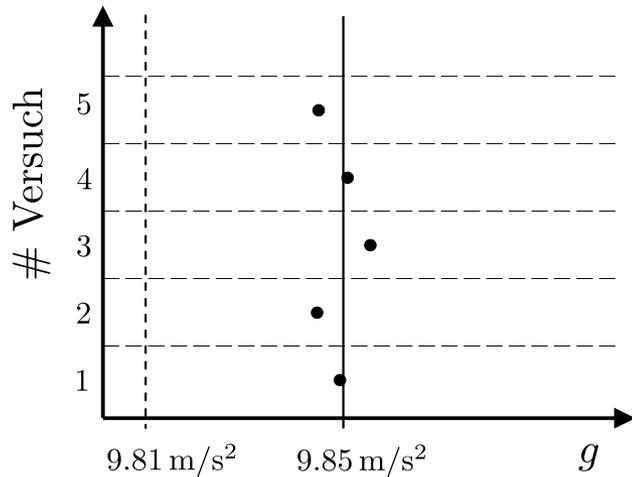
$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \text{ m}}{(3.40 \text{ s})^2} = 9.86 \text{ m/s}^2$$



# Messung der Erdbeschleunigung $g$

$$\ell = \frac{1}{2} g t^2 \quad g = \frac{2\ell}{t^2}$$

$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \text{ m}}{(3.40 \text{ s})^2} = 9.86 \text{ m/s}^2$$



# Messung und Wahrheit

---

- **Wissenschaftliches Experiment** → nur innerhalb bestimmter Grenzen reproduzierbar (→ **Unsicherheiten**)
- Konfidenz- oder Vertrauensintervall
- Ohne zusätzliche Angabe eines Vertrauensintervalls ist jede wissenschaftliche Messung ...

# Messung und Wahrheit

---

- **Wissenschaftliches Experiment** → nur innerhalb bestimmter Grenzen reproduzierbar (→ **Unsicherheiten**)
- Konfidenz- oder Vertrauensintervall
- Ohne zusätzliche Angabe eines Vertrauensintervalls ist jede wissenschaftliche Messung ...

**W E R T L O S !**

# Messung und Wahrheit

---

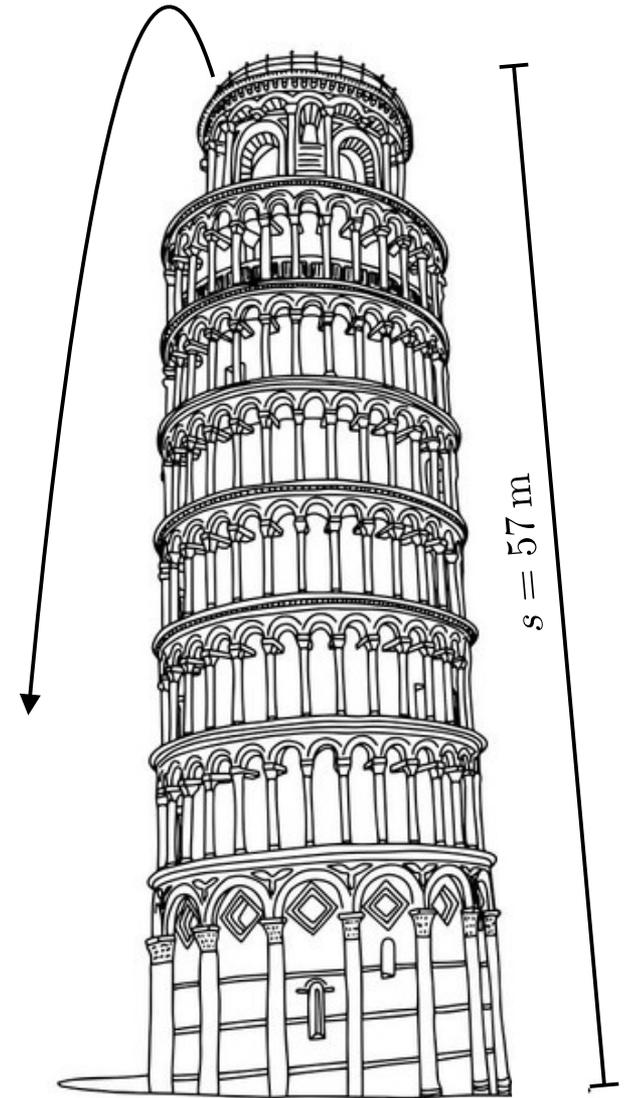
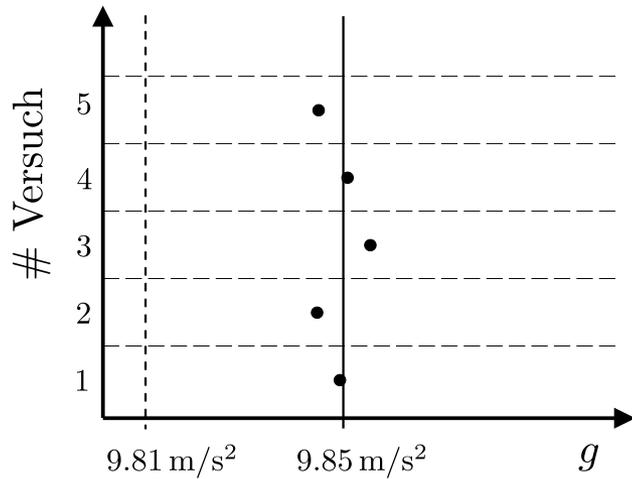
- **Wissenschaftliches Experiment** → nur innerhalb bestimmter Grenzen reproduzierbar (→ **Unsicherheiten**)
- Konfidenz- oder Vertrauensintervall
- Ohne zusätzliche Angabe eines Vertrauensintervalls ist jede wissenschaftliche Messung ...

**Kein Messwert ohne Angabe  
eines Konfidenzintervalls**



# Statistisch, systematisch, falsch!

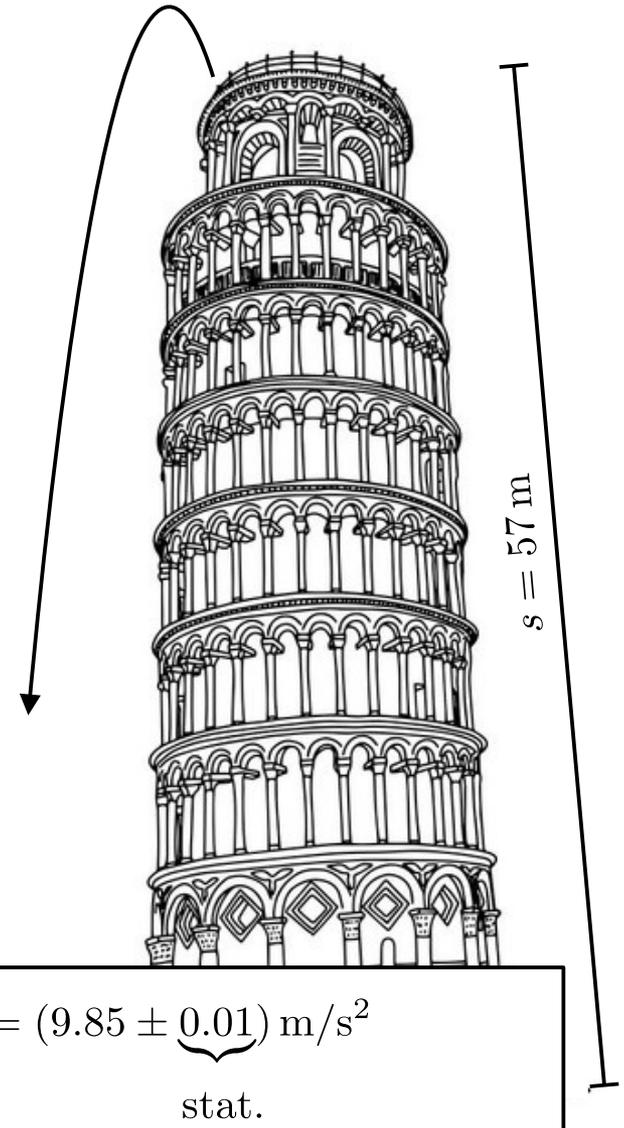
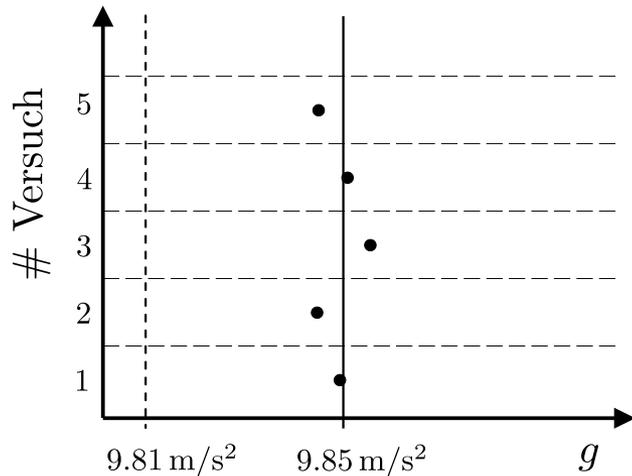
$$l = \frac{1}{2} g t^2 \quad g = \frac{2l}{t^2}$$



# Statistisch, systematisch, falsch!

$$\ell = \frac{1}{2} g t^2 \quad g = \frac{2\ell}{t^2}$$

- Reaktionszeit beim Drücken der Stoppuhr unterliegt dem Zufall → **statistische Unsicherheit**.



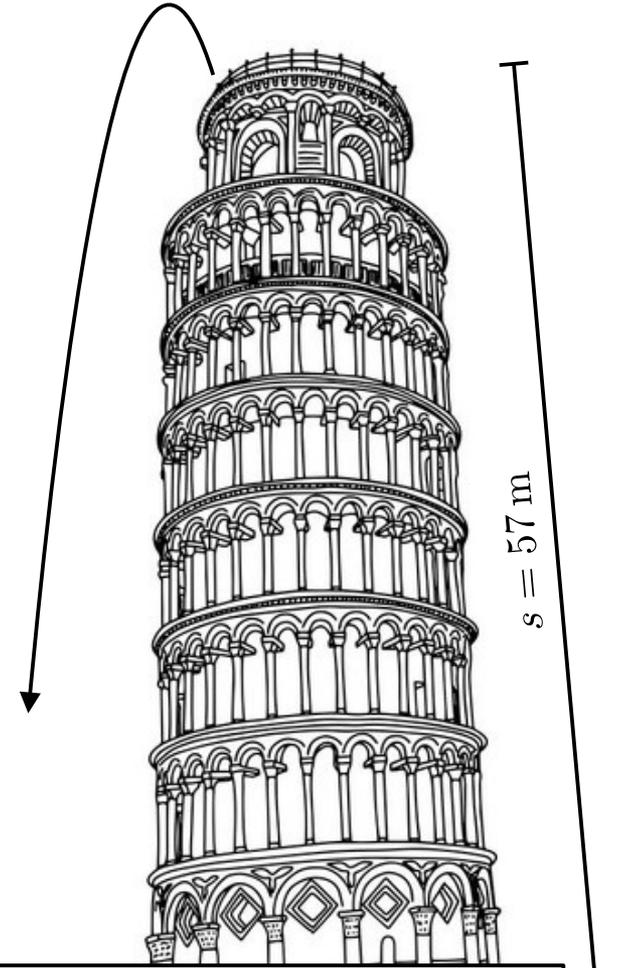
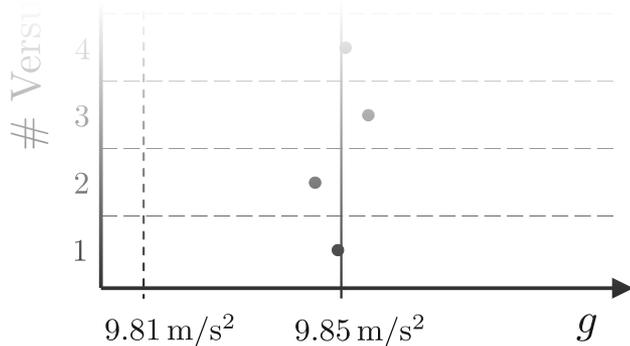
# Statistisch, systematisch, falsch!

$$\ell = \frac{1}{2} g t^2 \quad g = \frac{2\ell}{t^2}$$

- Reaktionszeit beim Drücken der Stoppuhr unterliegt dem Zufall → **statistische Unsicherheit**.
- Turm vielleicht nicht 57 m, gewiss aber zwischen 54–60 m hoch → **systematische Unsicherheit**.



Link

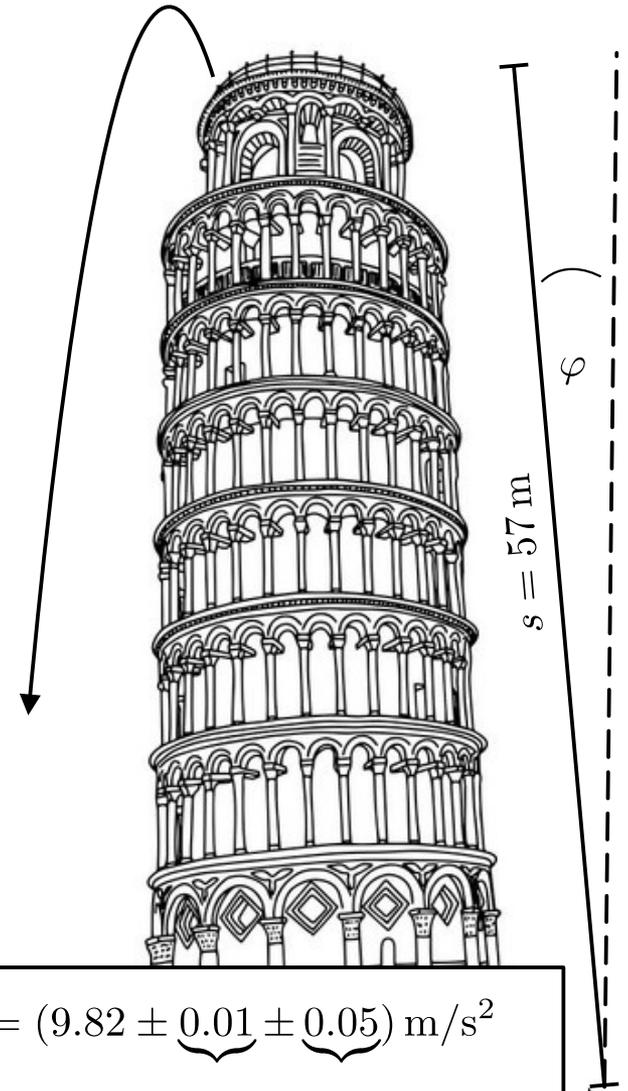
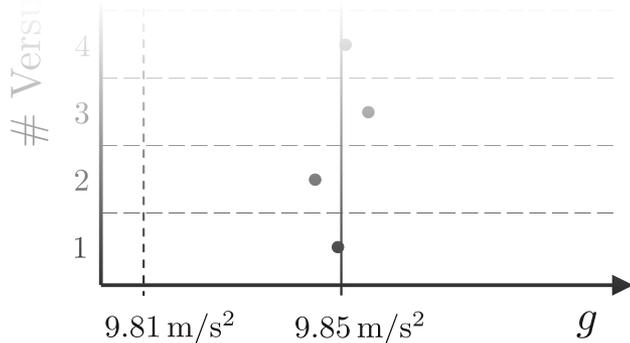


$$g = (9.85 \pm \underbrace{0.01}_{\text{stat.}} \pm \underbrace{0.05}_{\text{syst.}}) \text{ m/s}^2$$

# Statistisch, systematisch, falsch!

$$\ell = \frac{1}{2} g t^2 \quad g = \frac{2\ell}{t^2} \cos \varphi$$

- Reaktionszeit beim Drücken der Stoppuhr unterliegt dem Zufall → **statistische Unsicherheit**.
- Turm vielleicht nicht 57 m, gewiss aber zwischen 54–60 m hoch → **systematische Unsicherheit**.
- Turm steht schief! → **Fehler in meiner Annahme**.



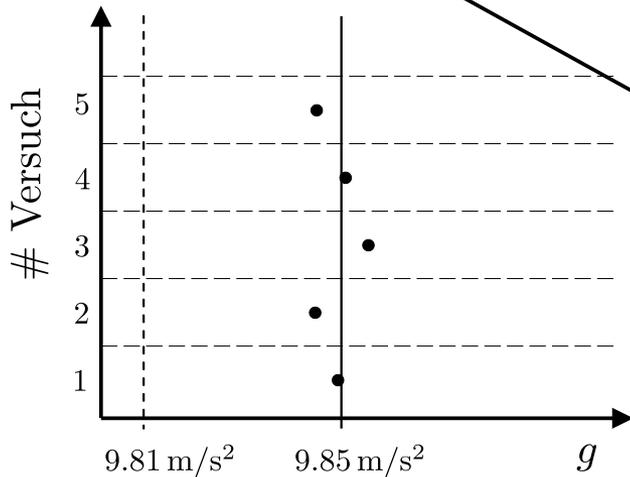
$$g = (9.82 \pm \underbrace{0.01}_{\text{stat.}} \pm \underbrace{0.05}_{\text{syst.}}) \text{ m/s}^2$$

# Statistische Unsicherheiten

- Stichprobe der Länge  $n$

Mittelwert der Stichprobe

$$\bar{g} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i$$



Varianz der Stichprobe

$$s_g^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (g_i - \bar{g})^2$$

$$\Delta \bar{g} = \sqrt{\frac{s_g^2}{n}}$$

$$g = (9.85 \pm \underbrace{0.01}_{\text{stat.}}) \text{ m/s}^2$$

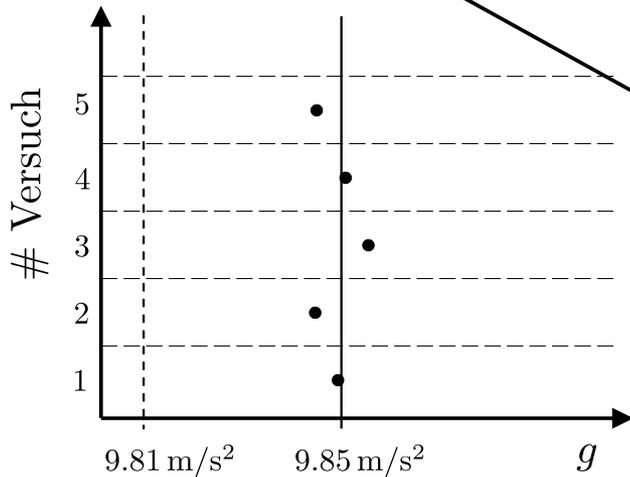
# Statistische Unsicherheiten

- Stichprobe der Länge  $n$

Unsicherheit auf  $\bar{g}$  geht mit  $\frac{1}{\sqrt{n}}$

Mittelwert der Stichprobe

$$\bar{g} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i$$



Varianz der Stichprobe

$$s_g^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (g_i - \bar{g})^2$$

$$\Delta \bar{g} = \sqrt{\frac{s_g^2}{n}}$$



Link

$$g = (9.85 \pm 0.01) \text{ m/s}^2$$

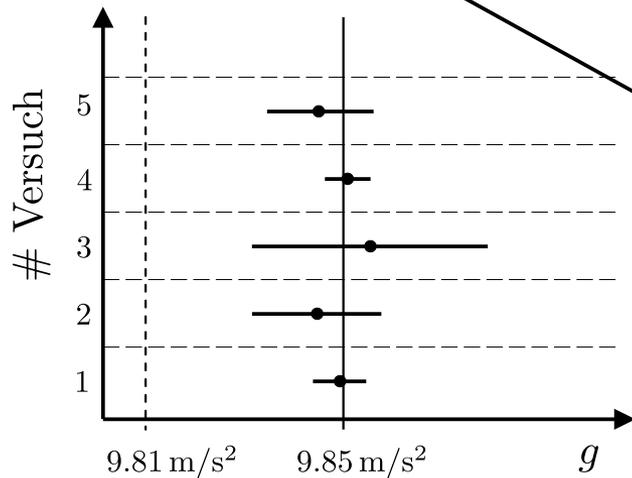
stat.

# Statistische Unsicherheiten (continued)

- Stichprobe der Länge  $n$
- Messungen **haben bereits Unsicherheiten?**

Gewichtetes Mittel der Stichprobe

$$\bar{g} = \frac{\sum w_i g_i}{\sum w_i}; \quad w_i = \frac{1}{\Delta g_i^2}$$



Varianz der Stichprobe

$$s_g^2 = \frac{1}{\sum w_i}$$

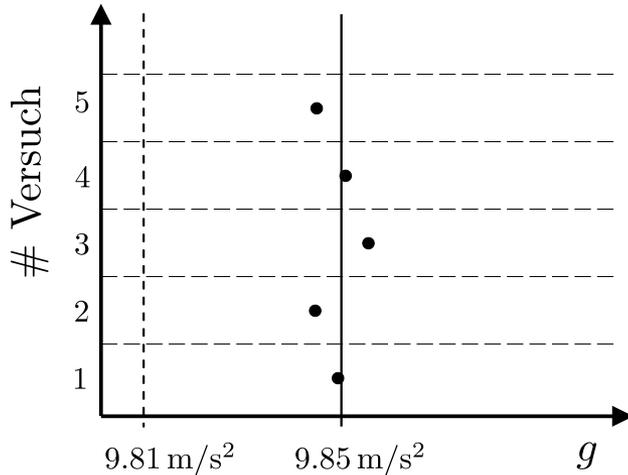
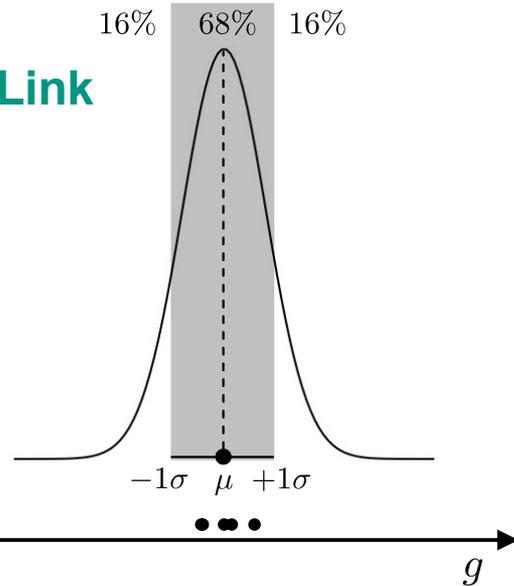
$$\Delta \bar{g} = \sqrt{s_g^2}$$

$$g = (9.85 \pm \underbrace{0.01}_{\text{stat.}}) \text{ m/s}^2$$

# Normalverteilung



Link



$$\varphi(x, \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

$x \simeq g; \quad \mu \simeq \bar{g}; \quad \sigma \simeq \Delta g$

## Konfidenzintervalle

- $x \in [\mu - \sigma; \mu + \sigma]$  **68%** aller Messungen
- $x \in [\mu - 2\sigma; \mu + 2\sigma]$  **95%** aller Messungen
- $x \in [\mu - 3\sigma; \mu + 3\sigma]$  **99%** aller Messungen

# Systematische Unsicherheiten

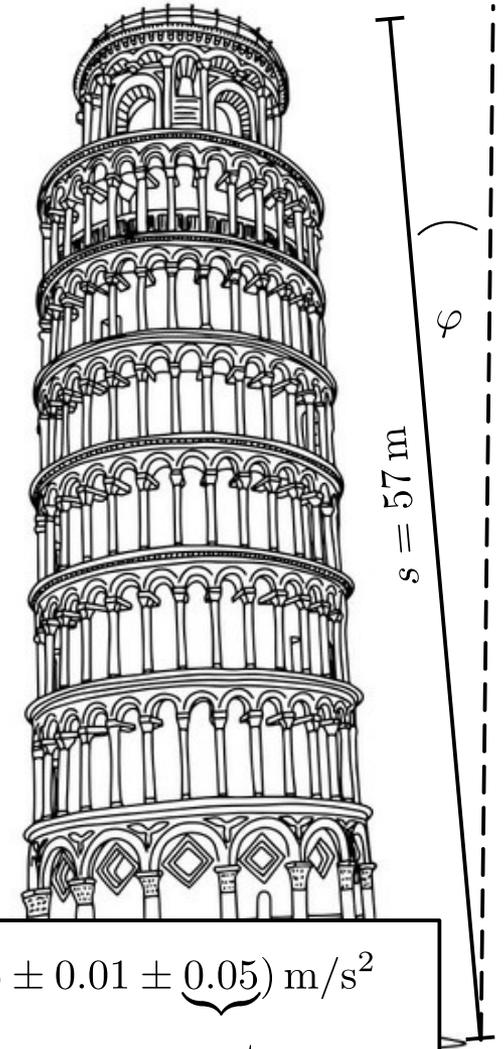
$$\ell = \frac{1}{2} g t^2 \quad g = \frac{2\ell}{t^2} \cos \varphi$$

- Hier:  $\ell = (57 \pm 3) \text{ m}$
- Unsicherheit aufgrund **mangelnder Kenntnis äußerer Parameter**

Alle Parameter, die ich nicht selbst messe

Wie quantifiziere ich mangelnde Kenntnis?

$$g = (9.85 \pm 0.01 \pm \underbrace{0.05}_{\text{sys.}}) \text{ m/s}^2$$



# Methode-1: Autorität anderer

## METRA HIT 22 ... 26S/M Analog-Digital-Multimeter mit Signalgenerator

3-349-026-01  
8/11.04

### METRA HIT 22/23/24/25/26

- Präzisionsmultimeter (V, dB,  $\Omega$ , F, Hz, °C/°F, V $\rightarrow$ )
- Auflösung: 10  $\mu$ V, 10 m $\Omega$
- Integrierte Quarzuhr für echtzeitbezogene MIN-MAX-Registrierung
- Rechtecksignalgeneratorfunktionen
- Infrarot-Datenschnittstelle
- DKD-Kalibrierschein

### METRA HIT 23/24/25/26

- Strommessung (10 A) direkt oder über Zangenstromwandler: ein Übersetzungsverhältnis von 1000:1 oder 10000:1 wird in der Anzeige berücksichtigt
- METRA HIT 23S: 16 A-Messbereich (ungesichert) speziell für Messungen an Stromwandlern

### METRA HIT 22M/26M

- Großer Messdatenspeicher für bis zu 100000 Messwerten
- Echtzeitbezogener, quartz gesteuerter Datenlogger

### METRA HIT 25/26

- Echteffektivwertmessung TRMS



Signalgeneratorfunktion

CAT IV



DKD



QUALITÄTSMANAGEMENTSYSTEM

DQS zertifiziert nach  
DIN EN ISO 9001:2000  
Reg.-Nr. 12122

### Referenzbedingungen

Umgebungstemperatur	+23 °C $\pm$ 2 K
Relative Feuchte	40 ... 60%
Frequenz der Messgröße	45 ... 65 Hz
Kurvenform der Messgröße	Sinus
Batteriespannung	3 V $\pm$ 0,1 V

## Technische Kennwerte

Messfunktion	Messbereich	Auflösung bei Messbereichsendwert		Eingangsimpedanz		Eigenabweichung der höchsten Auflösung bei Referenzbedingungen		Überlastbarkeit <sup>7)</sup>		Messrate		
		30000 <sup>1)</sup>	3000	—	~ / $\infty$	$\pm$ (... % v. M. + ... D)	$\pm$ (... % v. M. + ... D)	Wert	Zeit	—	~ / $\infty$	~
V <sup>4)</sup>	300 mV	10 $\mu$ V		> 20 M $\Omega$	5 M $\Omega$ // < 50 pF	0,05 + 3 <sup>1)</sup>	0,5 + 30 (> 300 D)	1000 V DC AC eff Sinus	dauernd	50 ms (22M/ 26M: 1 ms)	0,5 s	1 s
	3 V	100 $\mu$ V		11 M $\Omega$	5 M $\Omega$ // < 50 pF	0,05 + 3	0,2 + 30 (> 300 D)					
	30 V	1 mV		10 M $\Omega$	5 M $\Omega$ // < 50 pF	0,05 + 3	0,2 + 30 (> 300 D)					
	300 V	10 mV		10 M $\Omega$	5 M $\Omega$ // < 50 pF	0,05 + 3	0,2 + 30 (> 300 D)					
	1000 V	100 mV		10 M $\Omega$	5 M $\Omega$ // < 50 pF	0,05 + 3	0,2 + 30 (> 300 D)					

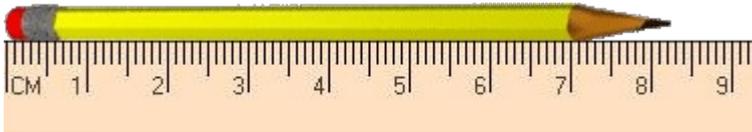
- 1) Anzeige: 4% Stellen; für die Speicherung und Übertragung von Messwerten ist eine andere Auflösung und Abtastrate einstellbar im Menü rATE.
- 2) Stoppuhr: Format: mm:ss:h mit m=Minute, s=Sekunde und h=Hundertstelsekunde, max.: 99:59.9; nur über Tasten bedienbar
- 3) niedrigste messbare Frequenz bei sinusförmigem Messsignal symmetrisch zum Nullpunkt
- 4) METRA HIT 26S/M und 25S: Echte Effektivwertmessung TRMS
- 5) ohne 16 A-Sicherung

- 6) Anzeige bis max. 1,8 V, darüber Überlauf „OL“.
- 7) bei 0 ° ... + 40 °C
- 8) Werte < 100 Digit werden unterdrückt
- 9) 15 (20) ... 45 ... 65 Hz ... 20 (1) kHz Sinus. Einflüsse siehe Seite 4.
- 10) 12 A – 5 min, 16 A – 30 s, METRA HIT 23S: 16 A 10 min.
- 11) bei Funktion „Nullpunkteinstellung“ aktiv, Anzeige ZERO
- 11) die Amplitude der Eingangsspannung darf folgende Werte nicht unterschreiten/überschreiten:

Beispiel: **Datenblatt** im P1-Versuch Datenverarbeitung

# Methode-2: Eigene Einschätzung

- Bona fides, **gesunder Menschenverstand**
- Anhaltspunkte:



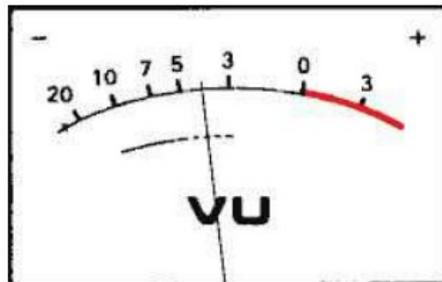
$$L = (82 \pm 0,5) \text{ mm}$$



$$U = (13.06 \pm 0.005) \text{ V}$$

⊕ Angaben aus Datenblatt

⊕ Anzeigefluktuationen



$$U = (4.0 \pm 0.2) \text{ V}$$

# Methode-3: Syst. → stat.

---

- Sie machen **aus einer systematischen eine statistische Unsicherheit!**
- Wie? – Geben Sie mir die Antwort...

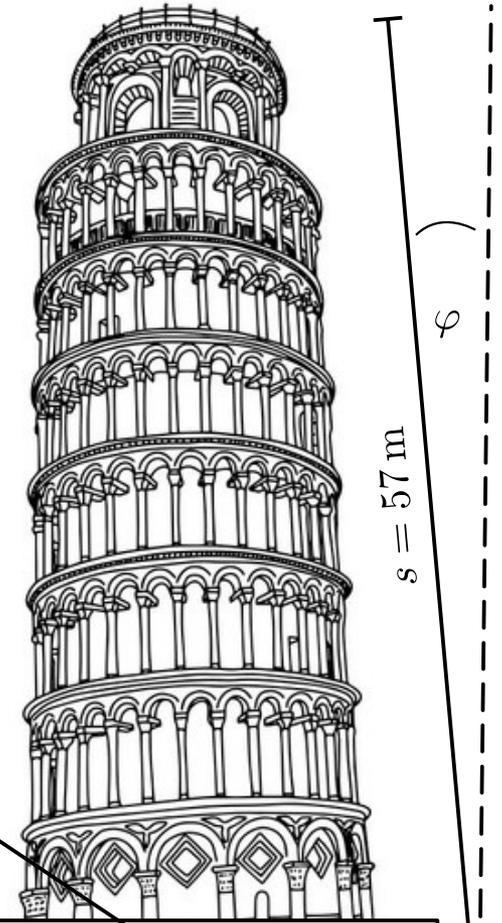


# Fehlerfortpflanzung

$$l = \frac{1}{2} g t^2 \quad g = \frac{2l}{t^2} \cos \varphi$$

- Wie komme ich von  $\Delta l$  auf  $\Delta g$ ?

$$\Delta g_l = \left| \frac{\partial}{\partial l} g \right| \Delta l = \frac{2}{t^2} \cos \varphi \Delta l$$



$$g = (9.85 \pm 0.01 \pm \underbrace{0.05}_{\text{syst.}}) \text{ m/s}^2$$

# Fehlerfortpflanzung

$$l = \frac{1}{2} g t^2 \quad g = \frac{2l}{t^2} \cos \varphi$$

- Wie komme ich von  $\Delta l$  auf  $\Delta g$ ?

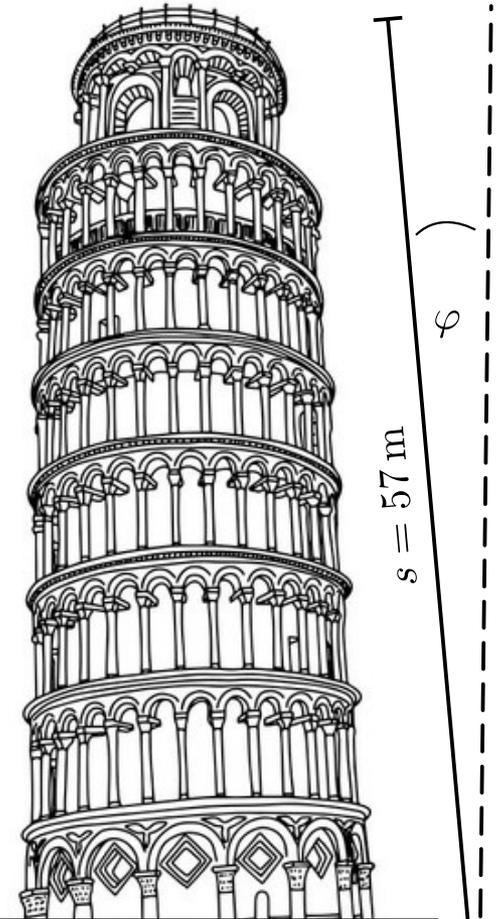
$$\Delta g_l = \left| \frac{\partial}{\partial l} g \right| \Delta l = \frac{2}{t^2} \cos \varphi \Delta l$$

$$\Delta g_\varphi = \left| \frac{\partial}{\partial \varphi} g \right| \Delta \varphi = \frac{2l}{t^2} \sin \varphi \Delta \varphi$$

$$\Delta g_{\text{sys.}} = \sqrt{\Delta g_l^2 + \Delta g_\varphi^2}$$



Link



$$g = (9.85 \pm 0.01 \pm \underbrace{0.05}_{\text{sys.}}) \text{ m/s}^2$$

# Zwei einfache Beispiele

- **Summe/Differenz** zweier Größen:

$$f(x_0, x_1) = x_0 + x_1;$$

$$\Delta \hat{f} = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial x_0} \Delta \hat{x}_0\right)^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial x_1} \Delta \hat{x}_1\right)^2} = \sqrt{\Delta \hat{x}_0^2 + \Delta \hat{x}_1^2},$$

“Fehler addieren sich quadratisch”

- **Produkt** zweier Größen:

$$f(x_0, x_1) = x_0 x_1;$$

$$\Delta \hat{f} = \sqrt{\left(\frac{\partial f}{\partial x_0} \Delta \hat{x}_0\right)^2 + \left(\frac{\partial f}{\partial x_1} \Delta \hat{x}_1\right)^2} = \sqrt{\hat{x}_1 \Delta \hat{x}_0^2 + \hat{x}_0 \Delta \hat{x}_1^2};$$

“Relative Fehler addieren sich quadratisch”

$$\frac{\Delta \hat{f}}{\hat{f}} = \sqrt{\left(\frac{\Delta \hat{x}_0}{\hat{x}_0}\right)^2 + \left(\frac{\Delta \hat{x}_1}{\hat{x}_1}\right)^2},$$

# Darstellung von Messergebnissen

- **Im Text:**

$$g = (9.85 \pm 0.01 \pm 0.05) \text{ m/s}^2$$

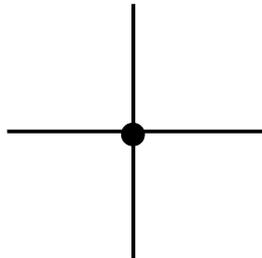


$$g = (9.8523685 \pm 0.012436 \pm 0.054758) \text{ m/s}^2$$



- **Signifikante (Nachkomma-)Stellen:** Nicht mehr Stellen, als als die erste von Null verschiedene führende Ziffer der größten Unsicherheit
- Bis dorthin wird **gerundet**
- Ausnahme: **Verwendung in weiteren Rechnungen**

- **Graphisch:**

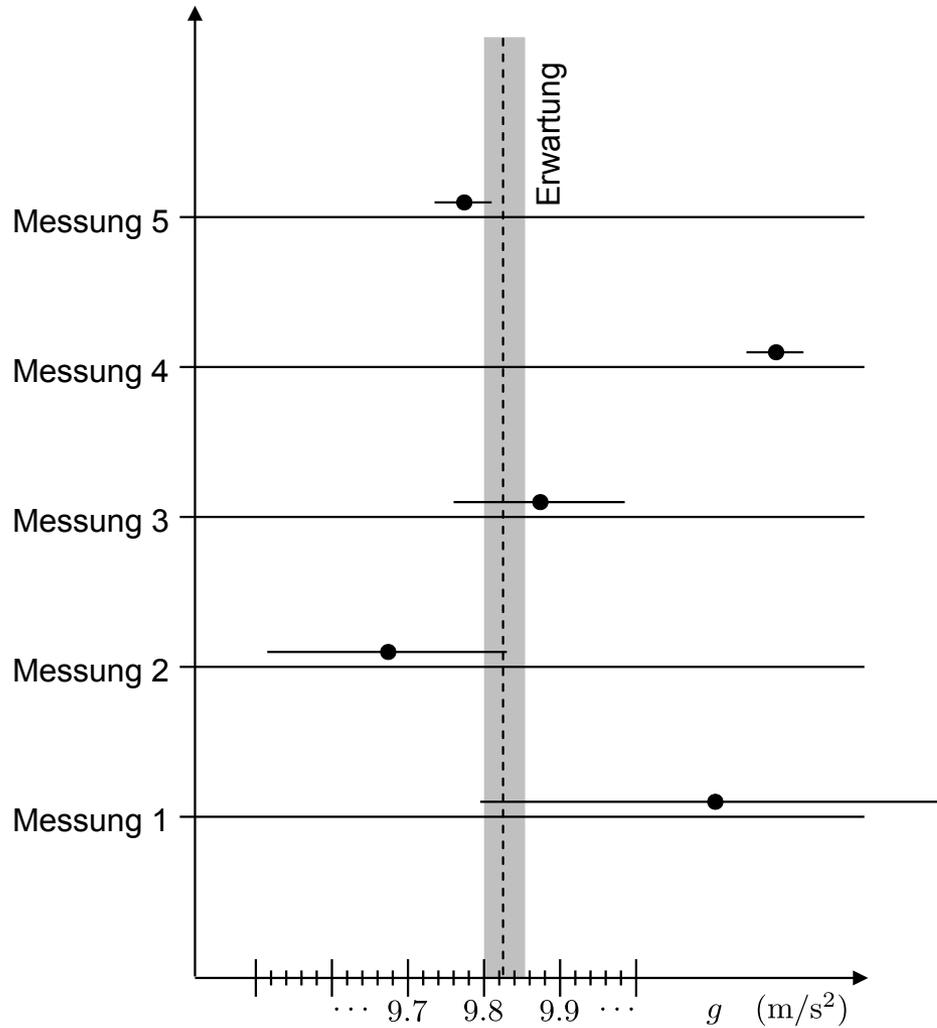


- Als **Punkt mit Fehlerbalken** (i.a. in x- UND y-Richtung)
- Länge des Balkens  $\simeq \pm\sigma$
- Manchmal auch als Ellipse/Kontour

# Interpretation von $g \pm \Delta g$

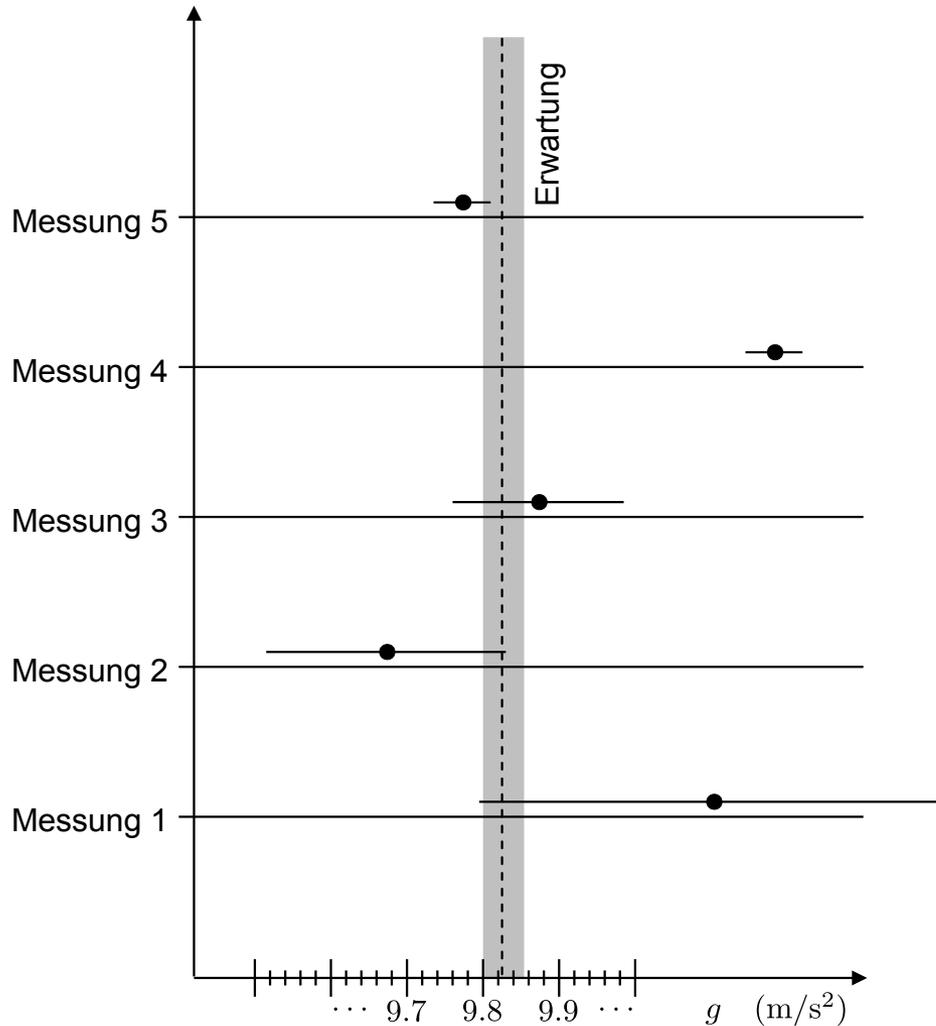
- Mit 68% Wahrscheinlichkeit liegt der Messpunkt **im Intervall**  $[g - \Delta g; g + \Delta g]$  **um den wahren Wert**  $g$  ( $\rightarrow$  Inklusionsschluss)
- Mit 68% Wahrscheinlichkeit überdecken ein **Messwert**  $\hat{g}$  **den wahren Wert**  $g$  **mit den Vertrauensintervall**  $[\hat{g} - \Delta g; \hat{g} + \Delta g]$  ( $\rightarrow$  Repräsentationsschluss)

# Kompatibilität zweier Messungen



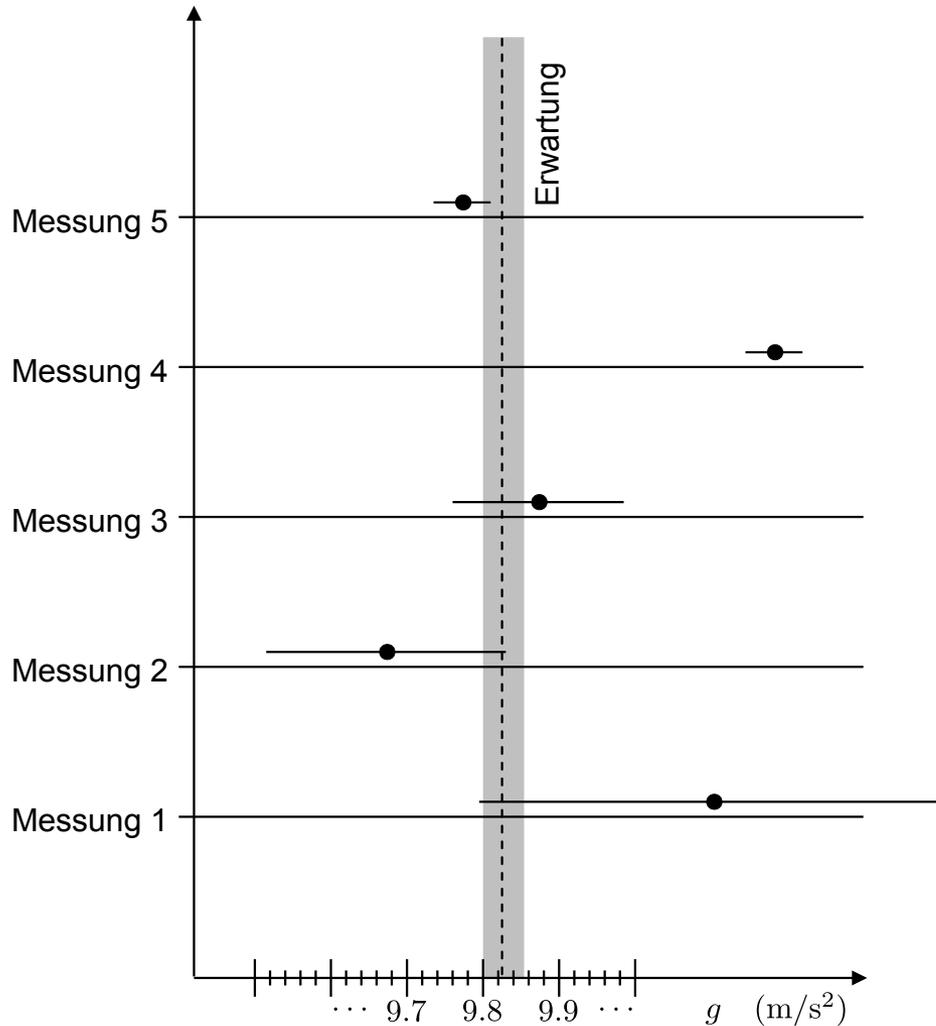
- Welche Messung(en) halten Sie für gut?

# Kompatibilität zweier Messungen



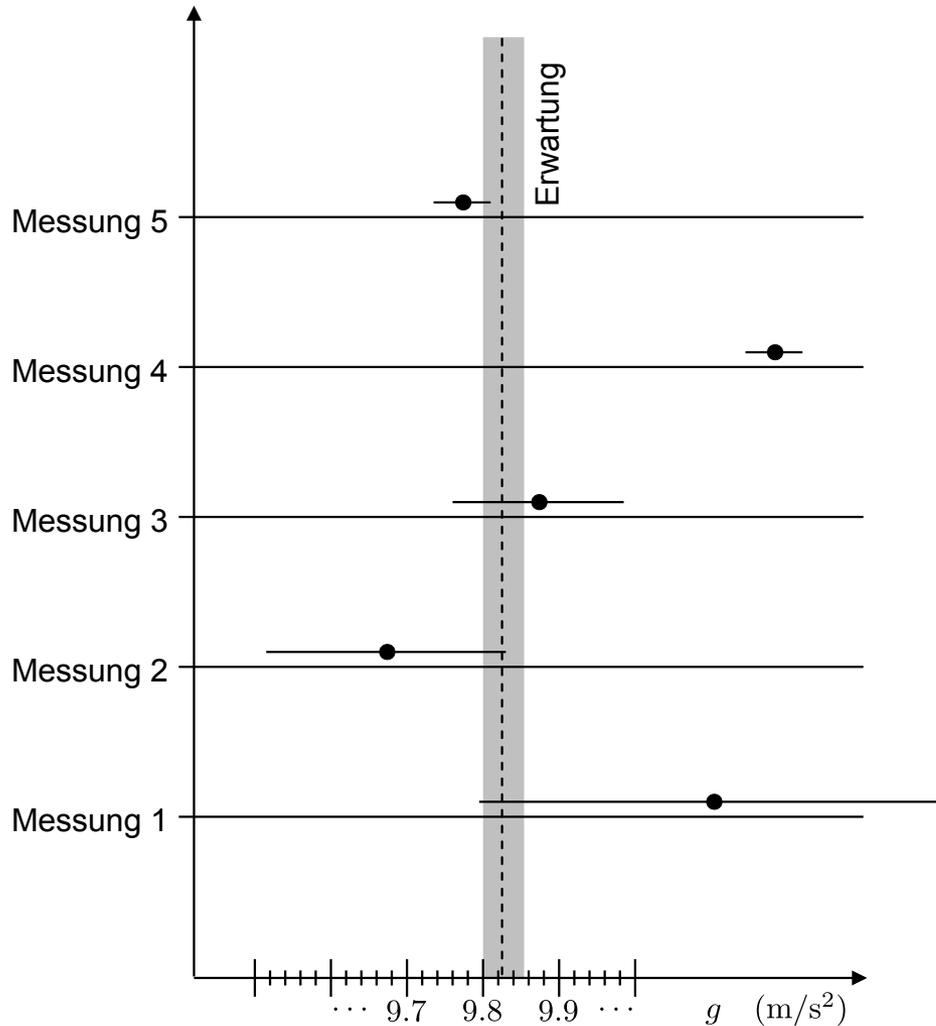
- Welche Messung(en) halten Sie für gut?
- Welche Messungen halten Sie für **kompatibel mit der Erwartung**?

# Kompatibilität zweier Messungen



- Welche Messung(en) halten Sie für gut?
- Welche Messungen halten Sie für **kompatibel mit der Erwartung**?
- Welche Messungen halten Sie für **kompatibel miteinander**?

# Kompatibilität zweier Messungen



- Welche Messung(en) halten Sie für gut?
- Welche Messungen halten Sie für **kompatibel mit der Erwartung**?
- Welche Messungen halten Sie für **kompatibel miteinander**?
- Wie beurteilen Sie also Kompatibilität?

# Pull/Spannung

- Wir betrachten zwei unabhängige Messungen der gleichen Größe als **verträglich oder kompatibel**, wenn ihre Differenz mit 0 kompatibel ist:

$$f(x_0, x_1) = x_0 - x_1;$$

$$\Delta \hat{f} = \sqrt{\Delta \hat{x}_0^2 + \Delta \hat{x}_1^2},$$

- Wir bestimmen die Kompatibilität zweier Messungen **IMMER relativ zu den angegebenen Unsicherheiten**.
- Die Größe

$$\delta(\hat{x}_0, \hat{x}_1) \equiv \frac{\hat{x}_0 - \hat{x}_1}{\sqrt{\Delta \hat{x}_0^2 + \Delta \hat{x}_1^2}}$$

bezeichnen wir als Spannung/Pull zwischen den Messungen  $\hat{x}_0$  und  $\hat{x}_1$

# Pull/Spannung (continued)

- Wenn Ihre Messung normalverteilt ist und Sie Ihre Unsicherheiten richtig als  $x \in [\mu - \sigma; \mu + \sigma]$  Intervalle abgeschätzt haben ist die Größe

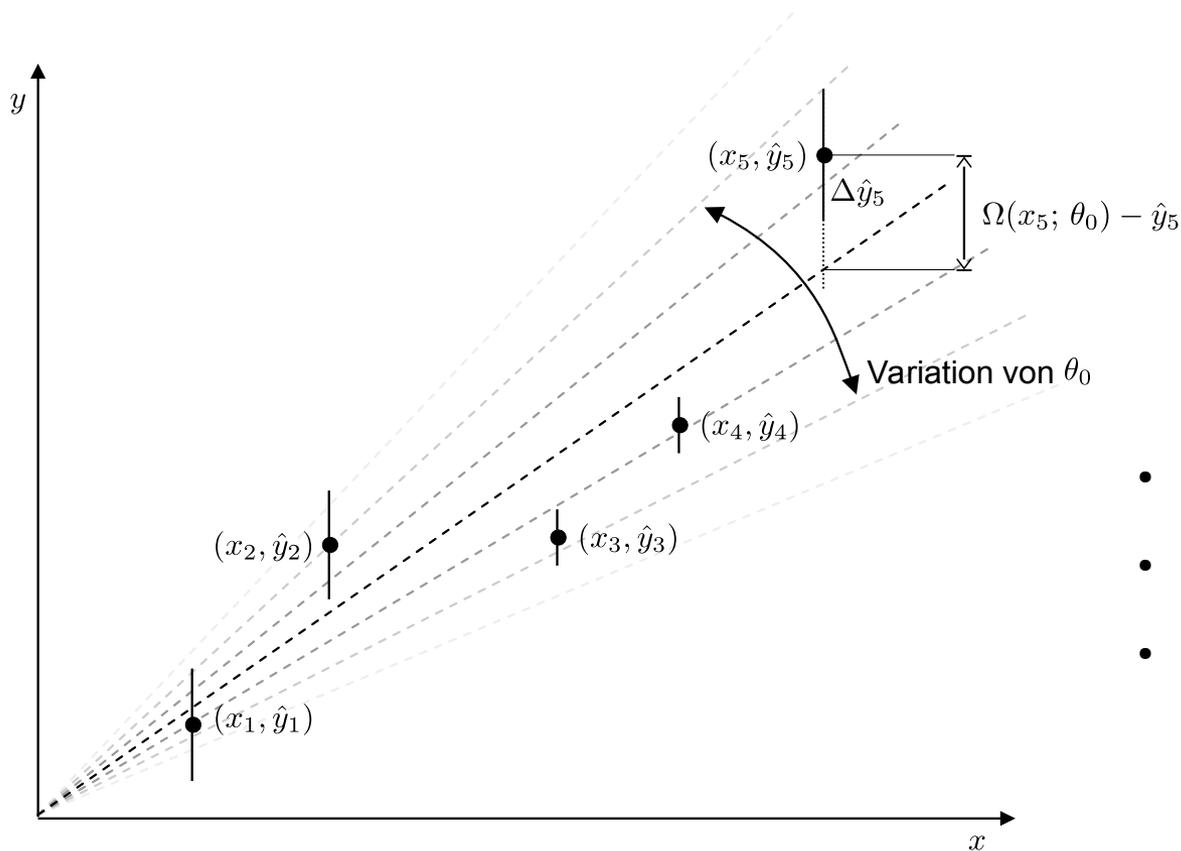
$$\delta(\hat{x}_0, \hat{x}_1) \equiv \frac{\hat{x}_0 - \hat{x}_1}{\sqrt{\Delta\hat{x}_0^2 + \Delta\hat{x}_1^2}}$$

nach einer Standardnormalverteilung  $\varphi(\delta, 0, 1)$  verteilt!

**Wenn  $\hat{x}_0$  und  $\hat{x}_1$  WIRKLICH kompatibel sind, dann gilt:**

- $\delta \in [-1; 1]$  mit **68%** Wahrscheinlichkeit
- $\delta \in [-2; 2]$  mit **95%** Wahrscheinlichkeit
- $\delta \in [-3; 3]$  mit **99%** Wahrscheinlichkeit

# Bestimmung von Modellparametern



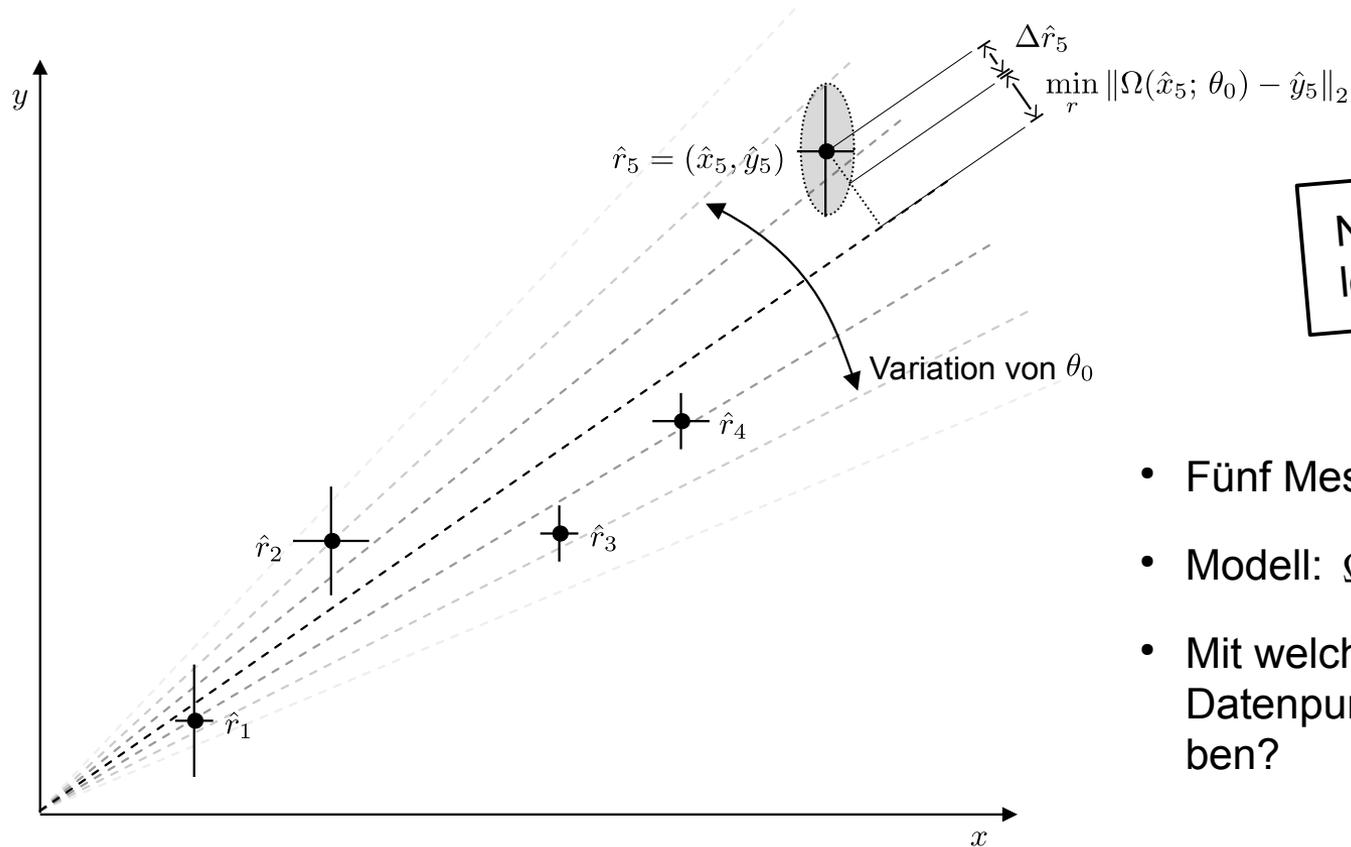
Analytisch  
lösbar

- Fünf Messpunkte  $\hat{r}_i = (\hat{x}_i; \hat{y}_i)$
- Modell:  $\Omega : y = \theta_0 x$
- Mit welchem Wert  $\hat{\theta}_0$  kann  $\Omega$  die Datenpunkte am besten beschreiben?

$$z(\theta_0, \{x_i\}; \{\hat{y}_i\}) = \sum_{i=1}^n \left( \underbrace{\frac{\Omega(x_i; \theta_0) - \hat{y}_i}{\Delta \hat{y}_i}}_{\equiv \delta(\Omega, \hat{y}_i)} \right)^2 = \sum_{i=1}^n \left( \frac{\theta_0 x_i - \hat{y}_i}{\Delta \hat{y}_i} \right)^2$$

Minimiere Spannung  
zwischen Modell und  
Datenpunkten

# Bestimmung von Modellparametern



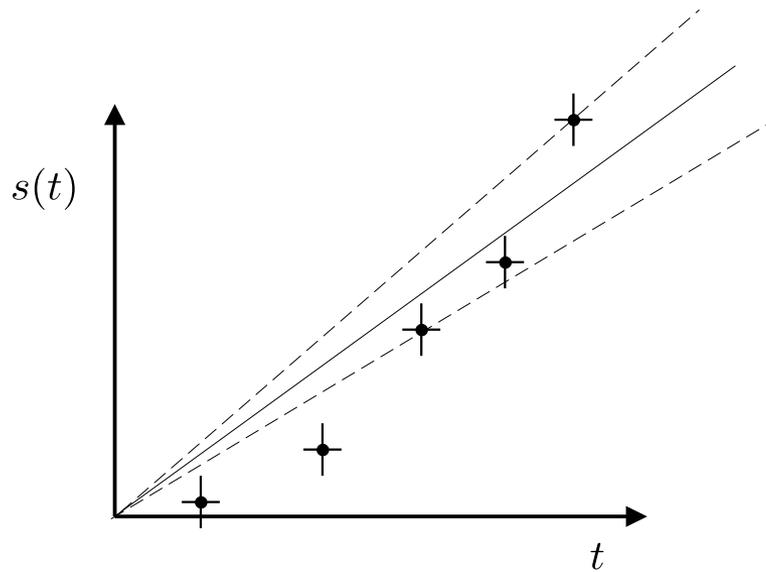
Nur numerisch lösbar!

- Fünf Messpunkte  $\hat{r}_i = (\hat{x}_i; \hat{y}_i)$
- Modell:  $\Omega : y = \theta_0 x$
- Mit welchem Wert  $\hat{\theta}_0$  kann  $\Omega$  die Datenpunkte am besten beschreiben?

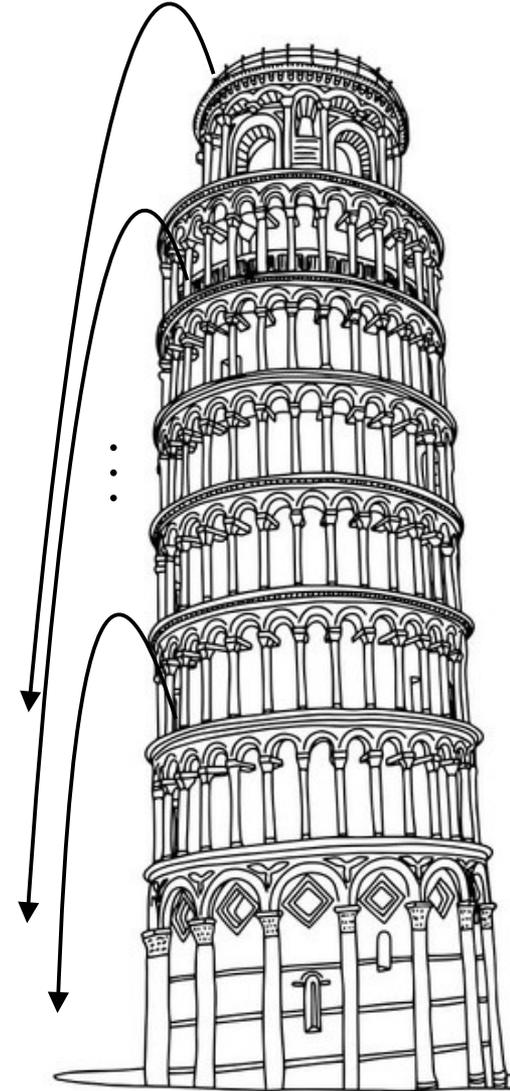
$$z(\theta_0; r, \{\hat{r}_i\}) = \sum_{i=1}^n \left( \underbrace{\frac{\min_r \|\Omega(r; \theta_0) - \hat{r}_i\|_2}{\Delta \hat{r}_i}}_{\equiv \delta(\Omega, \hat{r}_i)} \right)^2.$$

Minimiere Spannung zwischen Modell und Datenpunkten

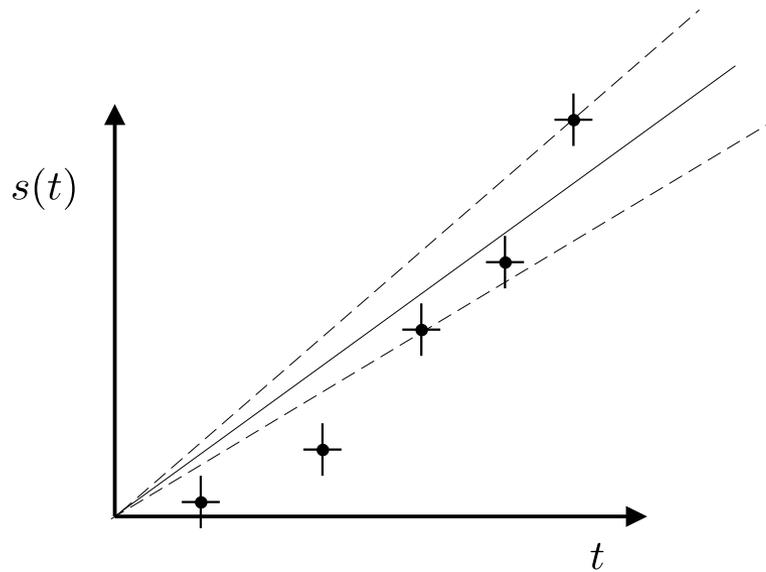
# Anwendung auf unser Beispiel



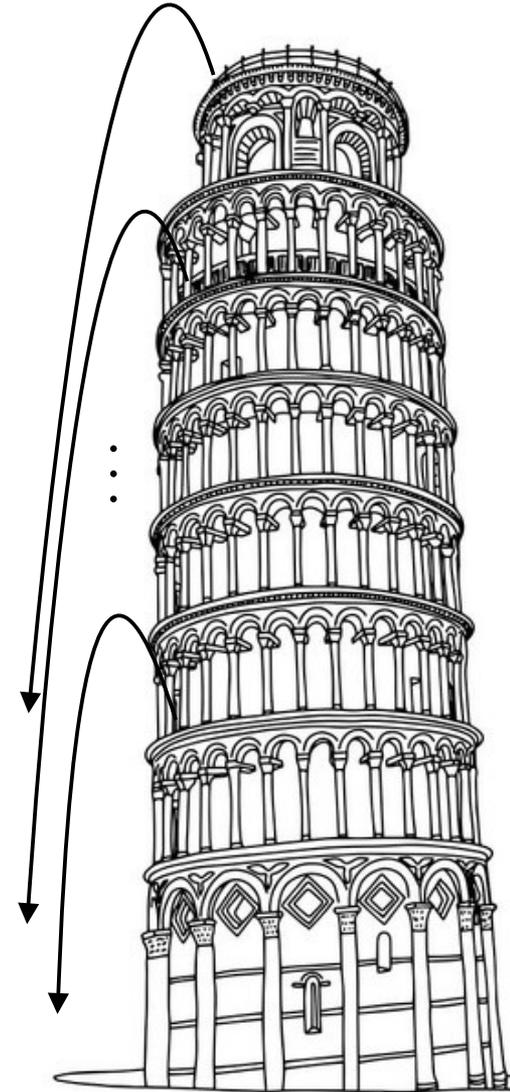
- Q: Wie groß ist die Steigung der Geraden?



# Anwendung auf unser Beispiel

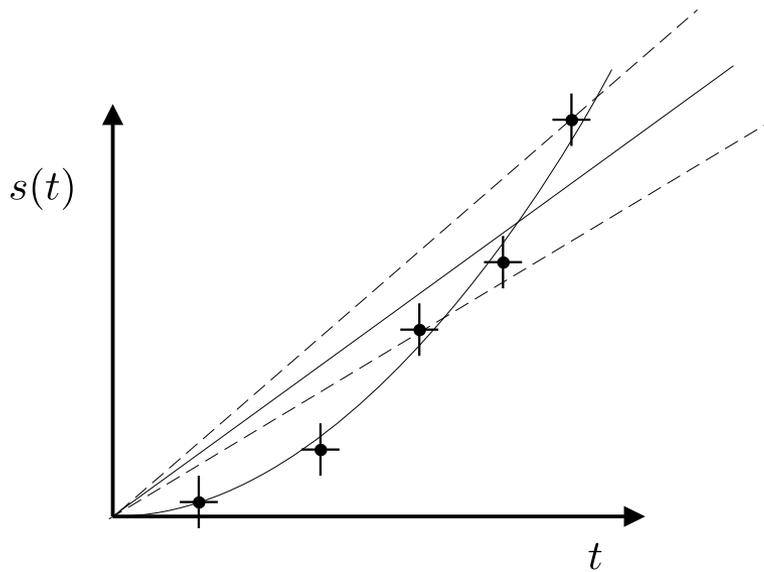


- Q: Wie groß ist die Steigung der Geraden? – **Falsche Frage!**

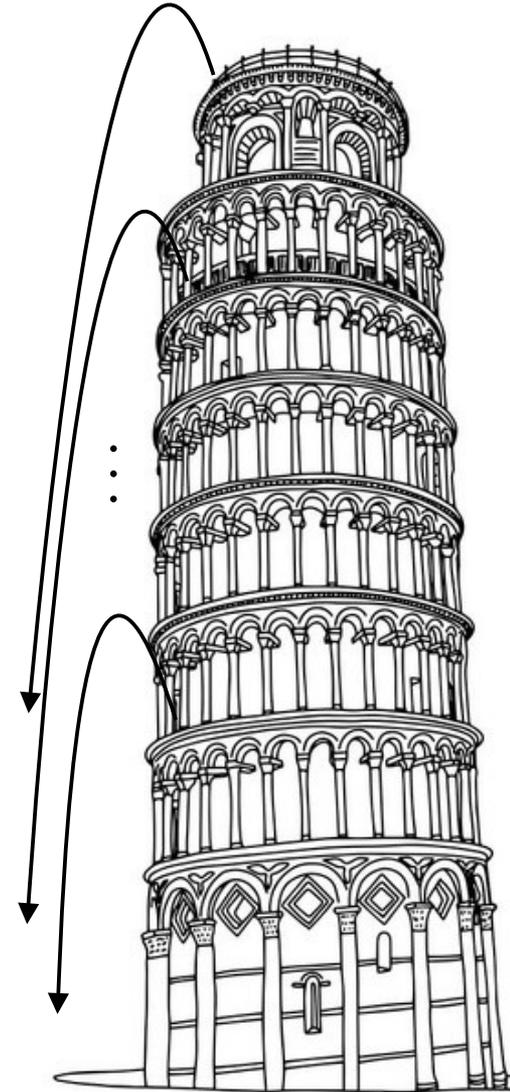


# Anwendung auf unser Beispiel

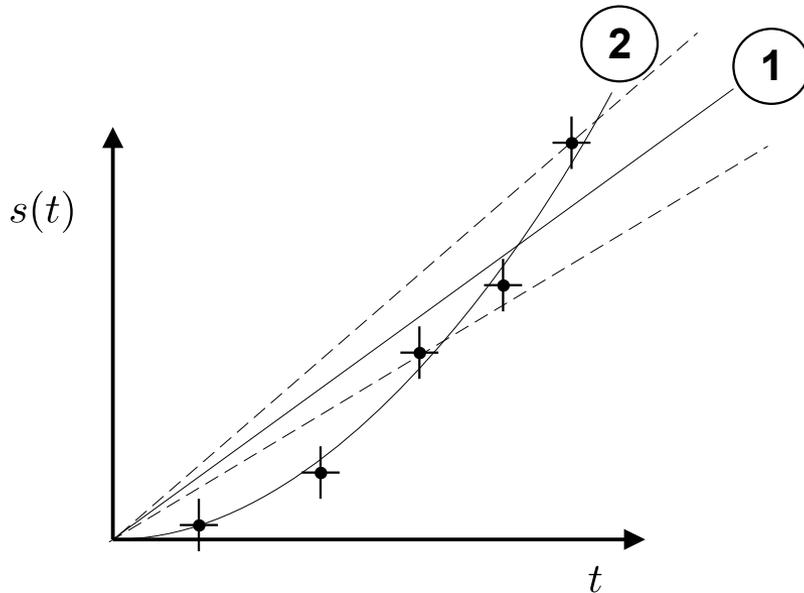
$$l = \frac{1}{2} g t^2$$



- Q: Wie groß ist die Steigung der Geraden? – **Falsche Annahme!**



- **Wie kompatibel ist mein Modell** selbst bei optimaler Wahl der Parameter mit den Daten?
- Quantifiziert durch den Wert von  $\hat{z}(\theta_0, \{x_i\}; \{\hat{y}_i\})$  im Minimum

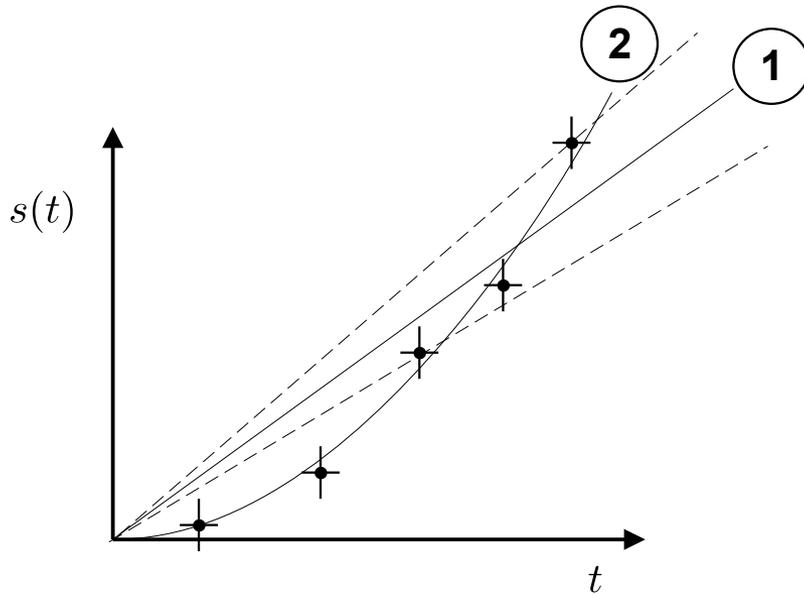


①  $\hat{z}^{(1)}(\theta_0, \{x_i\}; \{\hat{y}_i\}) = 7.35$

②  $\hat{z}^{(2)}(\theta_0, \{x_i\}; \{\hat{y}_i\}) = 4.05$

Welches Modell ist besser mit den Daten kompatibel?

- **Wie kompatibel ist mein Modell** selbst bei optimaler Wahl der Parameter mit den Daten?
- Quantifiziert durch den Wert von  $\hat{z}(\theta_0, \{x_i\}; \{\hat{y}_i\})$  im Minimum



①  $\hat{z}^{(1)}(\theta_0, \{x_i\}; \{\hat{y}_i\}) = 7.35$

②  $\hat{z}^{(2)}(\theta_0, \{x_i\}; \{\hat{y}_i\}) = 4.05$

Welches Modell ist besser mit den Daten kompatibel?

Für ein festgelegtes Modell mit  $N(= 5)$  Datenpunkten gibt

$$\hat{z}/N$$

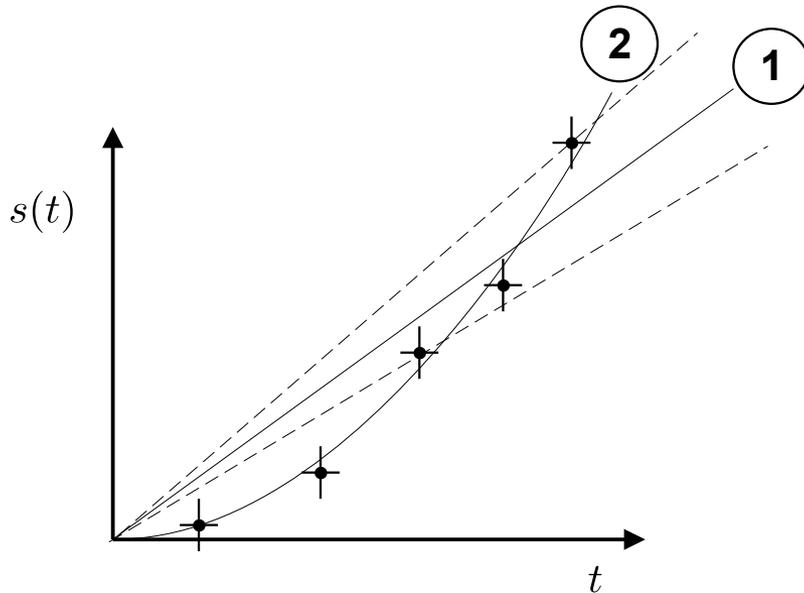
die **mittlere Spannung<sup>2</sup> pro Datenpunkt** an!



Link

# $\chi^2$ -Test – Freiheitsgrad

- Enthält ein Modell freie Parameter muss  $N$  auf die **Anzahl der Freiheitsgrade** ( $\alpha$ ), die zur Anpassung zu Verfügung stehen reduziert werden

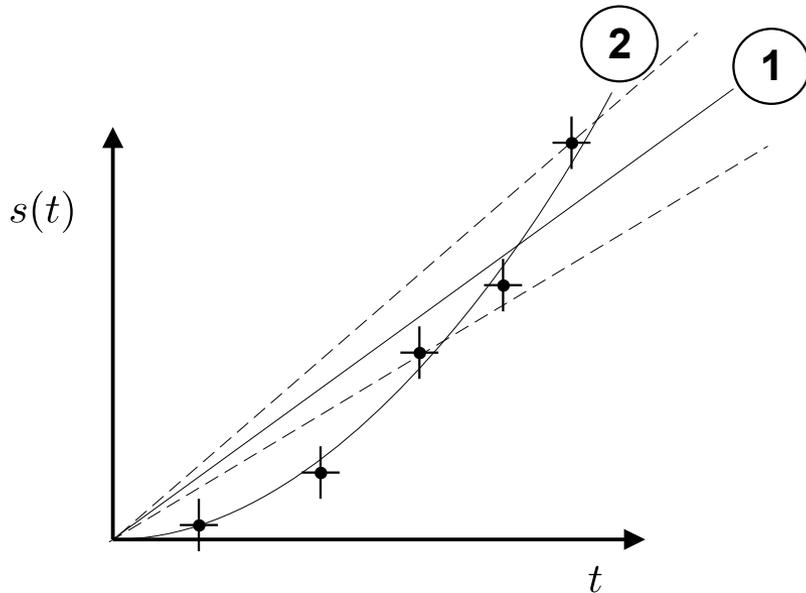


- 1 Durch zwei Punkte wird eine Gerade in der Ebene festgelegt.
- 2 Durch drei Punkte eine Parabel.

## Freiheitsgrad

$$\alpha = (\# \text{ Punkte} - \# \text{ Parameter})$$

- Angewand auf unser Beispiel:



Ist  $\hat{z}/\alpha \gg 1$  ist das angepasste Modell nicht mit den Daten kompatibel!

①  $\hat{z}^{(1)}(\theta_0, \{x_i\}; \{\hat{y}_i\}) / \alpha = 1.84$  ❌

②  $\hat{z}^{(2)}(g, \{x_i\}; \{\hat{y}_i\}) / \alpha = 1.01$  ✅

Für ein Modell mit  $\alpha$  Freiheitsgraden gibt

$$\hat{z}/\alpha$$

die **mittlere Spannung<sup>2</sup> pro Freiheitsgrad** an!

# The end...



Mit diesem Rüstzeug sollten Sie gut fürs P1-Praktikum gewappnet sein.

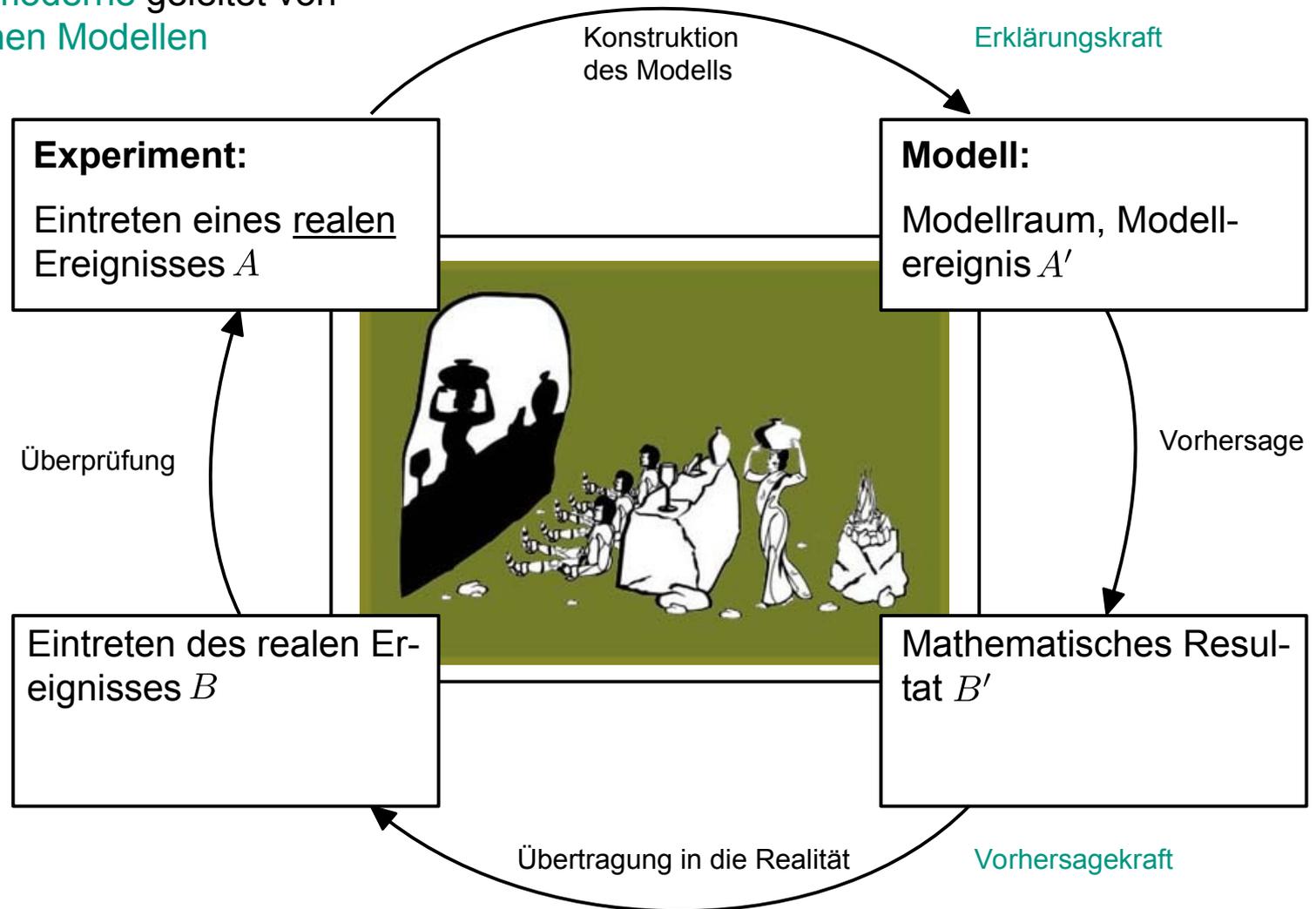
(c) karlsruhe-insider.de

# Backup

---

# Erkenntnisgewinn seit Gallileis Zeiten

- Seit der **Frühmoderne** geleitet von **mathematischen Modellen**



# Modelle für die Messung von $g$

---

$$g(t; \ell, \varphi) = \frac{2\ell}{t^2} \cos \varphi$$

## Außerdem:

- Höhe des Untergrunds?
- Anfangsgeschwindigkeit?
- Luftreibung?
- Auftrieb?
- Verborgene Parameter?

$$g(r, M) = G \frac{M}{r^2}$$

# Modelle im P1-Versuch Datenverarbeitung

- Mathematisches Pendel:

$$m \ell^2 \ddot{\varphi} + mgl \varphi = 0;$$

$$\varphi(t) = A \cos(\omega t + \phi_0); \quad \omega = \sqrt{\frac{g}{\ell}}$$

# äußerer Parameter  
im Modell?

- Physikalisches Pendel:

$$\Theta \ddot{\varphi} + Mgs \varphi = 0;$$

$$\varphi(t) = A \cos(\omega t + \phi_0); \quad \omega = \sqrt{\frac{M s}{\Theta} g}$$



# Erwartungswert und Varianz von $\bar{x}$

Die Größe

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i \leq n} x_i$$

heißt Mittelwert der Stichprobe. Ihr Erwartungswert ( $E[\bar{x}]$ ) und ihre Varianz ( $\text{var}[\bar{x}]$ ) sind:

$$E[\bar{x}] = E \left[ \frac{1}{n} \sum_{i \leq n} x_i \right] = \frac{1}{n} \sum_{i \leq n} \underbrace{E[x_i]}_{\equiv \mu} = \frac{1}{n} \sum_{i \leq n} \mu = \mu$$

$$\begin{aligned} \text{var}[\bar{x}] &= E[\bar{x}^2] - E[\bar{x}]^2 = E \left[ \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right) \left( \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j \right) \right] - \mu^2 = \frac{1}{n^2} \sum_{i,j=1}^n E[x_i x_j] - \mu^2 \\ &= \frac{1}{n^2} \left[ (n^2 - n)\mu^2 + n(\mu^2 + \sigma^2) \right] - \mu^2 = \sigma^2/n. \end{aligned}$$

Dabei sind  $\mu$  und  $\sigma^2$  der Erwartungswert und die Varianz der Einzelmessung und  $n$  die Länge der Stichprobe.

# Erwartungswert und Varianz von $\bar{x}$

Die Größe

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i \leq n} x_i$$

heißt Mittelwert der Stichprobe. Ihr Erwartungswert ( $E[\bar{x}]$ ) und ihre Varianz ( $\text{var}[\bar{x}]$ ) sind:

$$E[\bar{x}] = E \left[ \frac{1}{n} \sum_{i \leq n} x_i \right] = \frac{1}{n} \sum_{i \leq n} \underbrace{E[x_i]}_{\equiv \mu} = \frac{1}{n} \sum_{i \leq n} \mu = \mu$$

$$\begin{aligned} \text{var}[\bar{x}] &= E[\bar{x}^2] - E[\bar{x}]^2 = E \left[ \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right) \left( \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j \right) \right] - \mu^2 = \frac{1}{n^2} \sum_{i,j=1}^n E[x_i x_j] - \mu^2 \\ &= \frac{1}{n^2} \left[ \underbrace{(n^2 - n)\mu^2}_{n(n-1) \text{ "off-diagonale" Elemente}} + \underbrace{n(\mu^2 + \sigma^2)}_{n \text{ "diagonale" Elemente}} \right] - \mu^2 = \sigma^2/n. \end{aligned}$$

Dabei sind  $\mu$  und  $\sigma^2$  der Erwartungswert und die Varianz der Einzelmessung und  $n$  die Länge der Stichprobe.

$n(n-1)$  "off-diagonale" Elemente  
( $i \neq j$ ) mit:

$$E[x_i x_j] = E[x_i] E[x_j] = \mu^2$$

$n$  "diagonale" Elemente  
( $i = j$ ) mit:

$$E[x_i x_i] = \mu^2 + \sigma^2$$



# Grundbegriffe der Statistik

---

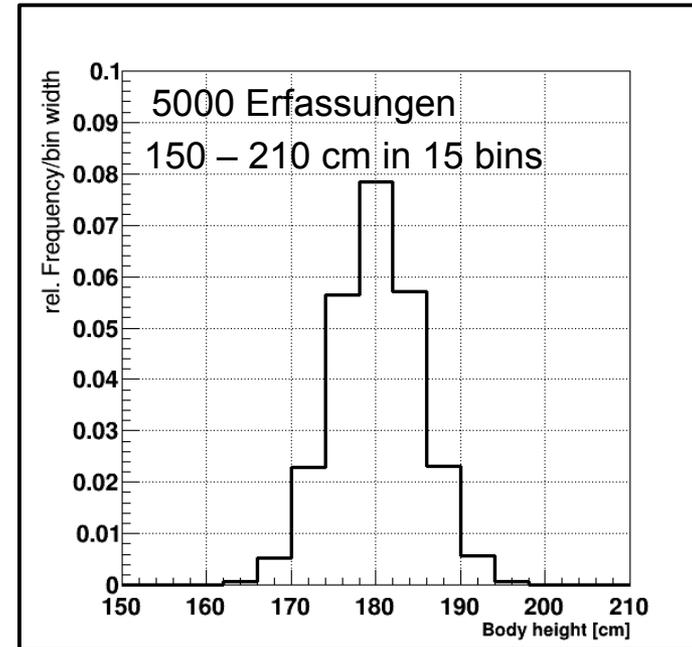
- Erfassung Körpergröße  $x$  von 5000 Einwohnern in Karlsruhe
- Menge aller Einwohner in Karlsruhe → **Grundgesamtheit**
- Messung mit 5000 Probanden → **Stichprobe** (engl. *sample*)
- $x$  → (kontinuierlich verteilte) **Zufallsvariable**, Ergebnis eines **Zufallsexperiments**

(c) Karlsruhe: Das Fest



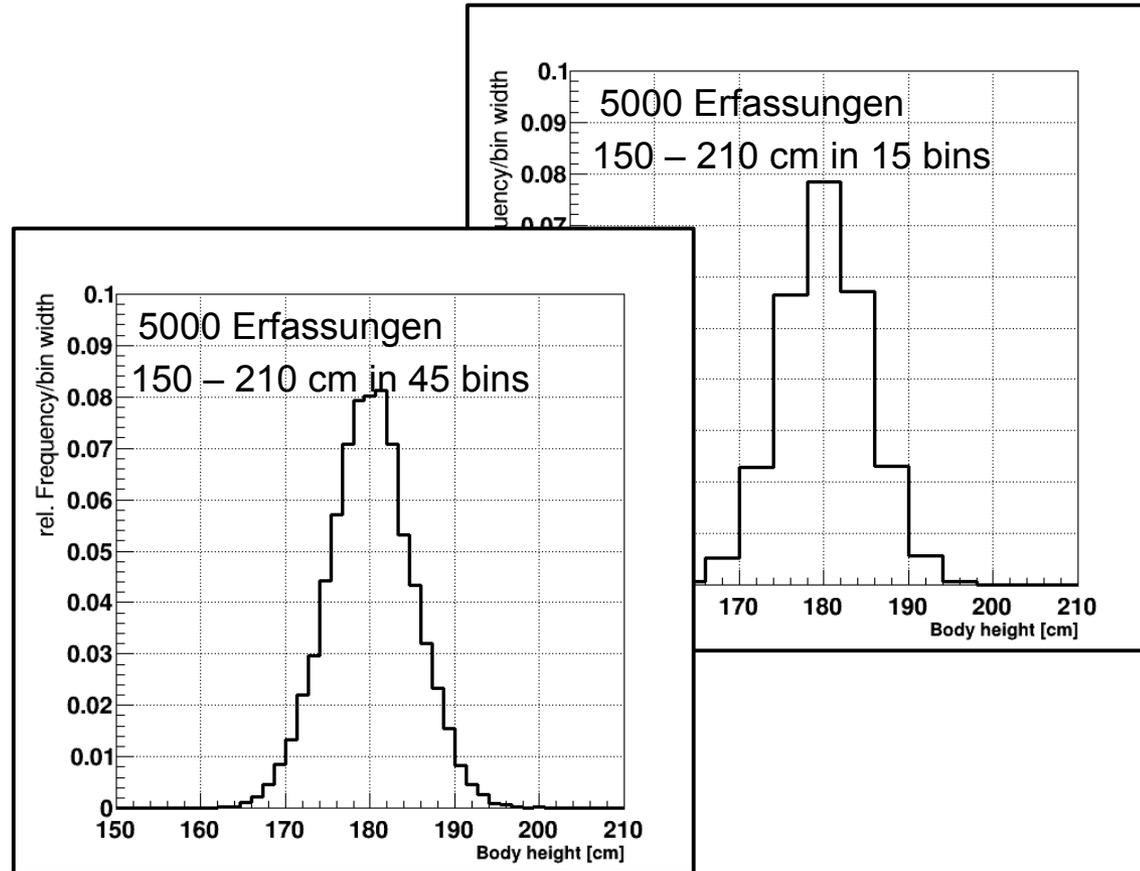
# Histogramm

- Darstellung durch **Histogramm**, dividiert durch Stichprobenlänge (=5000) und Binbreite.



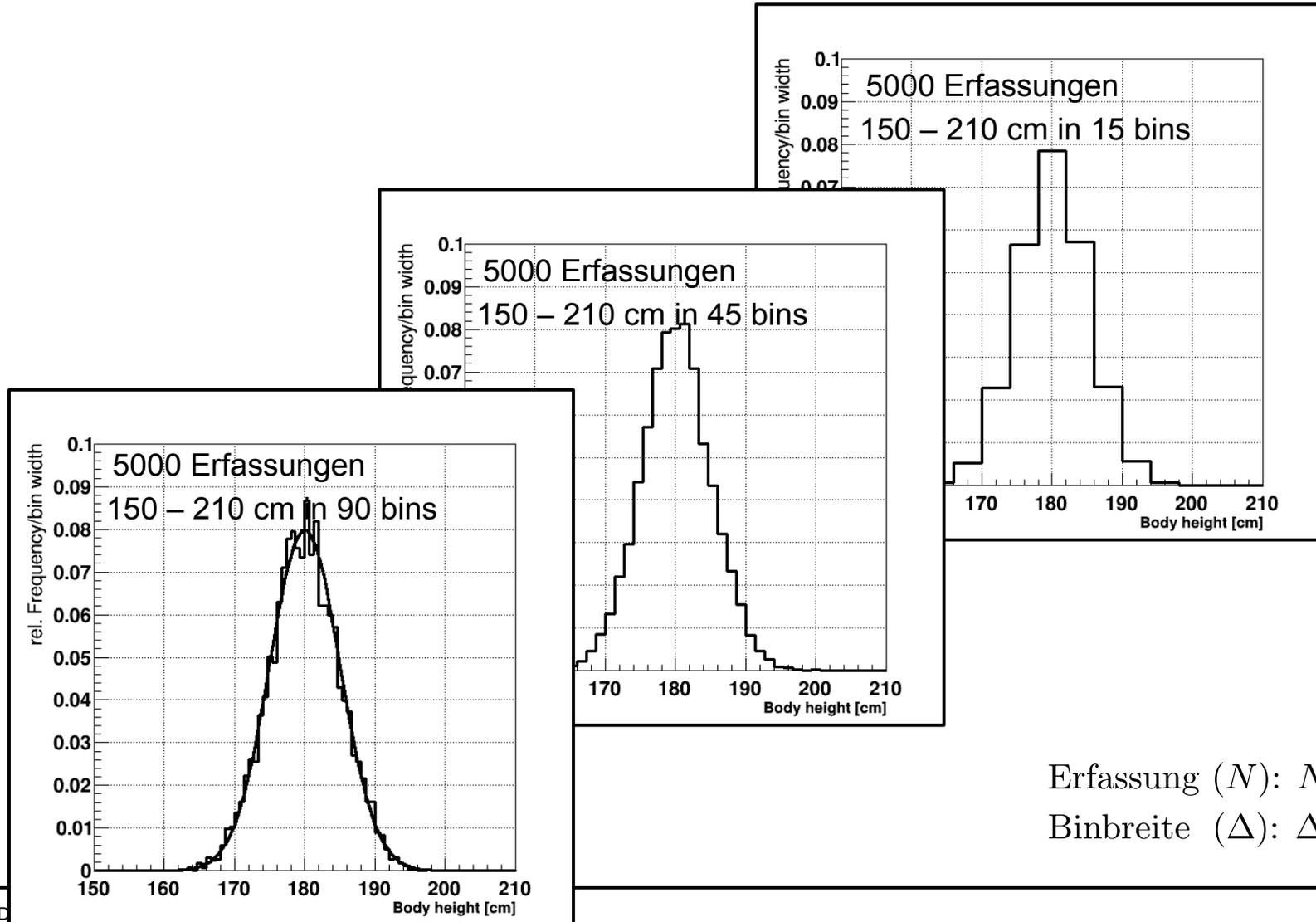
# Histogramm

- Darstellung durch **Histogramm**, dividiert durch Stichprobenlänge (=5000) und Binbreite.



# Histogramm

- Darstellung durch **Histogramm**, dividiert durch Stichprobenlänge (=5000) und Binbreite.



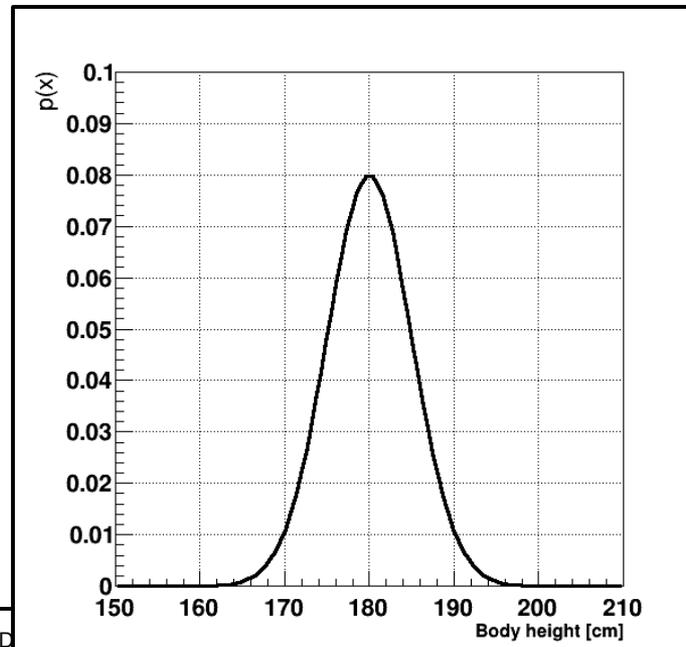
# Wahrscheinlichkeitsdichte

Ist  $x$  eine kontinuierlich verteilte Zufallsvariable und die Wahrscheinlichkeitsverteilung  $P(x)$  über dem Ergebnisraum  $\Omega$  stetig differenzierbar, dann bezeichnen wir

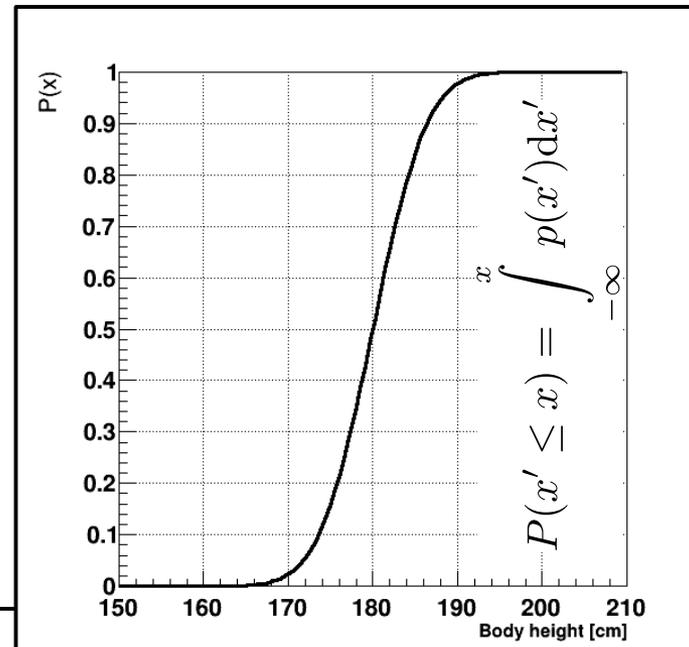
$$p(x) = \frac{dP}{dx}(x)$$

als Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion von  $x$ .

**Wahrscheinlichkeitsdichte** (engl. *probability density function, PDF*)



**Kumulative Wahrscheinlichkeitsfunktion** (engl. *cumulative distribution function, CDF*)



# Erwartungswert

Ist  $x$  eine kontinuierlich (diskret) verteilte Zufallsvariable und  $p(x)$  ( $P(x)$ ) die zugehörige Wahrscheinlichkeitsdichte(-verteilung) über  $\Omega$ . Dann bezeichnet man die Größe

$$E[x] = \int_{\Omega} x p(x) dx \quad (\text{kontinuierlich})$$

$$E[x] = \sum_{\Omega} x_i P(x_i) \quad (\text{diskret})$$

als den Erwartungswert für  $x$  über  $\Omega$ .

- Für eine vorgegebene Wahrscheinlichkeitsdichte(-verteilung) ist  $E[x]$  eine Zahl und keine Funktion von  $x$  (andere gängige Bezeichnungen:  $\mu$ ,  $\langle x \rangle$ ).
- Der Erwartungswert ist linear in  $x$ :

$$E[\alpha x + \beta y] = \alpha E[x] + \beta E[y]$$

# Varianz

Man bezeichnet  $E[(x - x_0)^n]$  als das  $n$ -te algebraische Moment um  $x_0$ . In der Statistik sind die folgenden Spezialfälle für  $x_0 = E[x]$  von Relevanz:

$$\text{0-tes Moment: } E[(x - E[x])^0] = \int_{\Omega} p(x) \, dx = 1$$

$$\text{1-tes Moment: } E[(x - E[x])^1] = \int_{\Omega} (x - E[x]) p(x) \, dx = 0$$

$$\begin{aligned} \text{2-tes Moment: } E[(x - E[x])^2] &= \int_{\Omega} (x - E[x])^2 p(x) \, dx \\ &= \underbrace{\int_{\Omega} x^2 p(x) \, dx}_{E[x^2]} - 2E[x] \underbrace{\int_{\Omega} x p(x) \, dx}_{E[x]} + E[x]^2 \underbrace{\int_{\Omega} p(x) \, dx}_{E[x]^2} \end{aligned}$$

Das 2-te algebraische Moment um  $E[x]$

$$\text{var}[x] = E[(x - E[x])^2] = E[x^2] - E[x]^2$$

heißt Varianz von  $x$  über  $\Omega$ ,  $\sigma_x = \sqrt{\text{var}[x]}$  heißt Standardabweichung.

# Wahrscheinlichkeit

---

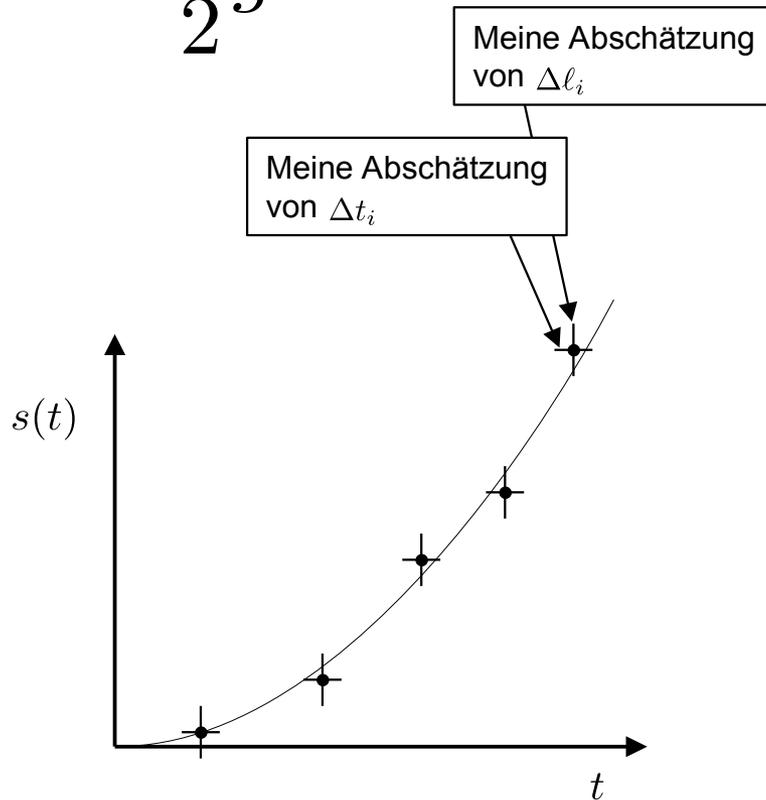
- Wahrscheinlichkeit für  $x = (180 \pm 1)\text{cm}$  nicht aus  $p(x)|_{x=180}$  sondern aus:

$$\int_{179 \text{ cm}}^{181 \text{ cm}} p(x') dx' = P(x \leq 181 \text{ cm}) - P(x \leq 179 \text{ cm})$$

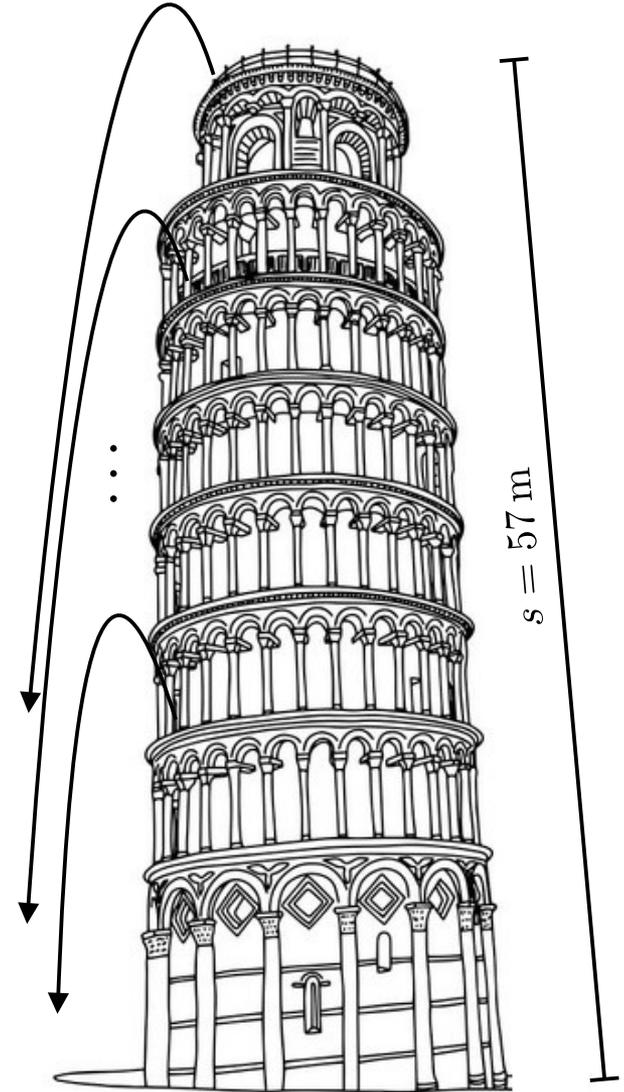


# Bessere Messung von $g$

$$l = \frac{1}{2} g t^2$$



$g(\{(l_i, t_i)\})$  hängt von  $\{(l_i, t_i)\}$  ab!

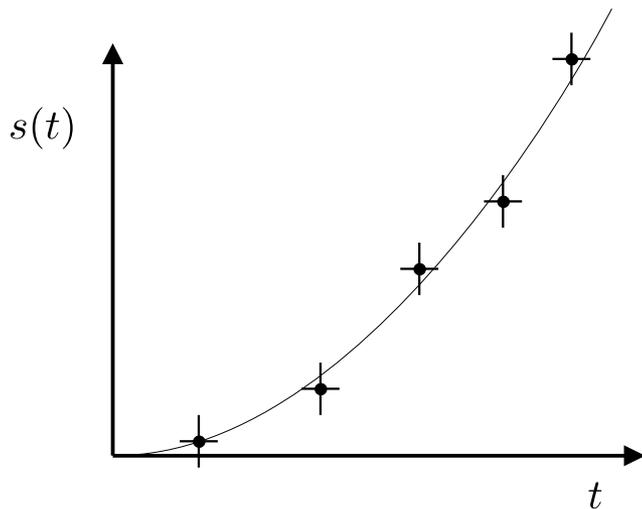


# Neu ↔ Alt

$$\ell = \frac{1}{2} g t^2$$

## Neues Modell:

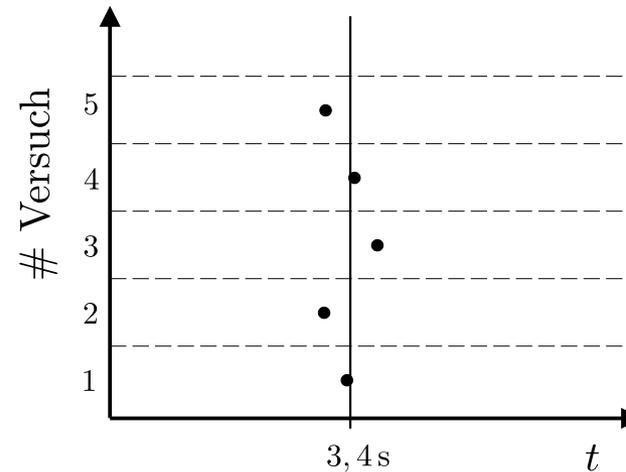
- Messe  $\{(\ell_i, t_i)\}$  (stat. Unsicherheiten)



$$g = \frac{2\ell}{t^2}$$

## Altes Modell:

- Messe  $t$  (stat. Unsicherheit)
- $\ell$  extern bestimmter Parameter des Modells (syst. Unsicherheit)



Link

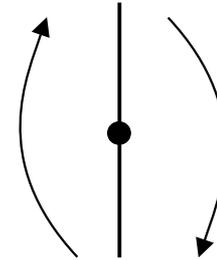
# Erhaltung der Wahrscheinlichkeit

$$g = \frac{2\ell}{t^2}$$

Wenn die  $\theta_j$  unabhängig sind ist es egal, wie ich Richtung der Variation festlege

$$\Delta g_\ell = \left| \frac{\partial}{\partial \ell} g \right| \Delta \ell = \frac{2}{t^2} \cos \varphi \Delta \ell$$

$$\Delta g_\varphi = \left| \frac{\partial}{\partial \varphi} g \right| \Delta \varphi = \frac{2\ell}{t^2} \sin \varphi \Delta \varphi$$



$$\Delta g_{\text{syst.}} = \sqrt{\Delta g_\ell^2 + \Delta g_\varphi^2}$$



- Wenn Ihre Messung normalverteilt ist und Sie Ihre Unsicherheiten richtig als  $x \in [\mu - \sigma; \mu + \sigma]$  Intervalle abgeschätzt haben ist die Größe

$$\delta(\hat{x}_0, \hat{x}_1) \equiv \frac{\hat{x}_0 - \hat{x}_1}{\sqrt{\Delta\hat{x}_0^2 + \Delta\hat{x}_1^2}}$$

**nach einer Standardnormalverteilung  $\varphi(\delta, 0, 1)$  verteilt!**

- Dann ist die Verteilung der Größe

$$z(\theta_j; r, \{\hat{r}_i\}) = \sum_{i=1}^n \delta(\Omega(\theta_j), \hat{r}_i)^2.$$

analytisch geschlossen darstellbar!

# $\chi^2$ -Verteilung

$$\chi_{\alpha}^2(x) = \frac{1}{2^{\alpha/2}\Gamma(\alpha/2)} x^{\alpha/2-1} e^{-x/2}$$

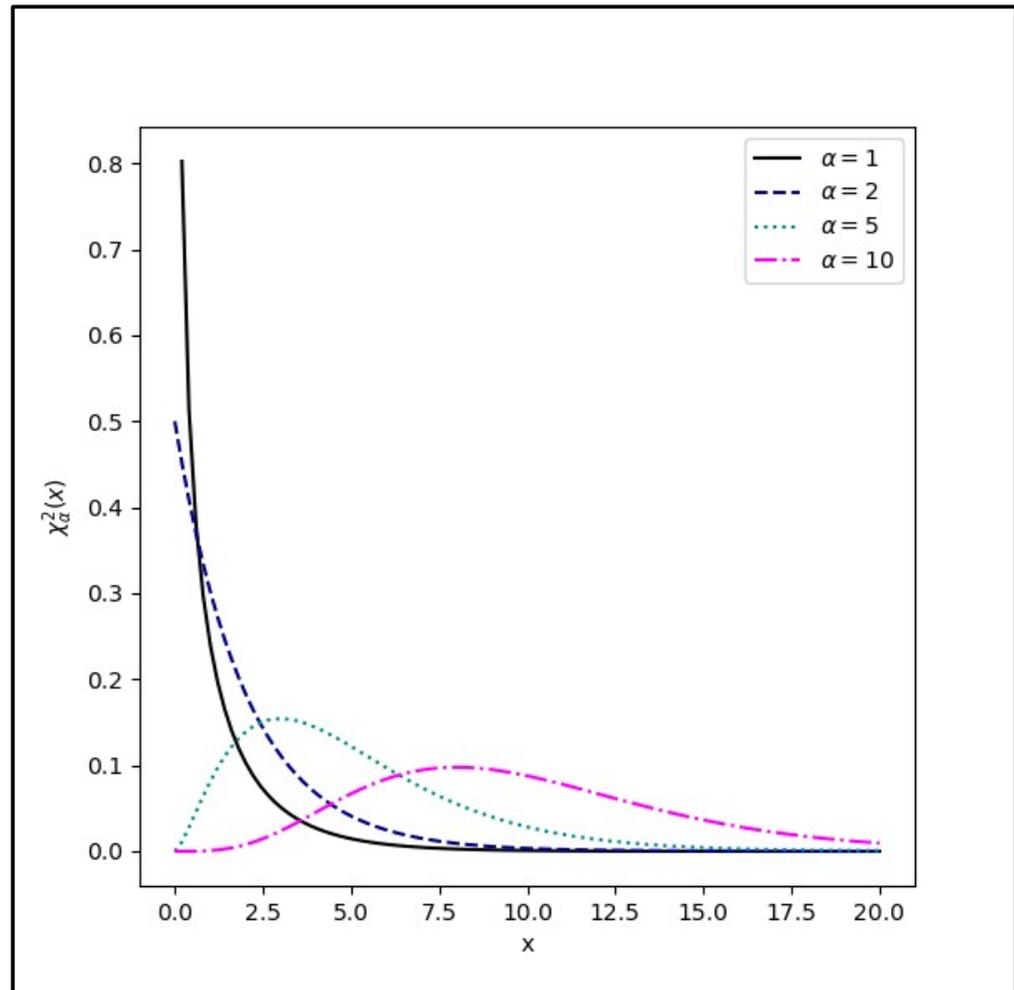
mit:

$$\Gamma(x) = \int e^{-t} t^{x-1} dt$$

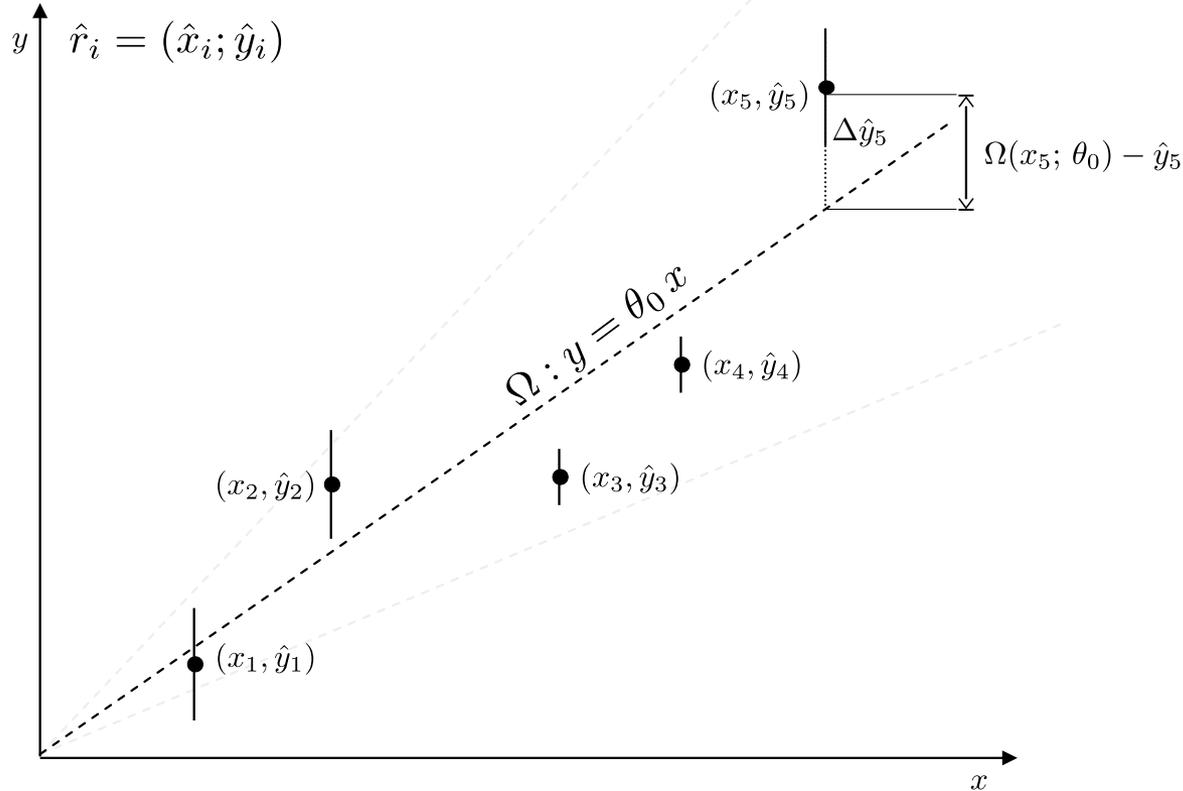
$$E[x] = \alpha$$

$$\text{var}[x] = 2\alpha$$

$\alpha$  entspricht den Freiheitsgraden  
auf Folie 40



# Bezug zur Maximum Likelihood Schätzung



## Annahme:

- $\Omega$  ist wahr!
- Die  $\hat{r}_i$  sind normalverteilt mit  $\mu_i = \hat{y}_i$ ,  $\sigma_i = \Delta \hat{y}_i$



Wahrscheinlichkeit für **DIESEN**  
Ausgang des Experiments:

$$\mathcal{L}(\theta_0; \{(x_i, \hat{y}_i)\}) = \prod_{i=1}^5 \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i^2}} e^{-\frac{(\hat{y}_i - \mu_i(\theta_0))^2}{2\sigma_i^2}}$$

$$\ln(\mathcal{L}(\theta_0; \{(x_i, \hat{y}_i)\})) = \underbrace{-\sum_{i=1}^5 \frac{(\hat{y}_i - \mu_i(\theta_0))^2}{2\sigma_i^2}}_{\equiv \frac{1}{2} z} + \underbrace{\sum_{i=1}^5 \frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma_i^2)}_{\equiv const.}$$

# Noch mehr Statistik?!?

---

- **Einführende Literatur zu Statistik und Numerik:**
  - G. Cowan, *Statistical data analysis*, Oxford (1997) ([KIT-Bibliothek](#)).
  - G. Bohm, G. Zech, *Einführung in Statistik und Messwertanalyse für Physiker*, DESY (2006) ([eBook](#) deutsch, [eBook](#) english).
  - V. Blobel, E. Lormann, *Statistische und numerische Methoden der Datenanalyse*, DESY (2012) ([Webseite](#)).
  - R. J. Barlow, *Statistics: A Guide to the use of statistical methods in the physical sciences*, Wiley (1989) ([KIT-Bibliothek](#)).
  - W. H. Press, S. A. Teukolsky, W. T. Vetterling, B. P. Flannery, *Numerical recipes*, Cambridge Univ. Press (2007) ([Webseite](#)).