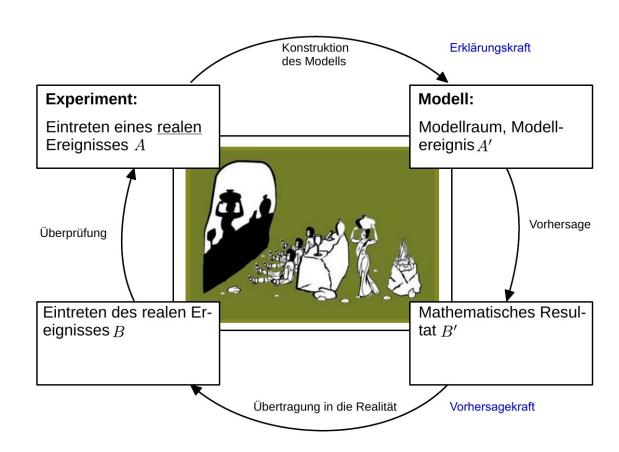
Einführung in die Datenanalyse im Praktikum



Roger Wolf

26. Oktober 2023

Wissenschafliches Messen

Was macht wissenschaftliches Messen aus?

Wissenschafliches Messen

Was macht wissenschaftliches Messen aus?



Wissenschafliches Messen

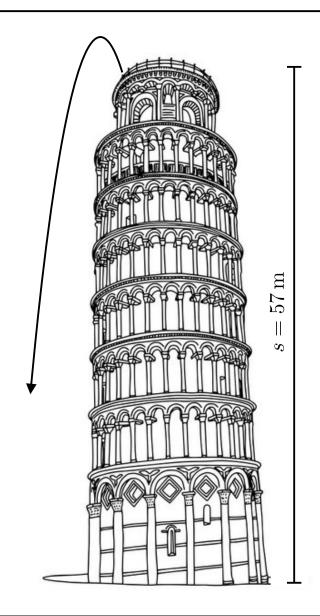
Was macht wissenschaftliches Messen aus?



... Reproduzierbarkeit

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

$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,41 \,\mathrm{s})^2} = 9,80 \,\mathrm{m/s^2}$$



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

$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,41 \,\mathrm{s})^2} = 9,80 \,\mathrm{m/s^2}$$

• Modellparameter bestimmt aus Beobachtung von $\it t$

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

$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,41 \,\mathrm{s})^2} = 9,80 \,\mathrm{m/s^2}$$

- Modellparameter bestimmt aus Beobachtung von $\it t$
- Was ist das Modell?

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

$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,41 \,\mathrm{s})^2} = 9,80 \,\mathrm{m/s^2}$$

- Modellparameter bestimmt aus Beobachtung von \boldsymbol{t}
- Was ist das Modell?
- Wozu überhaupt ein Modell?

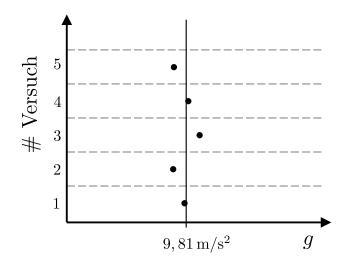
$$\ell = \frac{1}{2}gt^2 \qquad g = \frac{2\ell}{t^2}$$

$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,41 \,\mathrm{s})^2} = 9,80 \,\mathrm{m/s^2}$$

- Modellparameter bestimmt aus Beobachtung von \boldsymbol{t}
- Was ist das Modell?
- Wozu überhaupt ein Modell?
- Messung reproduzierbar?

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

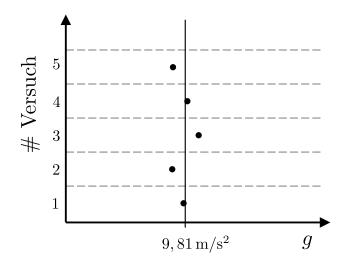
$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,41 \,\mathrm{s})^2} = 9,80 \,\mathrm{m/s^2}$$



- Modellparameter bestimmt aus Beobachtung von $\it t$
- Was ist das Modell?
- Wozu überhaupt ein Modell?
- Messung reproduzierbar?

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

$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,41 \,\mathrm{s})^2} = 9,80 \,\mathrm{m/s^2}$$

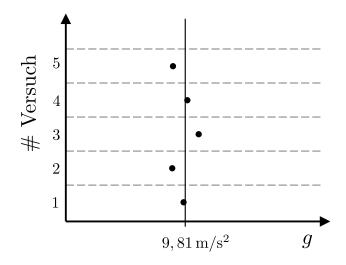


- Modellparameter bestimmt aus Beobachtung von $\it t$
- Was ist das Modell?
- Wozu überhaupt ein Modell?
- Messung reproduzierbar?

A posteriori: Ergebnis jeder einzelnen Messung historische Gewissheit

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

$$g(\ell, t) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,41 \,\mathrm{s})^2} = 9,80 \,\mathrm{m/s^2}$$



- Modellparameter bestimmt aus Beobachtung von \boldsymbol{t}
- Was ist das Modell?
- Wozu überhaupt ein Modell?
- Messung reproduzierbar?

A priori: Ausgang des Experiments ungewiss → Zufallsexperiment

Wissenschaftliches Experiment \rightarrow nur innerhalb bestimmter Grenzen reproduzierbar (\rightarrow Unsicherheiten)

Wissenschaftliches Experiment \rightarrow nur innerhalb bestimmter Grenzen reproduzierbar (\rightarrow Unsicherheiten)

Konfidenz- oder Vertrauensintervall

Wissenschaftliches Experiment \rightarrow nur innerhalb bestimmter Grenzen reproduzierbar (\rightarrow Unsicherheiten)

Konfidenz- oder Vertrauensintervall

Ohne zusätzliche Angabe eines Vertrauensintervalls ist jede wissenschaftliche Messung

Wissenschaftliches Experiment \rightarrow nur innerhalb bestimmter Grenzen reproduzierbar (\rightarrow Unsicherheiten)

Konfidenz- oder Vertrauensintervall

Ohne zusätzliche Angabe eines Vertrauensintervalls ist jede wissenschaftliche Messung W E R T L O S

Vertrauensintervall

- Wie kann ich zu einem solchen Vertrauensintervall gelangen?
 - Autorität anderer (→ Datenblatt)
 - Eigene Einschätzung (→ Wiss. Intuition/Integrität)
 - Stichprobe (→ Mathematik)
 - Fortpflanzung aus bekannten Unsicherheiten (→ Modell)

Autorität anderer

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



METRA HIT 22/23/24/25/26

- Präzisionsmultimeter (V, dB, Ω, F, Hz, °C/°F, V→)
- Auflösung: 10 μV, 10 mΩ
- 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/26 M

- Großer Messdatenspeicher für bis zu 100000 Messwerten
- · Echtzeitbezogener, quarzgesteuerter Datenlogger

METRA HIT 25/26

Echteffektivwertmessung TRMS









Referenzbedingungen

Umgebungstemperatur +23 °C ±2 K Relative Feuchte 40 ... 60% Frequenz der Messgröße 45 ... 65 Hz Kurvenform der Messgröße Sinus Batteriespannung 3 V ±0.1 V

Technische Kennwerte

Mess- funktion	Messbereich	Auflösung bei Messbereichsendwert		Eingangsimpedanz				Oberlastbarkeit ⁷⁾		Messrate		
		30 000 ¹⁾ 3000		_	~/≅	±(% v. M. + D)	±(% v. M. + D) ~ /≅ ⁸⁾	Wert	Zeit	_	≅	~
V 4)	300 mV	10 μV		> 20 MΩ	5 MΩ // < 50 pF	0,05 + 3 "	0,5 + 30 (> 300 D)	1000 V DC AC eff Sinus	dauernd	50 ms (22M/ 26M: 1 ms)		1s
	3 V	100 μV		11 MΩ	5 MΩ // < 50 pF	0,05 + 3	0,2 + 30 (> 300 D)					
	30 V	1 mV		10 MΩ	5 MΩ // < 50 pF	0,05 + 3	0,2 + 30 (> 300 D)					
	300 V	10 mV		10 MΩ	5 MΩ // < 50 pF	0,05 + 3	0,2 + 30 (> 300 D)					
	1000 V	100 mV		10 MΩ	5 MΩ // < 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 15 (20) ... <u>45 ... 65 Hz</u> ... 20 (1) kHz Sinus. Einflüsse siehe Seite 4. ⁹⁾ 12 A – 5 min, 16 A – 30 s, METRA HIT23S: 16 A 10 min.
- ¹⁰⁾ bei Funktion "Nullpunkteinstellung" aktiv, Anzeige ZERO
- ¹¹⁾ die Amplitude der Eingangsspannung darf folgende Werte nicht unterschreiten/überschreiten:

Eigene Einschätzung

- Bona fides, gesunder Menschenverstand
- Anhaltspunkte:

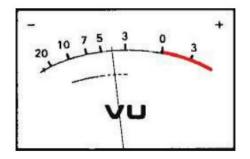


$$L = (82 \pm 0, 5) \,\mathrm{mm}$$



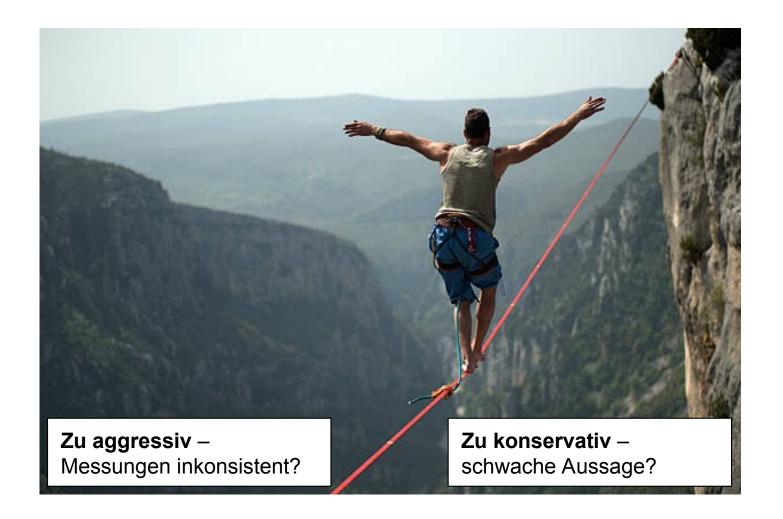
$$U = (13,06 \pm 0,005) \,\mathrm{V}$$

- \oplus Angaben aus Datenblatt
- \oplus Anzeigefluktuationen

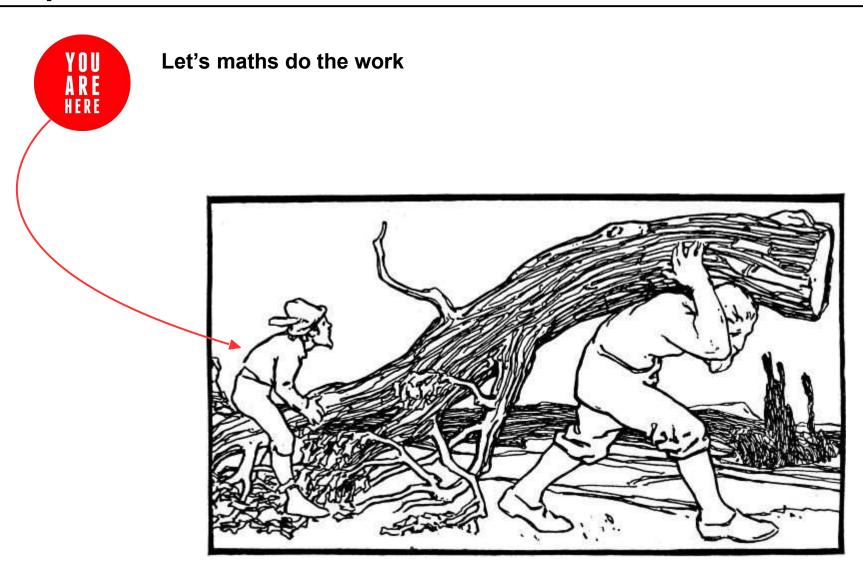


$$U = (4, 0 \pm 0, 2) V$$

Schmaler Grat



Stichprobe



Grundbegriffe der Statistik

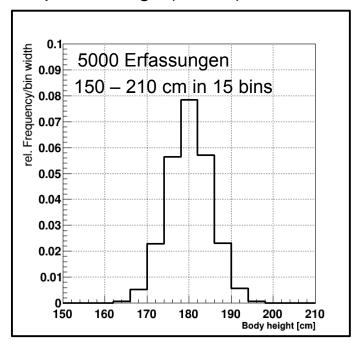
- Erfassung Körpergröße x von 5000 Einwohnern (über 18 Jahre) in Karlsruhe
- Menge aller Einwohner in Karlsruhe → **Grundgesamtheit**
- Messung mit 5000 Probanden → **Stichprobe** (engl. *sample*)
- $x \rightarrow$ (kontinuierlich verteilte) **Zufallsvariable**, Ergebnis eines **Zufallsexperiments**

Karlsruhe: Das Fest



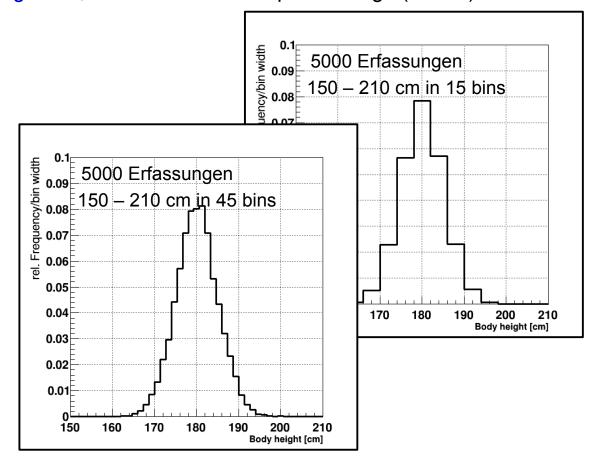
Histogramm

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



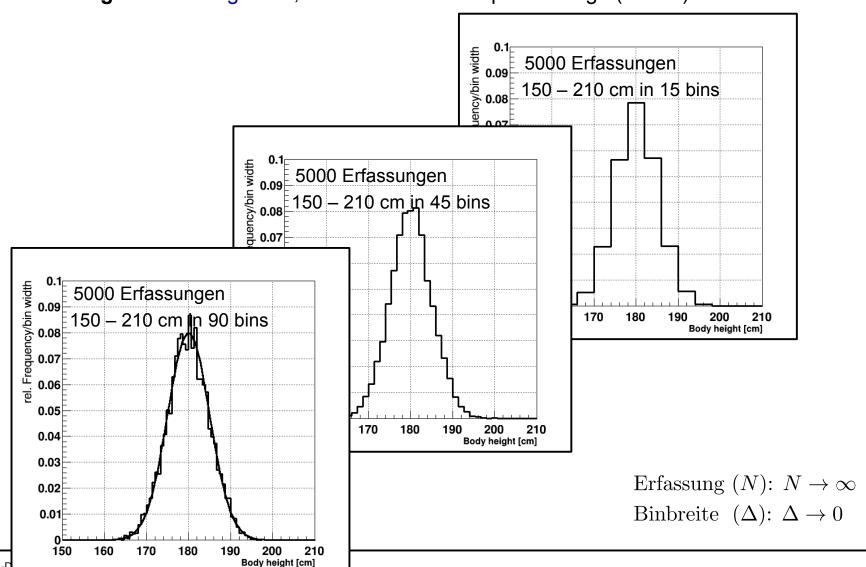
Histogramm

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



Histogramm

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



http://ekpwww.physik.uni-karlsruhe.de/~rwolf/

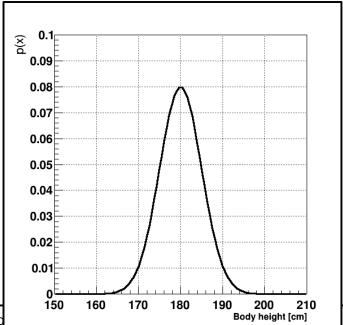
Wahrscheinlichkeitsdichte

Ist x eine kontinulierlich verteilte Zufallsvariable und die Wahrscheinlichkeitsverteilung P(x) über dem Ergebnisraum Ω stetig differenzierbar, dann bezeichnen wir

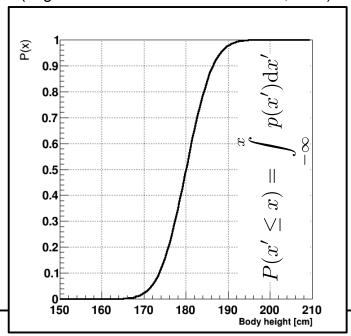
$$p(x) = \frac{\mathrm{d}P}{\mathrm{d}x}(x)$$

als Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion von x.

Wahrscheinlichkeitsdichte (engl. probability density function, PDF)



Kumulative Wahrscheinlichkeitsfunktion (engl. cumulative distribution function, CDF)



Priv.-[

http://ekpwww.physik.uni-karlsruhe.de/~rwolf/

Erwartungswert

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

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

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

als den Erwartungswert für x über Ω .

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

0-tes Moment:
$$E[(x - E[x])^{0}] = \int_{\Omega} p(x) dx = 1$$
1-tes Moment:
$$E[(x - E[x])^{1}] = \int_{\Omega} (x - E[x]) p(x) dx = 0$$
2-tes Moment:
$$E[(x - E[x])^{2}] = \int_{\Omega} (x - E[x])^{2} p(x) dx$$

$$= \int_{\Omega} x^{2} p(x) dx - 2E[x] \int_{\Omega} x p(x) dx + E[x]^{2} \int_{\Omega} p(x) dx$$

$$E[x^{2}] \qquad E[x]^{2}$$

Das 2-te algebraische Moment um E[x]

$$var[x] = E[(x - E[x])^2] = E[x^2] - E[x]^2$$

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

Wahrscheinlichkeit

• Wahrscheinlichkeit für $x=(180\pm1)\mathrm{cm}$ nicht aus $p(x)|_{x=180}$ sondern aus:

$$\int_{179 \,\mathrm{cm}}^{181 \,\mathrm{cm}} p(x') \mathrm{d}x' = P(x \le 181 \,\mathrm{cm}) - P(x \le 179 \,\mathrm{cm})$$

Wahrscheinlichkeit

• Wahrscheinlichkeit für $x=(180\pm1)\mathrm{cm}$ nicht aus $p(x)|_{x=180}$ sondern aus:

$$\int_{179 \,\mathrm{cm}}^{181 \,\mathrm{cm}} p(x') \mathrm{d}x' = P(x \le 181 \,\mathrm{cm}) - P(x \le 179 \,\mathrm{cm})$$

p(x) auf Grundgesamtheit nicht bekannt!



Wahrscheinlichkeit

• Wahrscheinlichkeit für $x=(180\pm1)\mathrm{cm}$ nicht aus $p(x)|_{x=180}$ sondern aus:

$$\int_{179 \,\mathrm{cm}}^{181 \,\mathrm{cm}} p(x') \mathrm{d}x' = P(x \le 181 \,\mathrm{cm}) - P(x \le 179 \,\mathrm{cm})$$



E[x] und var[x] aus Stichprobe zielsicher abschätzbar, selbst ohne Kenntnis von p(x)!



Mittelwert der Stichprobe

Die Größe

$$\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i \le n} x_i$$

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

$$E[\overline{x}] = E\left[\frac{1}{n}\sum_{i\leq n}x_i\right] = \frac{1}{n}\sum_{i\leq n}E[x_i] = \frac{1}{n}\sum_{i\leq n}\mu = \mu$$

$$\equiv \mu$$

$$\operatorname{var}[\overline{x}] = E[\overline{x}^2] - E[\overline{x}]^2 = E\left[\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n x_i\right)\left(\frac{1}{n}\sum_{j=1}^n x_j\right)\right] - \mu^2 = \frac{1}{n^2}\sum_{i,j=1}^n E[x_ix_j] - \mu^2$$

$$= \frac{1}{n^2}\left[(n^2 - n)\mu^2 + n(\mu^2 + \sigma^2)\right] - \mu^2 = \sigma^2/n.$$

Dabei sind μ und σ^2 der Erwartungswert und die Varianz der Einzelmessung und n die Länge der Stichprobe.

Varianz der Stichprobe

Die Größe

$$s^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i \le n} (x_{i} - \overline{x})^{2} = \frac{n}{n-1} (\overline{x^{2}} - \overline{x}^{2})$$

heißt Varianz der Stichprobe. Ihr Erwartungswert $(E[s^2])$ und ihre Varianz sind:

$$E[s^2] = \sigma^2$$

$$var[s^{2}] = \frac{1}{n} \left(\mu_{4} - \frac{n-3}{n-4} \mu_{2}^{2} \right),$$

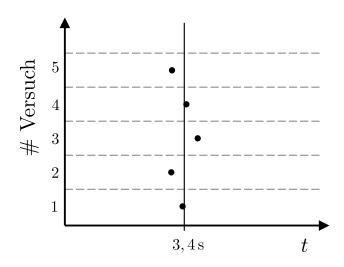
wobei μ_k das k-te zentrale Moment um μ , und μ und σ^2 der Erwartungswert und die Varianz der Einzelmessung sind.

- Schätze μ_k durch $m_k = \frac{1}{n-1} \sum_{i \le n} (x_i \overline{x})^k$ ab
- Beachte Normierung auf n-1 statt n (**Besselkorrektur**)

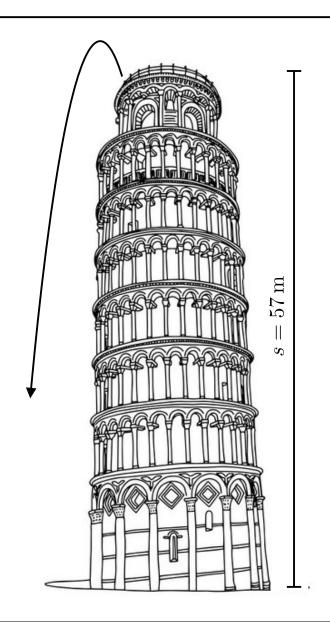
Statistik ↔ Wir

- N (unabhängige!) Messungen t_i
- Berechne \bar{t}
- Berechne s_t^2

•
$$E[\bar{t}] = \mu_t; \quad \text{var}[\bar{t}] = \frac{s_t^2}{N}$$



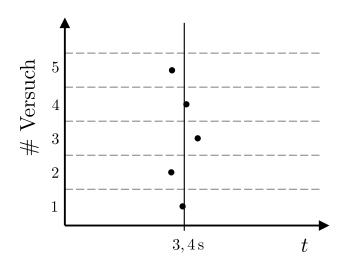
$$\bar{t} = (3,405 \pm 0,07) \,\mathrm{s}$$



Vertrauensintervall?

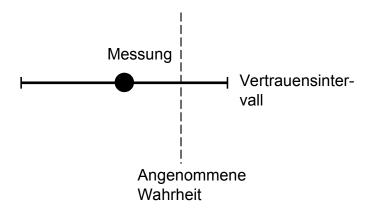
- N (unabhängige!) Messungen t_i
- Berechne \bar{t}
- Berechne s_t^2

•
$$E[\bar{t}] = \mu_t; \quad \text{var}[\bar{t}] = \frac{s_t^2}{N}$$



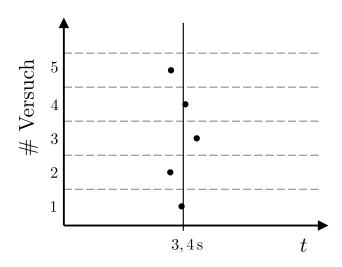
$$\bar{t} = (3,405 \pm 0,07) \,\mathrm{s}$$

- Konventionelle (Modell)Annahme:
 Zufallsvariablen normalverteilt
- Unsicherheit als $\pm 1 \sigma$ Vertrauensintervall
- Vertrauensintervall beinhaltet (unbekannte) Wahrheit mit P = 0,68 (→ Repräsentationsschluss)



Kompatibilität?

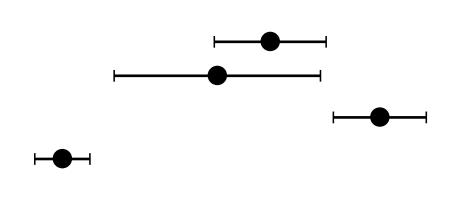
- N (unabhängige!) Messungen t_i
- Berechne \bar{t}
- Berechne s_t^2
- $E[\bar{t}] = \mu_t; \quad \text{var}[\bar{t}] = \frac{s_t^2}{N}$



$$\bar{t} = (3,405 \pm 0,07) \,\mathrm{s}$$

Zwei Messungen inkompatibel:

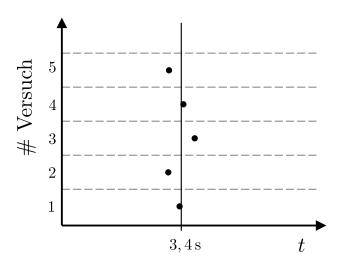
$$\delta = rac{t_i - t_j}{\Delta(t_i - t_j)} \gg 1$$
 (Pull)



Nachkommastellen

- N (unabhängige!) Messungen t_i
- Berechne \bar{t}
- Berechne s_t^2

•
$$E[\bar{t}] = \mu_t; \quad \text{var}[\bar{t}] = \frac{s_t^2}{N}$$



$$\bar{t} = (3,405 \pm 0,07) \,\mathrm{s}$$

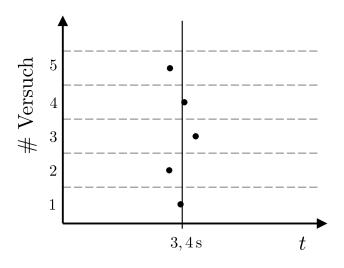
- Jenseits der bestimmten Unsicherheit

 → nutzlos
- Faustregel: Erste Stelle, ab der $\Delta t \neq 0$
- Ausnahme: +1 Stelle bei Weiterverarbeitung

Fortpflanzung aus bekannten Unsicherheiten

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

$$g(\ell, \bar{t}) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,405 \,\mathrm{s})^2} = (9,83 \pm 0,20) \,\mathrm{m/s^2}$$



$$\bar{t} = (3,405 \pm 0,07) \,\mathrm{s}$$

Unsicherheiten:

- Funktionen von Zufallsvariablen sind selbst Zufallsvariablen
- Folgen Wahrscheinlichkeitsdichte
- Erhaltung der Wahrscheinlichkeit:

$$p(t) dt = q(g) dg$$

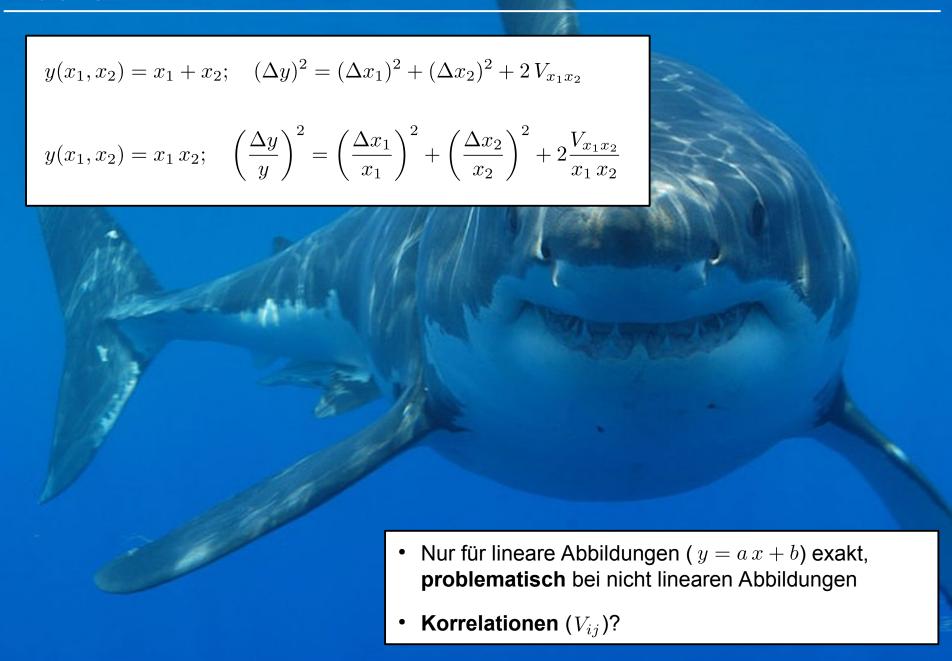
 $q(g) = p(t) \left| \frac{\partial g(t)}{\partial t} \right|$

Beispiele

$$y(x_1, x_2) = x_1 + x_2;$$
 $(\Delta y)^2 = (\Delta x_1)^2 + (\Delta x_2)^2 + 2V_{x_1 x_2}$

$$y(x_1, x_2) = x_1 x_2;$$
 $\left(\frac{\Delta y}{y}\right)^2 = \left(\frac{\Delta x_1}{x_1}\right)^2 + \left(\frac{\Delta x_2}{x_2}\right)^2 + 2\frac{V_{x_1 x_2}}{x_1 x_2}$

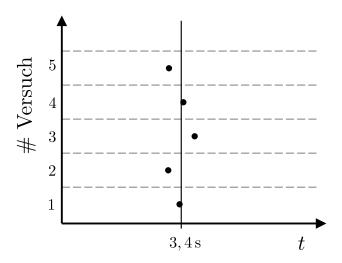
Tücken



Was vergessen?

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

$$g(\ell, \bar{t}) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,405 \,\mathrm{s})^2} = (9,83 \pm 0,20) \,\mathrm{m/s^2}$$

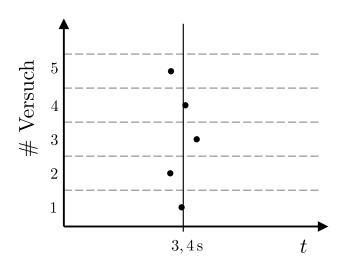


$$\bar{t} = (3,405 \pm 0,07) \,\mathrm{s}$$

Was vergessen!

$$\ell = \frac{1}{2}gt^2 \qquad g(\ell, t, \ldots)$$

$$g(\ell, \bar{t}) = \frac{2 \cdot 57 \,\mathrm{m}}{(3,405 \,\mathrm{s})^2} = (9,83 \pm 0,20) \,\mathrm{m/s^2}$$

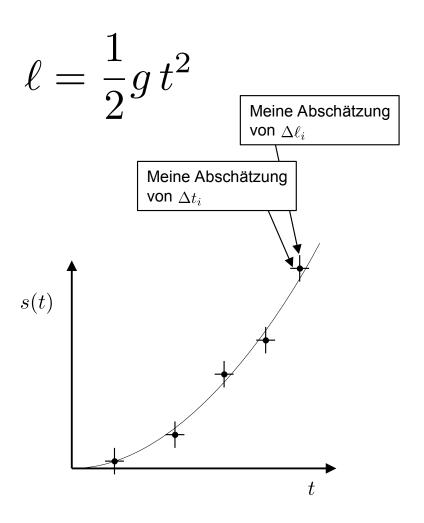


$$\bar{t} = (3,405 \pm 0,07) \,\mathrm{s}$$

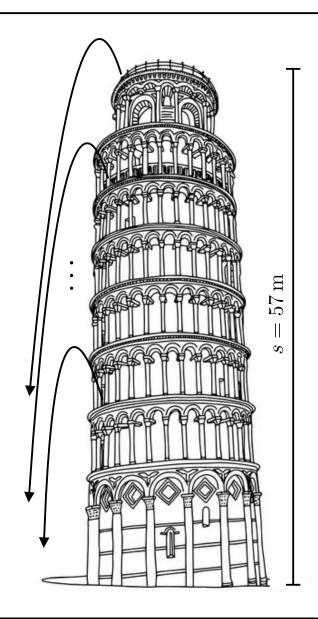
Außerdem:

- Höhe des Untergrunds?
- Anfangsgeschwindigkeit?
- · Luftreibung?
- Auftrieb?
- Verborgene Parameter? $g(r,M) = G \, \frac{M}{r^2}$

Bessere Messung von g



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

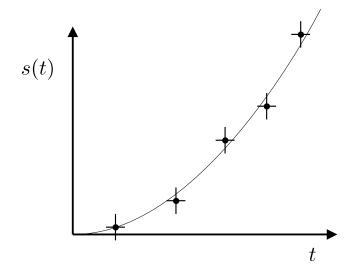


Neu ↔ Alt

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

Neues Modell:

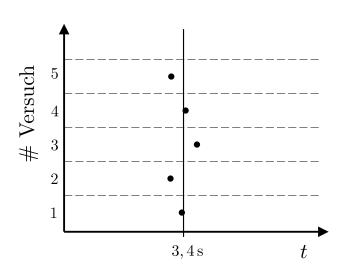
• Messe $\{(\ell_i, t_i)\}$ (stat. Unsicherheiten)



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

Altes Modell:

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



Einordnung: Unsicherheiten

- Statistische Unsicherheiten:
 Alle Parameter, die ich selbst (in situ) (mit)gemessen habe
- Systematische Unsicherheiten:
 Alles was (als Annahme) von außen ins Modell eingeführt wurde
- Externe Parameter ohne Unsicherheiten? → modelabhängige Messung!

Goodness of fit

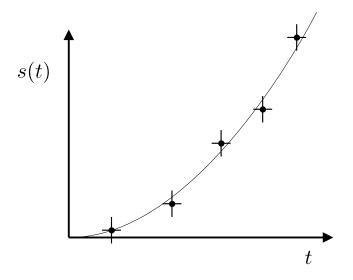
• Q: Woher weiss ich, dass mein Modell stimmt?

Goodness of fit

• Q: Woher weiss ich, dass mein Modell stimmt? – A: Das weiss ich nicht.

Goodness of fit

- Q: Woher weiss ich, dass mein Modell stimmt? A: Das weiss ich nicht.
- Kompatibilität (→ Widerspruchsfreiheit) mit Daten



χ^2 -Test:

Abstand Modell-Messpunkt

$$d_i \left((\ell(g, \cdot), t(g, \cdot)) - (\ell_i, t_i) \right)$$
$$z \equiv \sum_{i=1}^n \frac{d_i^2}{\Delta d_i}$$

- $d(g,\ell,t)$ normalverteilt? $\to z$ folgt $\chi^2(d,n-k)$ Verteilung
- k Anzahl freier Parameter im Modell
- $n' \equiv n k$ Anzahl Freiheitsgrade

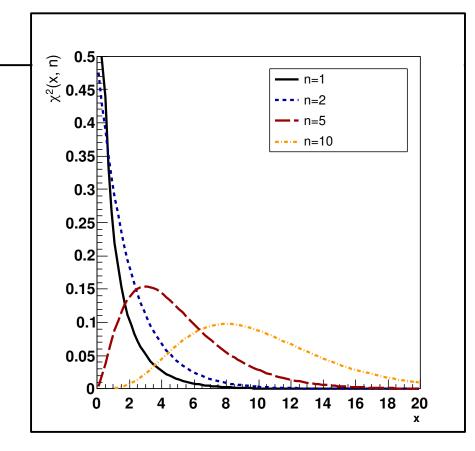
$$\chi^{2}(x, n') = \frac{1}{2^{n/2} \Gamma(n'/2)} x^{n'/2 - 1} e^{-x/2}$$

mit:

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

$$E[x] = n'$$
 (Erwartungswert)

$$var[x] = 2n'$$
 (Varianz)



- Model kann Daten beschreiben

$$\rightarrow E[z] = n - k;$$
 $\frac{E[z]}{n - k} = 1$

$$\frac{z_{\text{obs}}}{n-k} \ll 1$$
 \Rightarrow Fehler zu groß abgeschätzt oder zu viele Parameter im Modell?

$$\frac{z_{\text{obs}}}{n-k} \gg 1$$
 \Rightarrow Fehler zu klein abgeschätzt oder Modell inkompatibel.

Kaffee?



Hier diskutierte Methoden implementiert in kafe2

kafe2 2.8.1 SITE → PAGE → INSTALLING KAFE2 » SOURCE

kafe2 documentation



Welcome to kafe2, the Karlsruhe Fit Environment 2

kafe2 is a data fitting framework originally designed for use in undergraduate physics lab courses. It provides a Python toolkit for fitting models to data via the maximum likelihood method as well as visualizing the fit results. A quick rundown of why you'd want to use kafe2 can be found here. The gist of it is that kafe2 provides a simple, user-friendly interface for state-of-the-art statistical methods. It relies on Python packages such as numpy and matplotlib, and can use either scipy or the mini-

mizer Minuit contained in the Python package iminuit as the numerical optimization backend.

The first chapter of this documentation gives detailed installation instructions. The Beginner's Guide explains basic *kafe2* usage to cover simple cases (both Python code and kafe2go). The User Guide and the kafe2go Guide describe advanced *kafe2* use with Python code or *kafe2go*. The next chapter explains the mathematical foundations upon which *kafe* is built. While strictly speaking not required to use *kafe2*, reading the theory chapter is strongly recommended to understand which features to use in a state-of-the-art data analysis (regardless of whether *kafe2* or another data analysis tool is used). The Developer Guide covers topics that are only relevant if you want to work on *kafe2* as a developer (still very much WIP). Finally, the API Documentation provides a full description of the user-facing *kafe2* application programming interface.

- Installing kafe2
 - Requirements
 - Installation notes (Linux)
 - Installation notes (Windows)
- · Beginners Guide
 - Basic Fitting Procedure
 - o 1. Line Fit
 - 2. Model Functions
 - 3.1: Profiling
 - o 3.2: Double Slit
 - o 3.3: x-Errors:



PhyPraKit?

Lightweight-Version PhyPraKit

PhyPraKit 1.2.6 documentation » PhyPraKit Documentation



PhyPraKit Documentation

- About
- Installation:
- Visualization and Analysis of Measurement
- Dokumentation der Module und Beispiele
- Module Documentation
 - BuildCovarianceMatrix()
 - · Cor2Cov()
 - · Cov2Cor()
 - FourierSpectrum()
 - Fourier fft()
 - autocorrelate()
 - barstat()
 - check_function_code()
 - chi2p_indep2d()
 - · chi2prob()
 - convolutionEdgefinder()
 - convolutionFilter()
 - convolutionPeakfinder()
 - csv2yaml()
 - generateXYdata()
 - getModelError()
 - hFit()
 - hist2dstat()
 - · histstat()
 - k2Fit()

Priv.-Doz. Dr. Roger Wolf

- k2hFit()
- labxParser()

PhyPraKit Documentation

About

Version 1.2.6, Date 2023-10-14

PhyPraKit is a collection of python modules for data visualization and analysis in experimental laboratory courses in physics and is in use in the Department of Physics at Karlsruhe Institute of Technology (KIT). As the modules are intended primarily for use by undergraduate students in Germany, the documentation is partly in German language, in particular the description of the examples.

Created by:

. Guenter Quast <guenter (dot) quast (at) online (dot) de>

A pdf version of this documentation is available here: PhyPraKit.pdf.

Installation:

To use PhyPraKit, it is sufficient to place the directory *PhyPraKit* and all the files in it in the same directory as the python scripts importing it.

Installation via pip is also supported. After downloading, execute:

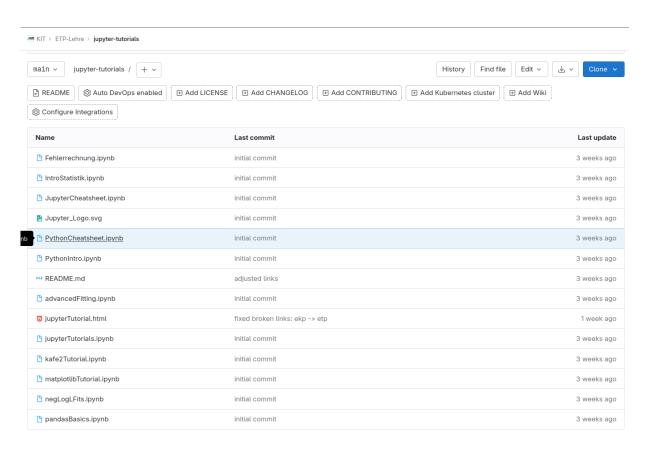
pip install --user .

in the main directory of the PhyPraKit package (where setup.py is located) to install in user space.

Comfortable installation via the PyPI Python Package Index is also possible by executing

Statistik?

- Noch bisschen üben? jupyter-tutorials
- Skript: Datenauswertung in den Grundlagenpraktika
- Skript: Funktionsanpassung mit der chi2-Methode



Linksammlung

https://labs.physik.kit.edu/prakt-klass-physik.php





Startseite > Praktikum Klassische Physik > mehr

Praktikum Klassische Physik

Organisation Zu den Versuchen Verhalten im Praktikum Fehlerrechnung

Fehlerrechnung

Hier finden Sie Informationen zur Fehlerrechnung im P1 und P2 Praktikum

Im P1 und P2 Praktikum verlangen wir grundsätzlich für jeden von Ihnen ermittelten Wert zusätzlich zur Angabe eines Messwerts die Angabe einer Messunsicherheit, die als statistisches Konfidenzintervall interpretiert werden kann. Zur Angabe einer solchen Unsicherheit können Sie auf verschiedene Weise gelangt sein:

- Die beste Art und Weise zu einer Messunsicherheit zu gelangen ist es, sie aus der Varianz eines statistischen Ensembletest zu ermitteln.
- Wenn Ihnen dies nicht möglich ist liegt es an Ihnen die Unsicherheit nach Ihrem besten Wissen und Gewissen abzuschätzen. Hierbei dür-

Erwartungshorizont

- Keine Messung ohne Unsicherheit!
- Wie bestimme ich Unsicherheiten?
- Wahl des Modells
- Computergestützte Fehlerfortpflanzung
- Schätzung von Parametern/Unsicherheiten
- Pull → verstehen und interpretieren
- χ^2 -Test \rightarrow verstehen und interpretieren

Mit diesem Rüstzeug sollten Sie fit sein, um den Vorversuch Datenverarbeitung am Beispiel des Pendels bestreiten zu können. Nehmen Sie sich die Zeit den Vorversuch gut zu verstehen.

Nächste Termine

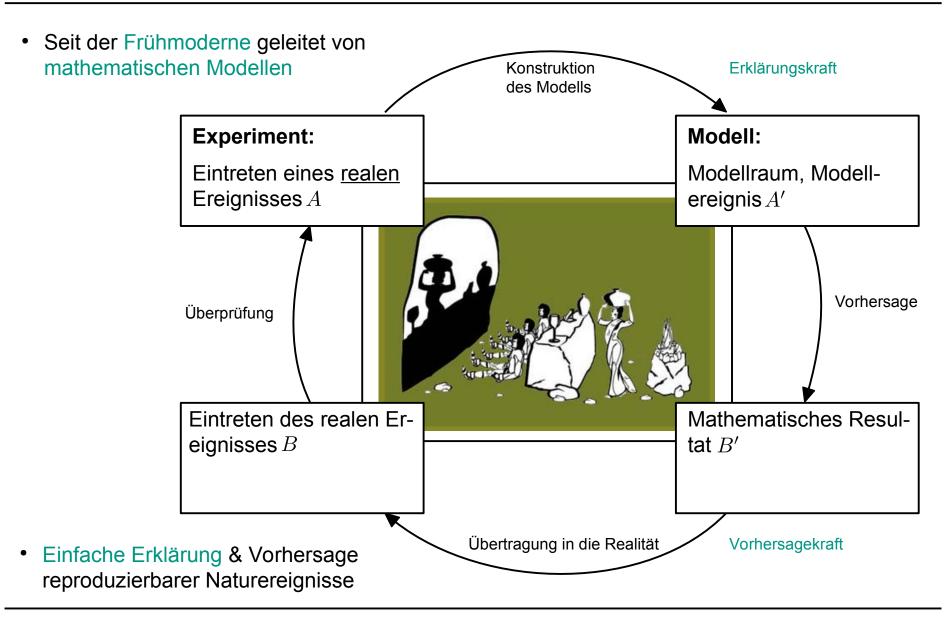


	Datum	Zeit	0rt	Veranstaltung/Ereignis
Мо	23.10.	13:00 14:30	Gaede-HS	Studenten Vorbesprechung
Do	26.10.	17:30 19:00	Gaede-HS	Einführungsvorlesung Datenverarbeitung
Мо	30.10.	13:30 19:00	P1	Erster Praktikumstag Mo-Gruppe Gemeinsame Besprechung Vorversuch
Мо	30.10.	19:00 - 20:00	30.23 SR 9-1	Fragestunde zur Datenverarbeitung
Do	02.11.	13:30 19:00	P1	Erster Praktikumstag Do-Gruppe Gemeinsame Besprechung Vorversuch
Мо	06.11.	13:30 19:00	P1	Zweiter Praktikumstag Mo-Gruppe Fälligkeit Protokoll des Vorversuchs
Do	09.11.	13:30 19:00	P1	Zweiter Praktikumstag Do-Gruppe Fälligkeit Protokoll des Vorversuchs

Danach läuft das P1 nach Plan, wie auf den Webseiten zum P1 angegeben.



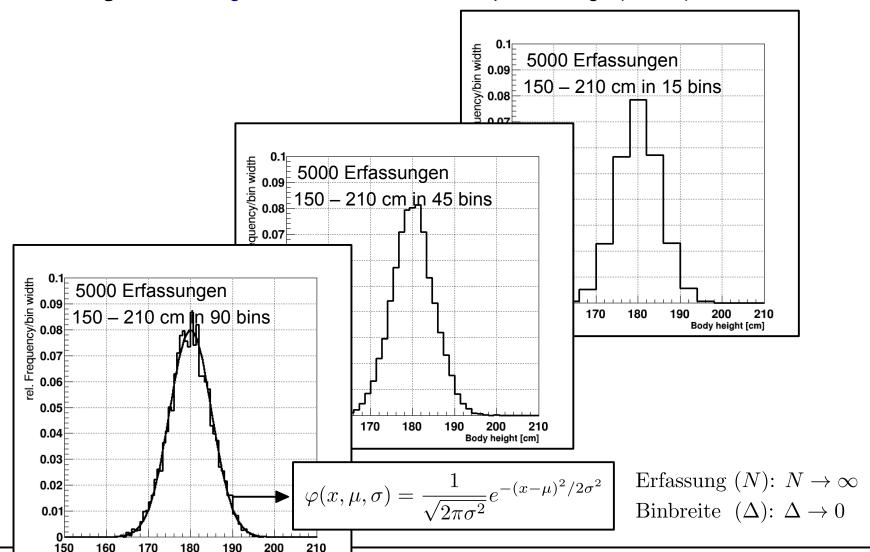
Erkenntnisgewinn seit Gallileis Zeiten



Histogramm → **Wahrscheinlichkeitsdichte**

Body height [cm]

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



http://ekpwww.physik.uni-karlsruhe.de/~rwolf/

Mittelwert der Stichprobe

Die Größe

$$\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i \le n} x_i$$

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

$$E[\overline{x}] = E\left[\frac{1}{n}\sum_{i\leq n} x_i\right] = \frac{1}{n}\sum_{i\leq n} E[x_i] = \frac{1}{n}\sum_{i\leq n} \mu = \mu$$

$$\operatorname{var}[\overline{x}] = E[\overline{x}^{2}] - E[\overline{x}]^{2} = E\left[\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_{i}\right)\left(\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}x_{j}\right)\right] - \mu^{2} = \frac{1}{n^{2}}\sum_{i,j=1}^{n}E[x_{i}x_{j}] - \mu^{2}$$
$$= \frac{1}{n^{2}}\left[\underbrace{(n^{2} - n)\mu^{2} + n(\mu^{2} + \sigma^{2})}_{}\right] - \mu^{2} = \sigma^{2}/n.$$

Dabei sind μ und σ^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:

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

Kovarianz

Analog zur Varianz definiert man die Kovarianz

$$cov[x, y] = E[(x - E[x]) (y - E[y])] = E[x y] - E[x]E[y]$$

zur Beschreibung der Beziehung zweier Zufallsvariablen x und y zueinander. Die Matrix

$$V_{xy} = \begin{pmatrix} \sigma_x^2 & \cos[x, y] \\ \cos[x, y] & \sigma_y^2 \end{pmatrix}$$

bezeichent man als Kovarianzmatrix. Die Größe

$$\rho_{xy} \equiv \frac{\text{cov}[x,y]}{\sigma_x \sigma_y}$$

als (linearen) Korrelationskoeffizienten.

- V_{xy} is symmetrisch, d.h. es gibt immer eine Hauptachsentransformation und reelle Eigenwerte
- $\rho_{xy} \in [-1, +1]$. Für unabhängige Zufallsvariablen gilt:

$$E[xy] = E[x]E[y]$$
 d.h. $\rho_{xy} = 0$

Korrelationskoeffizient der Stichprobe

Die Größe

$$r = \frac{\hat{V}_{xy}}{s_x s_y} = \frac{\sum (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})}{\sum (x_j - \overline{x})^2 \sum (y_k - \overline{y})^2} = \frac{\overline{xy} - \overline{x} \overline{y}}{\sqrt{(\overline{x^2} - \overline{x}^2)(\overline{y^2} - \overline{y}^2)}}$$

ist eine Schätzfunktion für den Korrelationskoeffizienten zweier einzelner Zufallsvariablen x und y. Sie hat den Erwartungswert und die Varianz:

$$E[r] = \rho - \frac{\rho(1-\rho^2)}{2n} + \mathcal{O}(1/n^2)$$

$$var[r] = \frac{1}{n}(1 - \rho^2)^2 + \mathcal{O}(1/n^2)$$