

Experimentelle Methoden

Vorlesung von Prof. Dr. apl. Horst Fischer im Sommersemester 2019

Markus Österle Damian Lanzenstiel

1. Juli 2019

Inhaltsverzeichnis

| | | |
|----------|--|-----------|
| 0 | Einführung | 3 |
| 0.1 | Wichtige Infos | 3 |
| 0.2 | Programm der Vorlesung | 3 |
| 1 | Wechselwirkung geladener Teilchen mit Materie | 4 |
| 1.1 | Klassische Betrachtung der Rutherfordstreuung | 4 |
| 1.2 | Energieverlust von Elektronen e^- und Positronen e^+ | 5 |
| 1.2.1 | Strahlungslänge | 6 |
| 2 | Wechselwirkungen von Quanten / Photonen | 7 |
| 2.1 | Photoeffekt | 7 |
| 2.2 | Compton Streuung | 7 |
| 2.3 | Paarbildung | 8 |
| 2.3.1 | Schwellen | 8 |
| 3 | Detektoren für die Orts- und Zeitmessung | 9 |
| 3.1 | Ionisationsdetektoren | 9 |
| 3.2 | Halbleiterzähler | 10 |
| 3.2.1 | Funktionsprinzip: | 10 |
| 3.2.2 | Grundlagen | 11 |
| 3.3 | Szintillationsdetektor | 11 |
| 3.3.1 | Funktionsprinzip | 11 |
| 3.4 | Photomultiplier | 11 |
| 4 | Teilchenidentifikation | 12 |
| 4.1 | Čerenkov Strahlung | 12 |
| 4.2 | Übergangsstrahlung | 13 |
| 4.3 | Kalorimeter | 13 |
| 5 | Statistik und Wahrscheinlichkeiten | 15 |
| 5.1 | Einführung | 15 |
| 5.2 | Verteilung einer Zufallsvariable | 17 |
| 5.2.1 | Diskussion der Verteilungsfunktion | 17 |
| 5.11 | Wichtige Verteilungen | 18 |
| 5.11.1 | Binomialverteilung | 18 |
| 5.11.2 | Poisson Verteilung | 19 |
| 5.11.3 | Gleichverteilung | 19 |
| 5.11.4 | Gauß-Verteilung / Normalverteilung | 20 |
| 7 | Stichproben und Schätzwerte | 21 |
| 7.0.1 | Def: Konsistenz | 21 |
| 7.0.2 | Def: Bias (Versatz) des Schätzwerts | 21 |
| 7.1 | Arithmetisches Mittel | 22 |

| | | |
|-----------|--|-----------|
| 7.1.1 | Def: | 22 |
| 7.1.2 | Def: Varianz der Stichprobe | 22 |
| 7.2 | Anmerkungen zu Unsicherheit | 22 |
| 8 | Schätzmethoden (Fit) | 24 |
| 8.1 | Maximum Likelihood | 24 |
| 8.2 | Methode der kleinsten Quadrate | 26 |
| 10 | Pulsform und Signalübertragung | 28 |
| 10.1 | Signale | 28 |
| 10.2 | Fourierzerlegung | 28 |
| 10.3 | Signalübertragung | 29 |
| 10.3.1 | Impedanzanpassung | 29 |
| 10.4 | Analoge Signalfilter | 30 |

Kapitel 0

Einführung

0.1 Wichtige Infos

Vorlesung Montag 14:15 - 15:45

Übungen ILIAS

Kontakt Horst Fischer Physikhochhaus Zi. 609
★hier fehlt was★ (email usw. Folie 1)

0.2 Programm der Vorlesung

- Grundlagen moderner Nachweissysteme
- Grundlagen der Statistik und Unsicherheitsbetrachtungen
- Grundlagen der Analogelektronik

Kapitel 1

Wechselwirkung geladener Teilchen mit Materie

Nachweis durch Wirkung des Teilchens auf die Materie

- Ionisation, Szintillation
- Čevenkov-, Übergangsstrahlung
- Rückstoß

⇒ Teilcheneigenschaften verändert

- Energieverlust
- Richtungsänderung
- Identitätsverlust

1.1 Klassische Betrachtung der Rutherfordstreuung

- stimmt mit QM in niederster Ordnung überein

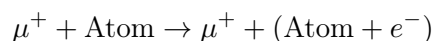
solange: „schwere Teilchen“

$v \gg v_e$ in Hülle

$\Delta E \gg$ Bindungsenergie von e^-

★hier fehlt eine Grafik★

Typisches Beispiel:



Coulomb-Kraft

$$F_{\parallel}(x) = F_{\parallel}(-x)$$
$$F_{\perp} = \frac{1}{4\pi\epsilon_0} \frac{z \cdot e \cdot Z \cdot e}{r^2} \frac{b}{|\mathbf{r}|}$$

Impulsübertrag

$$\Delta\rho_T = \int_{-\infty}^{\infty} F_{\perp} df = \frac{e^2}{4\pi\epsilon_0} \cdot \frac{2Z \cdot z}{\beta cb}$$

$\beta = \frac{v}{c}$ Mehr zum Thema und die genaue Rechnung findet man im Lehrbuch von Jackson.

Energieübertrag

[Folie: Energieverlust: klassisch nach Bohr]

$$\Delta E = \frac{\Delta \rho_T^2}{2M} = \frac{e^4}{(4\pi\epsilon_0)^2} \cdot \frac{Z^2 z^2}{M\beta^2 c^2 b^2} \propto \frac{1}{b^2}$$

bei Kohärenter Streuung

$$\frac{\Delta E \text{ Elektronenhülle}}{\Delta E \text{ Kern}} = \frac{2m_p}{m_e} \approx 4000$$

Hülle: $M = Z \cdot m_e$

Kern: $M = A \cdot m_p = 2Z \cdot m_p$

\Rightarrow Die Streuung am Kern ist vernachlässigbar

Der gesamte (mittlere) Energieverlust ist dann:

$$\langle dE \rangle = \int \underbrace{\Delta E \cdot 2\pi b \, db}_{\text{Volumenelement}} \cdot \underbrace{Z \cdot \frac{\rho \cdot N_A}{A}}_{=n_e} dx$$

Bethe-Bloch Beziehung

$$\begin{aligned} \left\langle \frac{dE}{dx} \right\rangle &= D \cdot \underbrace{\frac{Z \cdot \rho}{A}}_{\text{Medium}} \cdot \underbrace{\left(\frac{z}{\beta} \right)^2}_{\text{Projektil}} \cdot \underbrace{\ln \left(\frac{b_{\max}}{b_{\min}} \right)}_{\frac{1}{2} \ln \left(\frac{2m_e c^2 \gamma^2 \beta^2}{I} T_{\max} \right)} \\ &= D \cdot \underbrace{\frac{Z \cdot \rho}{A}}_{\text{Medium}} \cdot \underbrace{\left(\frac{z}{\beta} \right)^2}_{\text{Projektil}} \cdot \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2m_e c^2 \gamma^2 \beta^2}{I} T_{\max} \right) \end{aligned}$$

mit $I = \hbar\omega$: Ionisationspotential des Streuzentrums

und T_{\max} : der Energie des e^- tragen kann

[Folie: Energieverlust]

[Folie: Mittlerer Energieverlust nach Bethe Bloch]

[Folie: Relativistischer Anstieg]

[Folie: Materialabhängigkeit des mittleren Energieverlusts]

[Folie: Minimaler Energieverlust]

[Folie: Abhängigkeit vom Ionisationspotential]

[Folie: Reichweite von Teilchen in Materie]

[Folie: Bragg-Kurve](Einstrahl-Tiefe in einen Menschen)

[Folie: Anwendung Teilchenidentifizierung]

[Folie: Energieverlust von Teilchen durch Ionisation]

1.2 Energieverlust von Elektronen e^- und Positronen e^+

Bremsstrahlung führt zu zusätzlichem Energieverlust.

$$E_K \approx \frac{600 \dots 700}{Z} \text{ MeV} \quad \text{kritische Energie}$$

Z des Materials. Unterschiede zwischen fest, flüssig, gasförmig.

| Material | E_K |
|----------|----------|
| Luft: | 84,0 MeV |
| Pb: | 7,4 MeV |

$$\left. \frac{dE}{dx} \right|_{\text{Brems}} \propto \frac{Z^2}{m^2} \quad \begin{array}{l} \text{Target} \\ \text{Projektil} \end{array}$$

Bremsstrahlung wichtig für e^\pm

$$\frac{m_\mu^2}{m_e^2} \left(\frac{100}{0,5} \right)^2 = 40000$$

(Eigentlich 105 statt 100)

Bremsstrahlung führt zu

$$\begin{aligned} \frac{dE}{dx} &= E_e \cdot 4\alpha r_e^2 N_A \frac{\rho Z}{A} \left\{ \ln \frac{183}{Z^{1/3}} + \frac{1}{18} - f(z) \right\} \\ f(z) &= \alpha Z \left\{ \frac{1}{1 + \alpha^2 Z^2} + 0.2 + \mathcal{O}(\alpha Z^2) \right\} \end{aligned}$$

α : gemessene Konstante $\alpha = 5,3$ für H | 3 Pb

1.2.1 Strahlungslänge

$$\frac{1}{L_{\text{rad}}} = 4\alpha r_e^2 N_A \frac{\rho Z}{A} \left\{ \ln \frac{183}{Z^{1/3}} + \frac{1}{18} - f(z) \right\} = \frac{dE}{dx} \cdot \frac{1}{E_e}$$

(Die Formale stammt von Bether Heitler).

Die Strahlungslänge ist die Distanz, in der die e^\pm den Bruchteil $(1 - 1/e)$ der Energie durch Bremsstrahlung verlieren.

$$\left. \frac{dE}{dx} \right|_{\text{Brems}} = \frac{E_e}{L_{\text{rad}}}$$

Kapitel 2

Wechselwirkungen von Quanten / Photonen

2.1 Photoeffekt

Photoeffekt = Absorption eines Photons ist gebunden an Hüllenelektron

$$\gamma e^- A \rightarrow e^- A^+$$

★hier fehlt eine Grafik★

Wichtig $E_\gamma \gtrsim E_{\text{bindung}} \approx \mathcal{O}(100 \text{ keV})$. 10% der WW an e^- der inneren Schalen.

$$\sigma_{\text{tot}} \propto Z^5 \cdot \left(\frac{m_e c}{E_\gamma} \right)^{-7/2}$$

Wichtig: $\sigma_{\text{Photoeffekt}}$ ist pro Atom

2.2 Compton Streuung

[Folie: Wechselwirkung von Photonen mit Materie]

Streuung an quasi-freien e^- :

★hier fehlt eine Grafik★

Energie & Impulserhaltung

$$E_{\gamma'} = \frac{E_\gamma}{1 + \frac{E_\gamma}{m_e c^2} (1 - \cos \theta)}$$

$$\lambda_{\gamma'} = \lambda_\gamma + \lambda_C (1 - \cos \theta)$$

Compton Wellenlänge

$$\lambda_C \leq \frac{\hbar}{m_e c^2} = \frac{r_e}{\alpha_{\text{em}}} = 39 \cdot 10^{-13} \text{ m}$$

Wichtig:

$$E_{\gamma'}^{\text{max}}(\theta = 0) = E_\gamma$$

$$E_{\gamma'}^{\text{min}} = \frac{E_\gamma}{1 + 2 \frac{E_\gamma}{m_e c^2}}$$

Wegen der Impulserhaltung gilt:

$$\theta_e^{\text{max}} \leq \frac{\pi}{2}$$

Wirkungsquerschnitt (aus der Quantenelektrodynamik (QED))

$$\sigma_{\text{Compton}} \propto \frac{1}{E_\gamma} \cdot \ln \frac{2E_\gamma}{m_e c^2}$$

Erzeugung hochenergetischer Photonen durch inverse Compton-Streuung.

2.3 Paarbildung

Paarbildung ist nur möglich in der Nähe eines Kerns (wegen Energie- und Impulserhaltung).

2.3.1 Schwellen

$$E_\gamma > 2m_e \approx 1,02 \text{ MeV} \quad \text{im Kernfeld}$$

$$E_\gamma > 4m_e \approx 2,04 \text{ MeV} \quad \text{im Elektronenfeld}$$

$$\gamma + A \rightarrow e^- e^+ (A)$$

★hier fehlt eine Grafik★

$$\gamma + e^- \rightarrow e^- e^+ e^-$$

(Indent-Reaktion)

★hier fehlt eine Grafik★

$$\sigma_{\text{Paar}} \propto \ln 183 Z^{-1/3} \propto \frac{1}{L_{\text{rad}}}$$

Insgesamt erhalten wir also für den Photoeffekt, die Compton-Streuung und die Paarbildung zusammen:

$$\sigma_{\text{tot}} \propto \sigma_{\text{Photo}} + \sigma_{\text{Compton}} + \sigma_{\text{Paar}}$$

$$\sigma_\gamma \propto c_1 Z^5 E^{7/2} + c_2 Z \frac{1}{E} \ln E + c_3 Z^2$$

Minimum bei $\mathcal{O}(10 \text{ MeV})$

\Rightarrow große Reichweite !

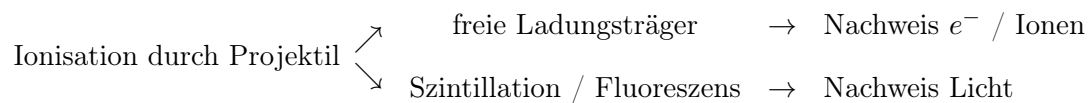
Kapitel 3

Detektoren für die Orts- und Zeitmessung

Programm Heute:

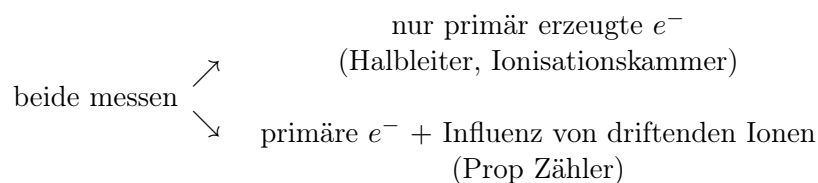
- Ionisationsdetektoren
- Szintillation
- Photomultiplier (PM)

„Rekation“ im Material auf elektrische geladenes Teilchen oder Quanten



3.1 Ionisationsdetektoren

- mit flüssigem oder gasförmigen Edelgas + Beimischungen als „Quentscher“
- Halbleiter



★hier fehlt eine Grafik★ Strohalmdetektor

Elektrisches Feld aus statischen Maxwellgleichungen:

$$\begin{aligned}\nabla \cdot \mathbf{E} &= \frac{1}{\varepsilon_0} \rho \\ \int_S \mathbf{E} d\mathbf{S} &= \frac{1}{\varepsilon_0} \int_V \rho dV\end{aligned}$$

auf Drahtlänge Δz befindet sich die Ladung ΔQ

$$\begin{aligned}E(r) \cdot 2\pi r \Delta z &= \frac{1}{\varepsilon_0} \Delta Q \\ \Rightarrow E(r) &= \frac{1}{2\pi\varepsilon_0} \frac{1}{r} \frac{dQ}{dz}\end{aligned}$$

Das \mathbf{E} -Feld wird durch angelegte Spannung erzeugt. Aus der Abbildung oben folgt dann:

$$\int_{r_i}^{r_a} E(r) dr = U = \frac{1}{2\pi\epsilon_0} \cdot \ln\left(\frac{r_a}{r_i}\right) \cdot \frac{dQ}{dz}$$

$$E(r_0) = \frac{U}{r_0 \ln\left(\frac{r_a}{r_i}\right)}$$

[Folie: Arbeitsbereiche von Gasionisationsdetektoren]

[Folie: Funktionsprinzip Gasionisationsdetektoren]

Ionisationszähler → Dosimetrie / Dosimeter

Proportionalitätsbereich → Teilchennachweis (Ort und Zeit)

Geiger Müller Zähler ist selbst verstärkend → keine extra Geräte notwendig

Elektronen & Ionen, die im Abstand r_0 erzeugt werden driften zur Anode/Kathode.

z.B.

$$\Delta t^- = \int_{r_i}^{r_a} \frac{dr}{\theta_0^-} = \int_{r_i}^{r_a} \frac{dr}{\mu^- \cdot E} = \frac{\ln\left(\frac{r_a}{r_i}\right)}{2\mu^- E}$$

[Folie: Eigenschaften von Edelgasen]

[Folie: Vieldrahtproportional- und Driftkammern]

[Folie: MICROMEGAS]

[Folie: GEM / THGEM]

3.2 Halbleiterzähler

Kristallines Si & Ge. Ideoal für $\frac{dE}{dx}$ hochauflösende Ortsmessung

3.2.1 Funktionsprinzip:

- Diode in Sperrrichtung
- ionisierende Strahlung erzeugt e^- /Loch Paare
- äußere Betriebsspannung saugt e^- /Löcher ab

Vorteile:

a) $\langle E \rangle$ zur Erzeugung eines e^- /Loch Paars $\langle E \rangle_{\text{Si}} = 3,6 \text{ eV}$ und $\langle E \rangle_{\text{Ge}} = 2,8 \text{ eV}$.

Zum Vergleich $\langle E \rangle_{\text{Gas}} \approx 10.40 \text{ eV}$ und $\langle E \rangle_{\text{Szint}} = 100 \text{ eV}-1 \text{ keV}$

b) hohe spezifische Dichte $\Rightarrow \frac{dE}{dx}$ groß

c) sehr schnelle ★hier fehlt was★

d) kompakte ★hier fehlt was★

3.2.2 Grundlagen

Festkörper:

★hier fehlt eine Grafik★

Direkte Rekombination $\mathcal{O}(s)$ weil e^- & Loch Energie- und Impulserhaltung.

[Folie: Funktionsprinzip (Halbleiter)]

[Folie: Funktionsprinzip: Streifenzähler]

[Folie: Ultrasonic Bonding]

[Folie: ATLAS Silizium Spurdetektor]

[Folie: Silizium Detektoren als Spur Detektor (CMS: Currently the Most Silicon)]

[Folie: Halbleiter-Pixelzähler]

[Folie: Zukunft: 3D-Technologie]

3.3 Szintillationsdetektor

$\frac{dE}{dx} \rightarrow$ Anregung der Atome/Moleküle \rightarrow Lichtemission $\propto \frac{dE}{dx}$.

Wichtig dabei ist die Transparenz des Detektors für das erzeugte Licht. Vorteilhaft ist deswegen, wenn die Spektralemission im sichtbaren Bereich ist.

Typen:

- organische Kristalle, Flüssigkeiten oder Plastik
- anorganische Kristalle
- flüssige, gasförmige Edelgase

3.3.1 Funktionsprinzip

a) Anorganisch

- Dotieren mit Farbzentren (Aktivatorzentren) (Leerstellen im Gitter)
- Ionisation führt zu freien e^-
- \Rightarrow Rekombination in Aktivatorzentren \rightarrow Anregung selbige \rightarrow Übergang in Grundzustand unter ★hier fehlt was★ } $\mathcal{O}(\mu s)$

b) Organisch

- Ionisation & Anregung von Molekülen
- \rightarrow emittiert beim Zerfall UV- Licht + Wellenlängenverschiebung \Rightarrow sichtbares Licht

[Folie: Szintillatoren]

[Folie: Einsatzprinzip]

[Folie: Emission]

[Folie: Organische Szintillatoren - Licht Absorption]

3.4 Photomultiplier

[Folie: Photomultiplier]

[Folie: Quanteneffizienz]

[Folie: PMT und Szintillator Handhabung]

Kapitel 4

Teilchenidentifikation

Programm Heute

- Cherenkov Strahlung
- Übergangsstrahlung
- Energiemessung
- Elektromagnetische Kalorimeter
- Hadronische Kalorimeter

4.1 Čerenkov Strahlung

★hier fehlt eine Grafik★

Čerenkov Strahlung wird emittiert wenn $v > v_{\text{Phase}}(\text{Medium})$ also bei $\beta > \frac{1}{n_{\text{Medium}}}$.

Der Abstrahlwinkel ist:

$$\cos \theta = \frac{1}{\beta \cdot n} = \frac{v_{\text{Phase}}(\text{Medium})}{v_{\text{Teilchen}}} \Rightarrow \frac{c}{n} \cdot \frac{1}{v_{\text{Teilchen}}}$$

mit n dem Brechungsindex im Medium.

Der maximale Abstrahlwinkel ϑ :

$$\Theta^{\max} = \arccos \frac{1}{n}$$

Schwellenenergie E_s ab der Čerenkov Strahlung auftritt

$$\gamma_s = \frac{E_s}{mc^2} = \frac{1}{\sqrt{1 - \beta_s^2}} = \frac{1}{\sqrt{1 - \frac{1}{n^2}}}$$

[Folie: Leuchten eines Kernreaktors]

[Folie: Čerenkov Effekt]

Anzahl emittierter Photonen

$$\frac{d\mu}{d\lambda} = 2\pi\alpha Z^2 \left(1 - \frac{1}{(p_n)^2}\right) \frac{d\lambda}{\lambda^2} \approx 2\pi\alpha Z^2 \frac{\lambda_2 - \lambda_1}{\lambda_1 \lambda_2} \sin^2 \theta$$

$n = n(\lambda)$

für [400 nm, 700 nm] $\frac{dN}{dx} \approx$ ★hier fehlt was★

$$\left(\frac{dE}{dx}\right)_{\check{C}} \approx 10^{-2} \left(\frac{dE}{dx'}\right)_{\text{Ionis}}$$

als Radiator: alle transparente Stoffe: NaCl, Diamant, Bleiglas, H₂O.

[Folie: Čerenkov Winkel vs. Teilchengeschwindigkeit]

[Folie: Photonenausbeute]

[Folie: Verschiedene Typen]

4.2 Übergangsstrahlung

★hier fehlt eine Grafik★

Teilchen + Spiegelladung \Rightarrow veränderlicher Dipol \Leftrightarrow Übergangsstrahlung

★hier fehlt was★

Abstrahlungscharakteristik

$$\frac{dE}{d\omega d\Omega} = \frac{h\alpha}{\pi^2} \beta^2 \cdot f(\theta)$$

ω : Plasmafrequenz

a) nicht relativistischer Fall $f(\theta) = \sin^2 \theta$

b) relativistischer Fall $f(\theta) = \frac{\sin^2 \theta}{1 - \beta \cos^2 \theta}$

c) $v = \frac{E}{m} \gg 1000$ u.s. Bereich der Röntgenstrahlung

Polarisationsebene definiert durch

- bewegte Ladung
- Abstrahlrichtung des Photonen

Bsp e^- mit $E = 15$ GeV, $\gamma_e = 30000$, $\gamma_\pi = 110$

Wahrscheinlichster Abstrahlwinkel:

$$\theta \approx \sqrt{\frac{1}{\gamma^2} + \frac{\omega_p}{\omega}} \approx \frac{1}{\gamma}$$

\Rightarrow **Kein Grenzwinkel!** verstärkung des Effekts durch mehrfache Übergänge zwischen Medien.

[Folie: Winkelverteilung Übergangsstrahlungsstrahlung]

[Folie: Übergangsstrahlungsdetektoren]

4.3 Kalorimeter

Aufgabe: Messung der Gesamtenergie in Abhängigkeit von der Bauweise

- homogene Schauerzähler/Kalorimeter
- sampling Schauerzähler/Kalorimeter (Stichprobenmessung) \rightarrow Einfluss auf die Auflösung bei der Energiemessung

a) Elektron-Photon Schauer
Einfache Abschätzung

$$N_{e^\pm, \gamma} \approx 2^t \quad E(t) \approx \frac{E_0}{2^t}$$

t : konstante Zeit / Eindringtiefe Schnitte

$x_0 = \frac{1}{C_{\text{RAD}}}$ Strahlungslänge

- Elektronen: $1 - \frac{1}{e} \approx 63\%$ der Energie wird durch Abstrahlung in Photonen abgegeben

- Photonen $1 - \frac{1}{e^{7/9}} \approx 54\%$ Intensität geht durch e^+, e^- Paarbildung verloren

$$t_{\max} = \frac{\ln E_0/E_{\text{Krit}}}{\ln 2} \approx 10,5 X_0$$

$$N_{\max} = \frac{E_0}{E_{\text{Krit}}} \approx 1400 \text{ für } Z = 82$$

genau auf $O(x_3, \dots, x_5)$ genauer mit EGS GEANT

$$\frac{dE}{dt} \propto t^a e^{-bt}$$

mit $t = \frac{x}{x_0}$ (Anzahl Strahlungslängen)

★hier fehlt was★

[Folie: Bremsstrahlung (Bethe-Heitler)]

[Folie: Naives Schauerbild]

[Folie: Longitudinal und Transverse Schauer Profile]

[Folie: Longitudinale Schauerentwicklung]

Kapitel 5

Statistik und Wahrscheinlichkeiten

Literatur

- S.Brandt „Datenanalyse“
- G.Cowan „Statistical Data Analysis“
- R.Barlow „A Guide to the Use of Statistical Methods in Physical Sciences“
- F.James „Statistical and Computational Methods in Experimental Physics“

[Folie: Einführung: Compass Experiment]

[Folie: Einführung in die Statistik]

5.1 Einführung

2 mögliche Ansätze

a) **Frequentist (Zählmensch) Axiome:**

Ereignismenge:

$$E := \{\dots, A, B\}$$

1)

$$P(A) \geq 0 \quad \forall A \in E$$

2)

$$\sum_{A \in E} P(A) = 1 \quad \Rightarrow \quad \text{d.h.} \quad P(E) = 1$$

wenn A_i tatsächlich Ereignisse sind, dann schließen sich A und B gegenseitig aus

3)

$$P(A \wedge B) = P(A) + P(B)$$

nur gültig für den Fall A, B exklusiv

\vee : oder \neg : nicht

\wedge : und \setminus : ohne

$$P(A \wedge \overline{A}) = P(A) + P(\overline{A}) = 1$$

$$\Rightarrow \quad 0 \leq P(A) \leq 1$$

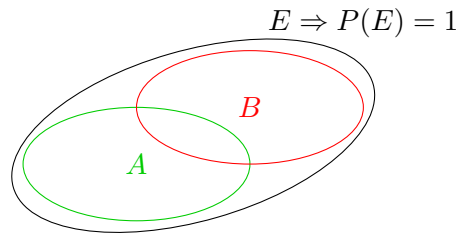


Abbildung 5.1: Gesamtmenge E aller Ereignisse und zwei Ereignisse $A, B \in E$.

$$P(A + B + \dots) = P(A) + P(B) + \dots$$

$$P(\bar{A}) = P(E \setminus A) = 1 - P(A)$$

$$P(A \vee B) = P(A) + P(B) - P(A \wedge B)$$

$$P(A \wedge B) = P(A) + P(B) - P(A \vee B)$$

$$(A \wedge B) + P(A \vee B) = P(A) + P(B)$$

b) Bayes Statistik (bedingte Wahrscheinlichkeit)

$$P(B|A) = \frac{P(A \wedge B)}{P(A)}$$

Allgemein:

$$P(A|B) = \frac{P(B|A) \cdot P(A)}{\sum_i P(B|A_i) \cdot P(A_i)}$$

Beispielrechnung:

Es gibt eine Krankheit und 0,1% der Bevölkerung sind erkrankt (Durchsendung). Es gibt einen Test um die Krankheit festzustellen mit einer 98% Effizienz ($\hat{=}$ Gewissheit) und 3% Fehllalarm ($\hat{=}$ Reinheit)

Frage: Was ist die Wahrscheinlichkeit erkrankt zu sein bei einem positiven Testergebnis (Befund) $P(\text{krank}|+)$

$$P(\text{krank}) = 0,001$$

$$P(\text{gesund}) = 0,999$$

$$P(+|\text{krank}) = 0,98$$

$$P(-|\text{krank}) = 0,02$$

$$\text{Fehllalarm: } P(+|\text{gesund}) = 0,03$$

$$P(-|\text{gesund}) = 0,97$$

$$\begin{aligned} P(\text{krank}|+) &= \frac{P(+|\text{krank}) \cdot P(\text{krank})}{P(+|\text{krank}) \cdot P(\text{krank}) + P(+|\text{gesund}) \cdot P(\text{gesund})} \\ &= \frac{0,98 \cdot 0,001}{0,98 \cdot 0,001 + 0,03 \cdot 0,999} = 0,032 \end{aligned}$$

Die Wahrscheinlichkeit, bei einem positiven Testergebnis, krank zu sein ist also nur 3,2%!!!

5.2 Verteilung einer Zufallsvariable

Population Alle möglichen Ereignisse/Messungen

Stichprobenraum Untermenge ausgewählter Stichproben

Zufallsvariable • diskret

• kontinuierlich

Verteilung einer Zufallsvariable x mit $-\infty \leq x \leq +\infty$

Wahrscheinlichkeitsverteilung Beispiel: Würfel $P = \frac{1}{6}$

★hier fehlt eine Grafik★ Wkeit.vert. Würfel

$$F(x) = \sum_{i=1}^{\max(x)} xp_i$$

monoton. $\max(x)$ = ist der größte Wert für x .

Wahrscheinlichkeitsdichte von x

$$f(x) = \frac{dF}{dx} = F'(x)$$

ist das Maß für die Wahrscheinlichkeit X eines Ereignisses X

$$x \leq X \leq x + dx$$

★hier fehlt eine Grafik★ ★hier fehlt eine Grafik★

[Folie: Histogrammdarstellung]

5.2.1 Diskussion der Verteilungsfunktion

- a) falls die Wahrscheinlichkeitsdichte differenzierbar ist
 \Rightarrow **Wahrscheinlichster Wert**

$$\frac{d}{dx}f(x) = 0 \quad \frac{d^2}{dx^2}f(x) < 0$$

- b) **Median** $x_{0.5}$ (50% der Werte kleiner, 50% der Werte größer)
oder auch: Verteilungsfunktion hat den Wert; $\frac{1}{2}$

$$F(0.5) = P(X < x_{0.5})$$

$$\Rightarrow \int_{-\infty}^{x_{0.5}} f(x) dx \stackrel{!}{=} 0.5$$

analog geht man vor für die Momente der Verteilung:

$$E(x^n) = \int_{-\infty}^{\infty} x^n f(x) dx$$

hängt ab von der Wahrscheinlichkeitsdichteverteilung.

Mittelwert (erstes Moment)

$n = 1$

$$\mu = E(x) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$$

Streuung um Mittelwert

$$E(x - \mu)^n = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^n f(x) dx$$

um den Wahren Wert μ .

Varianz

$n = 2$

$$E(x - \mu)^2 = E(x^2) - \mu^2 = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx$$

bei $n = 3$: Schiefe

5.11 Wichtige Verteilungen

Motivation

Experiment + Theorie \rightarrow PDF $f(N, \bar{E}, w)$.

5.11.1 Binomialverteilung

Versuch mit zwei möglichen Ereignissen A und \bar{A} Z.B. Münzwurf. Die Wahrscheinlichkeiten dafür sind jeweils $P(A) = p$ und $P(\bar{A}) = 1 - p = q$. Bei N Wiederholungen des Versuchs ist die Wahrscheinlichkeit für

$$X = (\underbrace{A, A, A, \dots, A}_n, \underbrace{\bar{A}, \bar{A}, \bar{A}, \dots, \bar{A}}_{N-n})$$

gleich

$$P(X) = p^n \cdot q^{N-n}$$

Diese Ereignisse können an

$$\binom{N}{n} = \frac{N!}{n!(N-n)!}$$

auftreten.

$$B = f(n, N, p) = \binom{N}{n} p^n q^{N-n}$$

mit der Anzahl des Auftretens von A als Laufparameter $n \in \mathbb{N}_0$.

Erwartungswert

$$E(B(N, p)) = \sum_{n=0}^N n \binom{N}{n} p^n q^{N-n} = \dots = N \cdot p$$

Summenregel für Erwartungswerte

$$E[X_1 + \dots + X_N] = E[X_1] + E[X_2] + \dots + E[X_N] = NE[X_1] = N \cdot p$$

Varianz

$$V[n] = E[n^2] - E[n]^2 = N \cdot p(1-p) = Npq$$

Beispiel 1: Münzwurf wird übersprungen.

Beispiel 2: 10 Exp Messungen einer Größe

Fehler mit $p = 0,683$ liegt der Wahre Wert in dem Intervall $[x, \pm\sigma]$

$$B(10, 10, 0,683) = 0,683^{10} \approx 0,02$$

Man würde also erwarten, dass die Fehler überschätzt wurden.

5.11.2 Poisson Verteilung

Beschreibt im Wesentlichen die Binomialverteilung im Grenzfalle für $N \rightarrow \infty$ und $p \rightarrow 0$. $\Rightarrow N \cdot p = \nu$ endlich.

$$B(n, N, p) \rightarrow f(n, \nu) = \frac{\nu^n}{n!} e^{-\nu}$$

Erwartungswert

$$E[n] = \sum_{n=0}^{\infty} n \cdot \frac{\nu^n}{n!} \cdot e^{-\nu} = \sum_{n=1}^{\infty} n \cdot \frac{\nu^n}{n!} \cdot e^{-\nu} = \nu e^{-\nu} \underbrace{\sum_{n=1}^{\infty} \frac{\nu^{n-1}}{(n-1)!}}_{e^{\nu}} = \nu$$

Varianz

$$V[n] = \sum_{n=0}^{\infty} (n - \nu)^2 \frac{\nu^n}{n!} e^{-\nu} = \nu$$

Standardabweichung $\sigma = \sqrt{\nu}$

Beispiel 3: 50 Szintillatoren 1 Jahr Messen

$$P(A) = 0,01 = 1\%$$

Wobei $A \hat{=}$ Szintillator kaputt nach ≤ 1 Jahr

$$\text{Binomial : } B(0, 50, 0,01) = \binom{50}{0} 0,01^0 \cdot 0,99^{50} = 0,067$$

$$\text{Poisson : } f(0, 0,5) = e^{-0,5} = 0,607$$

$$\nu = N \cdot p = 0,5$$

5.11.3 Gleichverteilung

$$f(x; \alpha, \beta) = \begin{cases} \frac{1}{\beta - \alpha} & \alpha \leq x \leq \beta \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Erwartungswert und Varianz:

$$E[x] = \frac{1}{2}(\alpha + \beta)$$
$$V[x] = \frac{1}{12}(\beta - \alpha)^2$$

5.11.4 Gauß-Verteilung / Normalverteilung

Definition einer Wahrscheinlichkeitsdichte:

1. $f(x) \geq 0 \quad \forall x$
2. $f(x)$ muss integrierbar sein.
3. $\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$

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

2 Parameter:

- μ = Mittelwert
- σ = Standardabweichung

Erwartungswert

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f(x; \mu, \sigma^2) dx = \dots = \mu$$

Varianz

$$V[X] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \cdot f(x; \mu, \sigma^2) dx = \dots = \sigma^2$$

Verteilungs Dichte (PDF) $\xrightarrow{\text{Integration}}$ Verteilungsfunktion (CDF)

Oft betrachtet man die Standard Normalverteilung:

$$\mu = 0 \quad \sigma = 1$$

$$x = \frac{x}{\sigma} - \mu$$

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$$

Verteilungsfunktion der Standard Normalverteilung

Kapitel 7

Stichproben und Schätzwerte

Die **Grundgesamtheit** entspricht allen (unendlich vielen) Werten. Die **Stichprobe** 1 und die Stichprobe 2 sind Teilmengen davon.

Stichprobenvektor $\mathbf{X}(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$ entspricht der Durchführung eines Experiments.

Die Wahrscheinlichkeitsdichte ist:

$$f(X) = f(x_1) \cdot f(x_2) \cdot \dots \cdot f(x_n)$$

Die Aufgabe ist es dann die Wahrscheinlichkeitsdichte zu beschreiben mit

$$f(X, \theta)$$

mittels einer geeigneten Schätzung.

θ : unbekannter wahrer Parameter

$\hat{\theta}$: Schätzwert von θ (Achtung: ebenfalls Zufallsvariable).

7.0.1 Def: Konsistenz

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\hat{\theta} - \theta| \geq \varepsilon) = 0$$

\Rightarrow d.h. Messung ist sinnvoll. Konsistenz ist Mindestanforderung an guten Schätzwert.

Schätzwert finden: Parameter Anpassen

7.0.2 Def: Bias (Versatz) des Schätzwerts

Erwartungswert für Schätzwert $\hat{\theta}$:

$$E[\hat{\theta}(x)] = \int \int \int \hat{\theta}(x) f(x_1) f(x_2) f(x_3) \cdot \dots \cdot f(x_n) dx_1 \dots dx_n$$

Der Bias ist dann:

$$b = E[\hat{\theta}] - \theta$$

Asymptotische Erwartungstreue bedeutet:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} b \rightarrow 0$$

$\hat{=}$ “unbiased” Messung

7.1 Arithmetisches Mittel

7.1.1 Def:

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

\bar{x} : Stichprobenmittel \neq Erwartungswert $E[X] = \mu$

Gesetz der großen Zahlen $n \rightarrow \infty \Rightarrow \bar{x} \rightarrow \mu$

$$E[X] = E\left[\frac{1}{n} \sum x_i\right] = \frac{1}{n} \sum \mu_i = \mu$$

d.h. Mittelwert ist ohne Bias.

7.1.2 Def: Varianz der Stichprobe

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2$$

Faktor $\frac{1}{n-1}$ so gewählt, dass $E[s^2] = \sigma^2$

Analog für Wertepaare

Kovarianz

$$\begin{aligned} V_{xy} &= \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \\ &= \frac{n}{n-1} (\overline{xy} - \bar{x}\bar{y}) \end{aligned}$$

7.2 Anmerkungen zu Unsicherheit

a) Statistische Unsicherheit

- statistische Fluktuationen
- zugrundeliegende Verteilung falsch angenommen
- Messbedingungen identisch?
- Weglassen von Datenpunkten

Beispiel: Messung mit Untergrund:

★hier fehlt eine Grafik★

gegeben: Messgröße $\bar{x}_s = E[x_s]$

Sei Erwartungswert der Ereignisklasse „Signal“ mit Wahrscheinlichkeitsverteilung $f_s(x)$ und sei nicht trennbar von Untergrund. Der Anteil des Untergrunds ist $\alpha \pm \delta\alpha$.

Lösung: Unterteilen der Signalregion in 5σ weg vom Signal \rightarrow 2 Messreihen

1.) Bestimme

$$\bar{x}_n = E[x_n] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

in Signalfreier Region.

Varianz:

$$\sigma^2(\bar{x}_n) = \frac{\sum x_i^2 - m\bar{x}_n^2}{m(m-1)} = \frac{s_n^2}{m}$$

2.) Bestimme

$$\bar{x}_n = E[x_n] = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

mit Varianz

$$\sigma^2(\bar{x}) = \frac{\sum x_i^2 - n\bar{x}_n^2}{n(n-1)} = \frac{s^2}{n}$$

Wahrscheinlichkeitsverteilung in Signalregion:

$$f(x) = (1 - \alpha)f_s(x) + \alpha f_u(x)$$

$$E[x] = (1 - \alpha)E[x_s] + \alpha E[x_n]$$

$$\bar{x}_s = \frac{1}{1 - \alpha}\bar{x} - \frac{1}{1 - \alpha}\bar{x}_n \pm d$$

$$d^2 \frac{1}{(1 - \alpha)^2} \frac{s^2}{n} + \frac{\alpha^2}{(1 - \alpha)^2} \frac{s_n}{m} + \left(\frac{\bar{x} - x_u}{(1 - \alpha)^2} \right)^2 \delta \alpha^2$$

b) Systematische Unsicherheiten

Bsp.: Metermaß falsch skaliert. Messungen werden in gleicher Weise beeinträchtigt
⇒ Messungen untereinander konsistent also falsch. können zu Bias führen.

Unabhängige Systematische Unsicherheiten

$$\sigma_{\text{sys}}^2 = \sigma_{\text{sys1}}^2 + \sigma_{\text{sys2}}^2 + \dots$$

Am besten immer den statistischen und systematischen Fehler (Unsicherheit) getrennt angeben. z.B.:

$$l = (1 \pm 0,5(\text{stat}) \pm 0,1(\text{syst}))$$

Kapitel 8

Schätzmethoden (Fit)

8.1 Maximum Likelihood

gegeben: Zufallsvariablen $X = \{x_1, x_2, x_3, \dots\}$

Annahme: Wahrscheinlichkeitsdichte $f : f(x, \theta)$ (= Hypothese)

gesucht: Parameter $\theta = (\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots)$

Bei n wiederholten Messungen von x ist die Wahrscheinlichkeit x_i im Intervall $x_i \pm dx_i$ zu finden $P(x, \theta)$. Für n Messungen gilt:

$$P(x, \theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta) dx_i$$

$P(\theta)$:

- groß wenn Hypothese & Parameter richtig
- klein, falls H- oder P. falsch sind

generelle Likelihood-Funktion

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta)$$

Suche das Maximum:

$$\frac{dL}{d\theta_i} = 0 \quad i = 1, \dots, n$$

welches der beste Schätzwert für Parametersatz $\theta : \{\theta_1, \dots, \theta_n\}$

Im allgemeinen in der Praxis sucht man oft das Minimum der negativen Likelihood:

$$L(\theta) \rightarrow -\ln(L(\theta))$$

Logarithmus sorgt dafür, dass das Produkt zu einer Summe wird (stammt auf Effizienzgründen in der Programmierung solcher Algorithmen).

Die Vorteile der Maximum Likelihood Methode:

- Einfache Anwendung
- erfordert kein „binning“ der Messwerte

Die Nachteile:

- Analytische Berechnung der Varianz des für θ (also auf den Schätzer) schwierig

Möglichkeiten die Varianz zu bestimmen:

- grafisch
- Monte Carlo Simulationen
- Rao Cramé-Fressnell Ungleichung

$$V[\theta] \geq \left(1 + \frac{d\sigma}{d\theta}\right)^2 \bigg/ E \left[-\frac{d^2 \ln(L)}{d\theta^2} \right]$$

„=“ Zeichen gilt für effiziente Schätzer (in meisten Fällen angenommen). $\frac{d\sigma}{d\theta}$ wird meistens „= 0“ gesetzt.

d.h. $\sigma = E[\theta] - \theta = 0$

Beispiel: Bestimmung mittlerer Lebensdauer τ für Zerfall eines Kern

a)

$$f(t, \tau) = \frac{1}{\tau} e^{-\frac{t}{\tau}}$$

mit $\tau = \frac{1}{\lambda}$ und λ der Zerfallskonstante

$$\ln(L(\tau)) = \sum_{i=1}^n \ln(f(t_i, \tau)) = \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{1}{\tau} - \frac{t_i}{\tau}\right)$$

$$\frac{d \ln(L)}{d\tau} \stackrel{!}{=} 0 \Rightarrow \hat{\tau} = \frac{1}{n} \sum t_i$$

d.h. M_0, L_0 ist arithmetisches Mittel aller gemessener Werte t_i mit Erwartungswert

$$\begin{aligned} E[\hat{\tau}(t_1, t_2, \dots, t_n)] &= \int \dots \int \hat{\tau}(t_1, t_2, \dots, t_n) f(t_1, t_2, \dots, t_n; \tau) dt_1, \dots, dt_n \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \tau = \tau \end{aligned}$$

das entspricht dem Erwartungswert ohne Bias.

b) Bestimmung der Zerfallskonstanten

$$\frac{dL}{d\theta} = \frac{dL}{da} \cdot \frac{da}{d\theta} = 0$$

$$\frac{dL}{da} = 0 \quad \text{bei} \quad a = a(\theta)$$

$$\Rightarrow \hat{\lambda} = \frac{1}{\hat{\tau}} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i}$$

aber Achtung: Erwartungswert:

$$E[\hat{\lambda}] = \lambda \cdot \frac{n}{n-1} = \frac{1}{\tau} \frac{n}{n-1}$$

biasfrei nur gültig wenn $n \rightarrow \infty$

Die Werte einfach logarithmisch aufzutragen und eine Gerade zu fitten hat einige Nachteile gegenüber dieser Methode.

8.2 Methode der kleinsten Quadrate

„Least-squares Function“

gegeben:

- N unabhängig gemessenen Zufallsvariablen
 $y_i \quad i = 1, \dots, N$
 die jeweils Gauß-Verteilung folgen:
 \Rightarrow Mittelwerte λ_i , Varianzen σ_i^2
- Messwerte hängen von zweiter Variablen x_i ab
- Messwerte sind unabhängig

$$\ln(L(\theta)) = -\frac{1}{2} \sum \frac{(y_i - \lambda(x_i, \theta))^2}{\sigma_i^2}$$

hat Maximum, wenn:

$$\chi^2(\theta) = \sum_{i=1}^n \frac{(y_i - \lambda(x_i, \theta))^2}{\sigma_i^2}$$

im Minimum.

Wir suchen also das Minimum von $\chi^2(\theta)$.

Bei N -dim Gauß mit Kovarianz V (= Fehlermatrix)

$$\ln(L(\theta)) = \frac{1}{2} \sum (y_i - \lambda(x_i, \theta)) \cdot V^{-1} \cdot y_i - \lambda(x_\theta)$$

Beispiel: Polynomfit

$$\theta = a, b, c, \lambda = a + bx + cx^2$$

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_i^2} (y_i - a - bx_i - cx_i^2)^2$$

Ableitung für Minimum Suche

$$\frac{d}{da} \chi^2 = -2 \sum \frac{1}{\sigma_i^2} (y_i - a - bx_i - cx_i^2) \stackrel{!}{=} 0$$

$$\frac{d}{db} \chi^2 = -2 \sum \frac{x_i}{\sigma_i^2} (-"-) \stackrel{!}{=} 0$$

$$\frac{d}{dc} \chi^2 = -2 \sum \frac{x_i^2}{\sigma_i^2} (-"-) \stackrel{!}{=} 0$$

umsortieren (alle $\frac{1}{\sigma_i^2}$ weglassen!) [!!! Das geht nur bei Messungen mit gleicher Varianz!!!]

$$\begin{aligned} \sum y_i &= a \sum 1 + b \sum x_i + c \sum x_i^2 \\ \sum x_i y_i &= a \sum x_i + b \sum x_i^2 + c \sum x_i^3 \\ \sum x_i^2 y_i &= a \sum x_i^2 + b \sum x_i^3 + c \sum x_i^4 \end{aligned}$$

Die Lösung ist dann

$$\Delta = \begin{vmatrix} \sum 1 & \sum x_i & \sum x_i^2 \\ \sum x_i & \sum x_i^2 & \sum x_i^3 \\ \sum x_i^2 & \sum x_i^3 & \sum x_i^4 \end{vmatrix}$$

und damit erhalten wir:

$$a = \frac{1}{\Delta} \begin{vmatrix} \sum y_i & \sum x_i & \sum x_i^2 \\ \sum x_i y_i & \sum x_i^2 & \sum x_i^3 \\ \sum x_i^2 y_i & \sum x_i^3 & \sum x_i^4 \end{vmatrix}$$

$$b = \frac{1}{\Delta} \begin{vmatrix} \sum 1 & \sum y_i & \sum x_i^2 \\ \sum x_i & \sum x_i y_i & \sum x_i^3 \\ \sum x_i^2 & \sum x_i^2 y_i & \sum x_i^4 \end{vmatrix}$$

$$c = \frac{1}{\Delta} \begin{vmatrix} \sum 1 & \sum x_i & \sum y_i \\ \sum x_i & \sum x_i^2 & \sum x_i y_i \\ \sum x_i^2 & \sum x_i^3 & \sum x_i^2 y_i \end{vmatrix}$$

Allgemeine lineare Funktion:

$$y(x) = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j X_j(x)$$

führt zur Lösung

$$X_j := \frac{\sum \frac{1}{\sigma_i^2} X_j(x_i)}{\sum \frac{1}{\sigma_i^2}} \quad \bar{y} := \frac{\sum \frac{1}{\sigma_i^2} y_i}{\sum \frac{1}{\sigma_i^2}}$$

Kovarianzmatrix:

$$S_{jk}^2 = \frac{\frac{1}{n-1} \sum \frac{1}{\sigma_i^2} (X_i - \bar{X}_j) (X_i - \bar{X}_k)}{\frac{1}{n} \sum \frac{1}{\sigma_i^2}}$$

Varianz: $s_j^2 = s_{ji}^2$

lineare Korrelations-Koeffizienten

$$r_{jk} = \frac{s_{jk}^2}{s_j s_k}$$

Die Lösung ist dann:

$$a_0 = \bar{y} - \sum a_j \bar{X}_j \quad j \cdot a_j = \frac{s_y}{s_j} \sum r_{ky} r_{kj}^{-1}$$

Kapitel 10

Pulsform und Signalübertragung

10.1 Signale

Unterscheiden

a) analog:

- kontinuierlich
- beliebige Amplitude
- wechselnde Spannungs- und Stromspannungspegel
- Pulshöhe und Form enthalten Information

b) digital: (Spezialform eines Analogsignals)

- diskrete Amplituden
- definierte Regel
- Info im Zeitpunkt und Abfolge der Signale

c) unipolar (Gaus Peak oder einzelner Peak von Rechteck Signal)

d) bipolar (Teil einer Sinus Schwingung Oder Rechteckspannung mit pos. und neg. Anteilen)

★hier fehlt eine Grafik★

Signalbreite $\hat{=}$ Auge

Bei Ursachen aus Kern- und Teilchenphysik

Signalbreite 5 ns bis 100 μ s, steigende Flanke 2 ns bis 20 ns, fallende Flanke 10 ns bis 100 μ s

10.2 Fourierzerlegung

Jedes zeitkonstante Signal $f(t)$ mit Periodenlänge T und Grundfrequenz $f_0 = \frac{1}{T}$ (\Rightarrow Kreisfrequenz $\omega_0 = 2\pi f_0$) kann angenähert werden durch

$$f'(t) = \sum_{m=0}^{M-1} g_m(\omega_0) \phi_m(t)$$

mit M Basisfunktionen ϕ_m und M Amplituden $g(\omega_0)$

\Rightarrow Fourierreihenentwicklung

$$f(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} g_k(\omega_0) e^{ik\omega_0 t}$$

mit komplexen Fourierkoeffizienten

$$g_k = \frac{\omega_0}{2\pi} \int_0^T f(t) e^{-i\omega_0 k t} dt$$

d.h. **alle** Frequenzen tragen zum Signal bei. Typisches Bild bei Signalübertragung:

★hier fehlt eine Grafik★

Bandbreite: Def: Abfall eines Signals um 3dB: $10 \cdot \log \frac{P}{P_0} = -3 \text{ dB}$ mit $\frac{P}{P_0} = \frac{1}{2}$

10.3 Signalübertragung

★hier fehlt eine Grafik★

Betrachtung für unendlichlanges Kabel

Pegelsprung:

$$\begin{aligned}\Delta U(z, t) &= -R \Delta z I(z, t) = -L \Delta z \frac{\partial I}{\partial t}(z, t) \\ \Delta I(z, t) &= -G \Delta z U(z, t) = -C \Delta z U(z, t)\end{aligned}$$

⇒ **Telegraphengleichung**

$$\frac{\partial^2 U}{\partial z^2} - LC \frac{\partial^2 U}{\partial t^2} = (LG + RC) \frac{\partial U}{\partial t} + RGU$$

Lösung:

$$U(z, t) = U_0 e^{i\omega t - \gamma z} \quad \text{mit} \quad \gamma = \pm \sqrt{(R + i\omega L)(G + i\omega C)}$$

auf unendlichlanger Leitung z.B. für Koaxialkabel

Charakteristische Impedanz

$$Z_0 = \frac{U}{I} = \sqrt{\frac{L}{C}}$$

für $R, G = 0$ d.h. verlustfreies Kabel.

Im Praktikum Koaxialkabel $Z_0 = 50 \Omega$

Verlustbehaftete Kabel

$$\begin{aligned}Z &= \frac{U}{I} = \frac{R + i\omega L}{\gamma^2} \\ c &= \frac{1}{\sqrt{LC}} = \frac{1}{\sqrt{\varepsilon_\mu \varepsilon_0 \mu}} = \frac{c}{\sqrt{\varepsilon}}\end{aligned}$$

10.3.1 Impedanzanpassung

a) ★hier fehlt eine Grafik★

$$Z_1 \stackrel{!}{=} \frac{R \cdot Z_2}{R + Z_2} \quad \Rightarrow \quad R = \frac{Z_1 Z_2}{Z_2 - Z_1}$$

(Parallelschaltung)

b) ★hier fehlt eine Grafik★

$$Z_1 \stackrel{!}{=} R + Z_2 \quad \Rightarrow \quad R = Z_1 - Z_2$$

10.4 Analoge Signalfilter

a) CR-RC Pulsformung

★hier fehlt eine Grafik★

Hochpass: Unterdrückt Frequenz

$$f \leq \frac{1}{2\pi R \cdot C}$$

differenziert Eingangssignal wenn $\tau \ll$ Pulslänge am Eingang

★hier fehlt eine Grafik★

Tiefpass: Unterdrückt Frequenzen

$$f \geq \frac{1}{2\pi R \cdot C}$$

integriert Eingangssignal

Für $\tau \gg$ Pulslänge am Eingang

Anwendung von Filtern von Rauschen:

★hier fehlt eine Grafik★

Nachteil: Ratenabhängige Nullpunktverschiebung!

Beste Signalumformung: $\tau = R_D C_D = R_1 C_1 \Rightarrow$ Signal/Rauschabstand $\tau_{Diff} \approx \tau_{Int}$.
möglicher Ausweg für Verschiebung der Nulllinie: Nachschalten einer weiteren Diff-Stufe
 \Rightarrow Resultat bipolares Signal.