# Statistische Tests in ROOT

VL ROOT Datenanalyse - Jörg Marks

Maurice Morgenthaler 17.05.2019

Universität Heidelberg

# Table of contents

- 1. Grundlagen
- 2. Statistische Tests in ROOT
- 3. Übungsaufgabe

Grundlagen

Grundlegende Problemstellung der Physik: Untersuchung von Hypothesen anhand aufgenommener Daten

Es existieren zu einem Datenset zumindest zwei Hypothesen:

- Nullhypothese H<sub>0</sub>: Grundannahme. Wird erst bei ausreichend geringer Wahrscheinlichkeit falsch zu liegen verworfen
- Alternativhypothese H<sub>1</sub>: Die Hypothese, die man testen möchte.
   Bei entsprechend überzeugender Sachlage wird sie angenommen.

Was heißt das? Braucht Quantifizierung, anhand man entscheidet ob  $H_0$  widerlegt  $\Rightarrow$  Teststatistik t mit Verteilung g(t|H)

 $\Rightarrow$  Wähle kritischer Punkt  $t_c$  mit Hinblick auf mögliche Fehler

**Typ I Fehler:** Ablehnung von  $H_0$  obwohl wahr. Wahrscheinlichkeit:

$$\int_{[t_c}^{\infty} g(t|H_0)dt = \alpha$$

•  $\alpha$  wird Test size genannt  $\Rightarrow$  sollte klein sein

**Typ II Fehler:** Annahme von  $H_0$  obwohl falsch. Wahrscheinlichkeit:

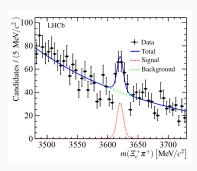
$$\int_{-\infty}^{t_c[} g(t|H_1)dt = \beta$$

• 1 –  $\beta$  wird Test *power* genannt  $\Rightarrow$  sollte groß sein

### Der Testverlauf:

- Definiere  $H_0$  und  $H_1$
- Wähle Teststatistik t und bestimme dessen Verteilung g(t $|H_0$ )
- Wähle size  $\alpha$  mit Hinblick auf Typ I und Typ II Fehler
  - $\Rightarrow$  oft  $\alpha = 0.05$
- · Bestimme t aus den observierten Daten
  - $\Rightarrow$  verwerfe  $H_0$  falls  $t_{obs} > t_c$

Figure 1: Beispiel Anwendung für statistische Tests: Signal über Background



Noch ein verwandtes Konzept: p-Wert

$$p = \int_{t_0 bs}^{\infty} g(t|H)dt$$

- Quantifiziert, wie wahrscheinlich, das H durch statistische Fluktuation verworfen
- Sind Wahrscheinlichkeiten für Ausläufer der Teststatistik
   ⇒ Vergleich mit Normalverteilungs-Schwanz ergibt Signifikanz Z

$$Z = \Phi^{-1}(1-p), \quad \Phi : CDF Normal verteilung$$

In High Energy Physics:

- Hinweis/Evidence: Z = 3  $\sigma$  (p < 0.00135)
- Observation: Z = 5  $\sigma$  (p < 2.867  $\times$  10<sup>-7</sup>)

# Statistische Tests in ROOT

# $\chi^2$ -Test

In ROOT implementiert als TH1::Chi2Test

#### Charakteristik:

- · Oft Prüfe ob zwei Histogramme der selben Verteilung folgen
- · Für diskrete und kontinuierliche Verteilungen verwendbar
- · Ergebnis von Binweite abhängig
- · Gilt für hohe ANzahl an Elementen
- · Gibt einen p-Wert aus, an dem man Signifikanz Z festlegen kann
- p-Wert aus allgemeiner  $\chi^2$  Funktion berechnet:

Test Statistik 
$$\chi^2 = \sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$$

· Mit O<sub>i</sub>: gemessener Wert, E<sub>i</sub>: Erwartungswert, in Bin i

Im folgenden Prozedur für zwei nicht gewichtete Histogramme erklärt

# $\chi^2$ -Test

Gesamtanzahl an Elementen in jeweiligen Histogrammen gegeben durch

$$N = \sum_{i=1}^{r} n_i \qquad \qquad M = \sum_{i=1}^{r} m_i$$

Annahme: Die Histogramme folgen der gleichen Verteilung
 ⇒ Wahrscheinlichkeiten für Event in Bin i zu sein p<sub>i</sub> sind für beide Histogramme gleich und es gilt:

$$\sum_{i=1}^{r} p_i = 1$$

· Die Verteilungen auf die Bins folgen Poisson:

$$\frac{e^{-Np_i}(Np_i)^{n_i}}{n_i!} \qquad \frac{e^{-Mp_i}(Mp_i)^m}{m_i!}$$

7

# $\chi^2$ -Test

• Die durch die Daten gegebenen erwarteten Binwahrscheinlichkeiten  $\hat{p}_i$  sind:

$$\hat{p}_i = \frac{n_i + m_i}{N + M}$$

- Ist der sog. maximum likelihood estimator (mehr dazu später in der Vorlesung)
- Einsetzen der Terme der Histogramme in allgemeine  $\chi^2$  Form:

$$\chi^{2} = \sum_{i=1}^{r} \frac{(n_{i} - N\hat{p}_{i})^{2}}{N\hat{p}_{i}} + \sum_{i=1}^{r} \frac{(m_{i} - M\hat{p}_{i})^{2}}{M\hat{p}_{i}} = \frac{1}{MN} \sum_{i=1}^{r} \frac{(Mn_{i} - Nm_{i})^{2}}{n_{i} + m_{i}}$$

• Folgt einer  $\chi^2_{r-1}$  Verteilung (für viel Statistik)

# Kolmogorov-Smirnov-Test

In ROOT implementiert als TH1::Kolmogorov

#### Charakteristik:

- Kann wie der χ²-Test dazu genutzt werden, um zu überprüfen, ob zwei Verteilungen equivalent sind
   ⇒ Zuverlässiger als χ²-Test für wenig Statistik
- · Nur für kontinuierliche Verteilungen
- · Für binned und unbinned Daten implementiert
- Binned Data: Positiver Bias
  - ⇒ Sinkt mit hoher Binzahl

# Kolmogorov-Smirnov-Test

- Gegeben: N Datenpunkte, von klein nach groß sortiert
- Basiert auf Empirischen Verteilungsfunktionen (ECDF):

$$F_{X,N} = \frac{n(i)}{N}$$

 n(i): Anzahl an Punkten kleiner als Punkt Y<sub>i</sub>

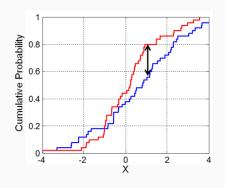


Figure 2: Beispiel der ECDF

- Teststatistik:  $D = \sup_i |F_{X,N}(Y_i) F_{Y,M}(Y_i)|$
- H<sub>0</sub>: gleiche Verteilung abgelehnt, falls ...

$$D > \sqrt{\frac{(N+M)\ln(\frac{2}{a})}{2NM}} = D_c$$

# **Anderson-Darling-Test**

Implementiert als: TH1::AndersonDarlingTest

#### Charakteristik:

- Modifizierung des Kolmogorov-Smirnov-Test
- · Gewichtet die Funktionsausläufer stärker
- · Kritischer Wert abhängig von Verteilung (für 1 Sample)
  - ⇒ Vorteil: Test sensitiver
  - ⇒ Nachteil: Wert muss für alle Verteilungen berechnet werden
- · Nur für kontinuierliche Verteilungen

# **Anderson-Darling-Test**

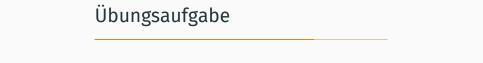
#### Test Statistik:

• Für N Datenpunkte  $Y_N$ , M Datenpunkte  $X_M$  und dem kombinierten Sample  $Z_{N+M}$  sortiert von niedrig zu hoch

$$A = \frac{1}{NM} \sum_{i=1}^{N+M} (N_i Z_{(N+M-i)})^2 \frac{1}{i Z_{(N+M-i)}}$$

- ·  $N_i$ : Anzahl Punkte in  $Y_N$ , die kleiner als der i-te Wert in  $Z_{(N+M)}$
- $\cdot$  Kritischer Wert abhängig von N, M und test size lpha

N	М	$\alpha$ = 0.01	$\alpha$ = 0.05	$\alpha$ = 0.10
$\infty$	$\infty$	3.857	2.492	1.933



# Übungaufgabe

- Lade die 1000 Events von Daten.txt herunter (https://github.com/MMorgenthaler/ROOT\_Marks)
- 2. Welche der folgenden Verteilungen folgen die Daten?
  - · Normalverteilung [TRandom::Gaus(mean = 0., sigma = 1.)]
  - · Landau-Verteilung [TRandom::Landau(mu = 0., sigma = 1.)]
  - Exponential-Verteilung [TRandom::Exp(tau = 1.)]

### Anmerkung: Benutze folgende Optionen:

- · Chi2Test: "UUCHI2"
- · KolmogorovTest: "M"
- AndersonDarlingTest: "T"

### Quellen i

### References

- [1] Webpage: Anderson-darling test. https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/section3/eda35e.htm.
  Accessed: 2019-05-16.
- [2] Webpage: Kolmogorov-smirnov goodness-of-fit test. https://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/ section3/eda35g.htm. Accessed: 2019-05-16.
- [3] Webpage: Th1 class reference. https://root.cern.ch/root/html608/classTH1.html. Accessed: 2019-05-16.

### Quellen ii

- [4] Webpage: Chi-square goodness of fit test. https://stattrek. com/chi-square-test/goodness-of-fit.aspx. Accessed: 2019-05-16.
- [5] Sonja Engmann and Denis Cousineau. Comparing distributions: the two-sample anderson–darling test as an alternative to the kolmogorov–smirnov test. *Journal of Applied Quantitative Methods*, 6:1–17, 09 2011.
- [6] Sebastian Neubert. Statistical methods in particle physics lecture notes. https://uebungen.physik. uni-heidelberg.de/vorlesung/20182/smipp. Accessed: 2019-03-13.
- [7] Anthony Pettitt. A two-sample anderson-darling rank statistic. *Biometrika*, 63:161–168, 04 1976. doi: 10.1093/biomet/63.1.161.
- [8] Frank C. Porter. Testing Consistency of Two Histograms. 2008.

### Quellen iii

[9] **Bild 1:** http://lhcb-public.web.cern.ch/lhcb-public/Images2018/XicPiPeak\_s.png

[10] Bild 2:

https://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/3/3f/KS2\_Example.png