

**Fakultät für Physik der Ludwig-Maximilians-Universität München**  
**Grundpraktikum in Experimentalphysik - Kurs P1**  
**Blockpraktikum vom 23. Februar bis 23. März 2026**

<b>Versuch:</b>					<b>Gruppe:</b>				
<b>Vorname 1:</b>					<b>Name 1:</b>				
<b>Vorname 2:</b>					<b>Name 2:</b>				
Mit Abgabe der Auswertung wird bestätigt, dass diese eigenständig erstellt wurde!									
Die Abgabe ist vor dem Einreichen auf eine saubere äußere Form und Struktur zu kontrollieren. Bei ungenügender äußerer Form erfolgt zunächst keine Korrektur!								OK? <input type="checkbox"/>	
					1. Abgabe		2. Abgabe		
Alle Teilversuche vollständig ausgewertet?					Ja	Nein	Ja	Nein	
Wurden immer korrekte Formeln angegeben und eigene Werte eingesetzt?					Ja	Nein	Ja	Nein	
Wurde immer eine Fehlerrechnung durchgeführt?					Ja	Nein	Ja	Nein	
Sind Endergebnisse immer angegeben und korrekt gerundet?					Ja	Nein	Ja	Nein	
Wurde immer eine aussagekräftige Diskussion geführt?					Ja	Nein	Ja	Nein	
Wurden alle Diagramme mit geeignetem Maßstab und Titel eingefügt?					Ja	Nein	Ja	Nein	
Enthalten die Diagramme alle Messwerte, Beschriftungen u. Konstruktionen?					Ja	Nein	Ja	Nein	
Sind ausgefülltes Deckblatt, Vorbereitung und Messprotokoll in der Abgabe enthalten?					Ja	Nein	Ja	Nein	
Auswertung erhalten am:									
Auswertung zurückgegeben am:									
Nacharbeit notwendig bis:					nicht möglich				
Abzug 0,2 Punkte pro Nacharbeit/angefangene 3 Tage Verspätung:					-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	
Wird eine der obigen Fragen bei der ersten Abgabe mit Nein beantwortet ist eine Nacharbeit erforderlich!									
<b>Punkte:</b>					Datum, Abtestat:				

Bitte bewahren Sie Ihre Hefte nach dem Praktikum unbedingt auf.

# Auswertung und Protokoll

Zum Versuch STV

**Jonas Müther & Alejandro Schultheiss**

P1 Praktikum

LMU München  
Physik B.Sc.  
Deutschland  
2026

# Inhaltsverzeichnis

<b>1 Vorbereitung</b>	<b>2</b>
1.1 Versuchsvorbereitung und Grundlagen des Versuchs . . . . .	2
1.2 Versuchsprotokoll . . . . .	10
<b>2 Auswertung</b>	<b>15</b>
2.1 Teilversuch I: . . . . .	15
2.1.1 Theoretischer Hintergrund . . . . .	15
2.1.2 Auswertung der Messwerte . . . . .	16
2.2 Teilversuch II und III: Aufnahme einer Poissonverteilung mit natürlicher Radioaktivität	18
2.2.1 Theoretischer Hintergrund . . . . .	18
2.2.2 Auswertung der Messwerte . . . . .	18
<b>3 Anhang</b>	<b>22</b>
3.1 Matlab Scripts . . . . .	22
3.1.1 TV I: Gemessene Normalverteilung des Galtonbretts . . . . .	22
3.1.2 TV II: Gemessene Poissonverteilung der Anzahl detektierter $\gamma$ -Quanten . . . . .	22
3.1.3 TV III: Gemessene Normalverteilung der Anzahl detektierter $\gamma$ -Quanten . . . . .	23

# **Kapitel 1**

## **Vorbereitung**

### **1.1 Versuchsvorbereitung und Grundlagen des Versuchs**

**Fakultät für Physik der Ludwig-Maximilians-Universität München**  
**Grundpraktikum in Experimentalphysik - Kurs P1**  
**Blockpraktikum vom 23. Februar bis 23. März 2026**

Vorname:	Jonas	Name:	Müller
----------	-------	-------	--------

Gruppe:

D1-1

Mit Abgabe der Vorbereitung wird bestätigt, dass diese eigenständig erstellt wurde!

Die Abgabe ist vor dem Einreichen auf eine saubere äußere Form und Struktur zu kontrollieren.  
Bei ungenügender äußerer Form erfolgt zunächst keine Korrektur!

OK?

	Schriftliche Vorbereitung						Vortrag						
	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	kein
STV	Antestat:						Antestat:						
ROT	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	kein
	Antestat:						Antestat:						
FLU	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	kein
	Antestat:						Antestat:						
STW	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	kein
	Antestat:						Antestat:						
STO	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	kein
	Antestat:						Antestat:						
MOS	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	2,0	1,6	1,2	0,8	0,4	0,0	kein
	Antestat:						Antestat:						

Bitte bewahren Sie Ihre Hefte nach dem Praktikum unbedingt auf.

# Statistische Verteilungen (STV)

Vorbereitung Jonas Müther, 25.02.26

## Mathematische Grundlagen I:

Absolute Häufigkeit:

- Anzahl der Ereignisse mit bestimmtem Merkmal
- z.B. Anzahl Kopf bei 10 mal Münzwurf

Größe der Stichprobe:

- Gesamtanzahl aller Ereignisse
- z.B. Anzahl Würfe beim Münzwurf.

Relative Häufigkeit:

$$\text{relat. Häufigkeit} = \frac{\text{absolute Häufigkeit}}{\text{Größe der Stichprobe}} \in [0, 1]$$

Wahrscheinlichkeit:

- relative Häufigkeit eines bestimmten Ereignis für Größe der Stichprobe  $\rightarrow \infty$
- ↳ kann im Experiment nur annähernd gemessen werden (Endlichkeit)

Erwartungswert

Durchschnittliches Ergebnis für eine Zufallsvariable.

$$\text{Diskreter Fall: } E(x) = \sum_{i=0}^{\infty} x_i p(x_i)$$

$$\text{Kontinuierlicher Fall: } E(x) = \int_{\mathbb{R}} x p(x) dx$$

## Varianz ( $V$ )

Maß dafür, wie stark die beobachteten Werte vom Erwartungswert abweichen

## Standardabweichung ( $\sigma$ )

Quadratwurzel der Varianz

$$V = E(X^2) - E(X)^2$$

$$\sigma = \sqrt{V} = \sqrt{E(X^2) - E(X)^2}$$

## Wichtige Befehle in Matlab:

Daten importieren: `a = read('Dateiname', '*', a, b)`

\* Trennzeichen

a = anz. ignorierte Headerzeile

b = anz. ignorierte Spalten

Vektor:  $x = [x_1, y, z]$

Vektor gleichf. Schrittweite  $dx$ :  $x = [a : dx : b]$

Vektor gleichf. n äquidist. Pkte:  $x = linspace(a, b, n)$

Matrix:  $A = [a, b; x, y] \hat{=} \begin{pmatrix} a & b \\ x & y \end{pmatrix}$

Matrix Eintrag Lesen:  $a = A(n, m)$

" Bereich "  $a = A(1:5; 2:3)$

Spalte 1  $a_1 = A(:, 1)$

Matrix beschreiben:  $A(n, m) = x$

mathematische Operationen:  $+, -, *, /$

Komponentenweise Operation:  $.*, ./, .^$

Skalarprodukt:  $s = dot(a_1, a_2)$

Summe der Komponenten  $\Sigma = \sum (a_i)$

Plotten einer Fkt:  $fplot ('f(x)', [-3, 3])$

Daten in Diagramm:  $plot, bar, stem(x, y)$

Titel, Achsenbeschriftung, Legende: `title, xlabel, ylabel, legend`

Werte  $(x, y)$  an Polynom fitten  $p = polyfit(x, y, n)$

Modus: Zum aktuellen Diagramm hold an hinzufügen.

Diagramm, zwei y-Achsenkalibrierungen:  $plotyy(x_1, y_1, x_2, y_2, 'bar', 'plot')$

Ausgabe unterdrücken: ;

Command Window bereinigen:clc

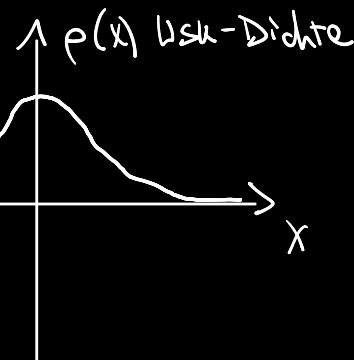
Workspace bereinigen: clear

Kommentar : %

## Mathematische Grundlagen II

### Normalverteilung:

$$\cdot p(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$



$$E = \mu$$

$$V = \sigma^2$$

## Binomialverteilung:

$$w(n, p) = \binom{N}{n} p^n (1-p)^{N-n}$$

Wahrscheinlichkeit für n Treffer bei N Versuchen mit Trefferwsk p

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

Anzahl mögliche Wege, n Treffer zu erhalten

$$E = Np$$

$$V = Np(1-p)$$

## Natürliche Radioaktivität

### $\alpha$ -Strahlung:

- Bei Schweren Kernen
- Emission Heliumkern
- Reichweite in Luft: einige cm

### $\beta$ -Strahlung

- Neutron  $\rightarrow$  Proton, unter Aussendung eines Elektrons
- Reichweite in Luft: einige m

### $\gamma$ -Strahlung

- Emission hochenergetische Photonen
- Entsteht bei Übergang eines Atomkerns von einem angeregten in den Grundzustand
- Large Reichweite in Luft

Natürliche Radioaktivität als Poissonverteilung:

Natürliche Radioaktivität kann als Poissonverteilung beschrieben werden

- Wahrscheinlichkeitsdichte für Anzahl n in Zeithintervall ausgesandte Strahlen:

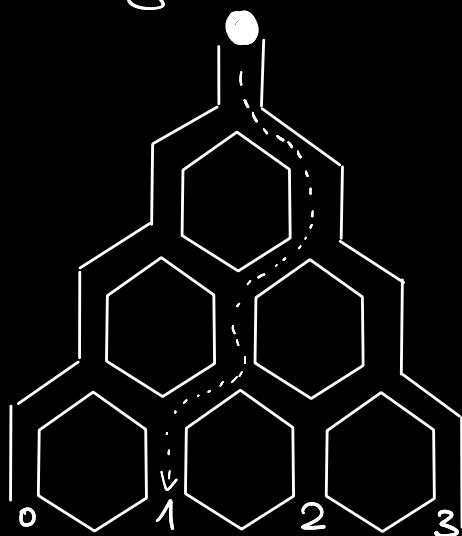
$$w_p(n) = \frac{\lambda^n}{n!} \exp(-\lambda) \quad \text{mit Erwartungswert } \lambda$$

$$E = \lambda$$

$$V = \lambda$$

## Versuchsdurchführung

TV1: Galton Brett



• Möglichst vertikal positionieren

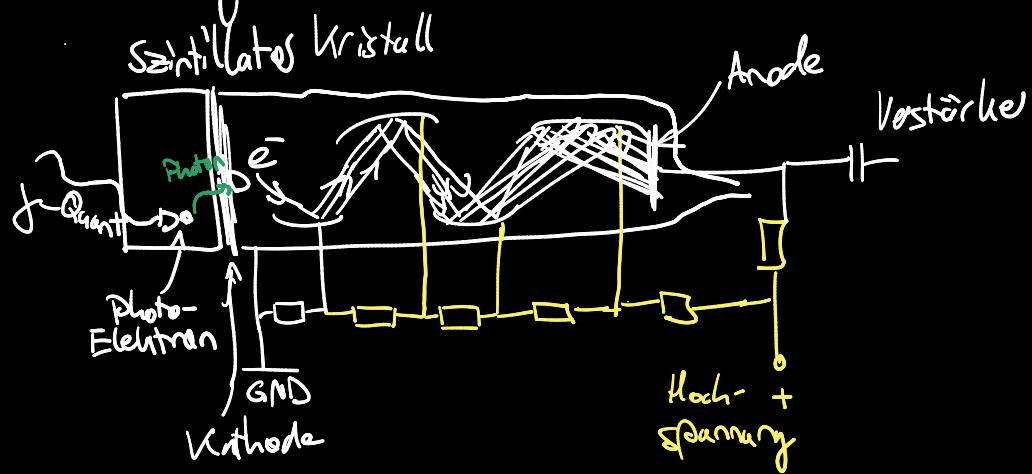
- Zuerst kleine Stichprobe (< 40 Kugeln)
  - Dann mittlere Stichprobe (256 Kugeln)
  - Dann große Stichprobe (2860 Kugeln)
- } Anzahl der Kugeln in Fächer verteilt

→ Auswertung mithilfe von Matlab

## TV2:

Nachweis von  $\gamma$ -Strahlung:

Verwendung eines Szintillationsdetektors:



Durchsichtiges Detektormaterial wird durch ionisierende  $\gamma$ -Strahlung zum Ausenden von Lichtblitzen angeregt

- ⇒ Photonen treffen auf Kathode und lösen dort Elektronen aus
- ⇒ Elektronenlawine wiederholte Beschleunigung zu Dynoden
- ⇒ Spannungsimpuls an Anode

↳ Je höher  $V_{max}$ , desto höher Energie des  $\gamma$ -Quants

⇒ Sortierung in Kanäle je nach Energie durch ADC und Rechner

## TV3:

Änderung der Parameter von TV2  $\Rightarrow$  Änderung der Verteilung

## 1.2 Versuchsprotokoll

26.02.2026

Alejandro Schultheiß & Jonas Muther

## TV I:

Kleine Stichprobe ( $< 40$ ):

Kanal 0: 0	Kanal 5: 7	Kanal 10: 0
Kanal 1: 0	Kanal 6: 8	
Kanal 2: 1	Kanal 7: 2	
Kanal 3: 1	<del>Kanal</del> 8: 0	
Kanal 4: 5	Kanal 9: 0	

Mittlere Stichprobe (256):

Kanal 0: 0	Kanal 5: 71	Kanal 10: 1
Kanal 1: 0	Kanal 6: 51	
Kanal 2: 10	Kanal 7: 34	
Kanal 3: 32	Kanal 8: 7	
Kanal 4: 49	Kanal 9: 1	.

Stichprobe (256) Erneut

Kanal 0: 0	
Kanal 1: 1	Kanal 6: 46
Kanal 2: 17	Kanal 7: 33
Kanal 3: 30	Kanal 8: 15
Kanal 4: 52	Kanal 9: 2
Kanal 5: 60	Kanal 10: 0

Vergleiche Mittelwert (m.v.) und Maximum

Je mehr Kugeln im System desto genauer stimmen Mittelwert und Maximum überein.

Signifikante Werte

für Stichproben:

~~Kleine Stichprobe~~

$$\mu = 5,02$$

$$\sigma = 1,48$$

- Mittlere Stichprobe: (256)

$$\mu \approx 5,02$$

$$\sigma \approx 1,48$$

- Mittlere Stichprobe: (256)

$$\mu = 4,99$$

$$\sigma = 1,64$$

## TV 2: (II)

Das Perl Skript (~~script~~) nimmt die .lis - Datei und wandelt diese in eine .stat DT Datei um. (Matlab kompatibel)

Die .lis Datei enthält die Häufigkeit der Counts im Zeitintervall (ROI).

In Matlab wurden der Mittelwert und die Standardabweichung wie folgt berechnet.

$$\mu = \left( \frac{1}{\text{sum(haeuf)}} \right) * \text{dot}(\text{haeuf}, \text{cnt})$$

Wobei cnt eine Variable für die Anzahl der Ereignisse ist und ~~the haeuf~~ eine Variable für die Häufigkeit des Ereignisses ist.

$$\sigma = \sqrt{\left( \frac{1}{\text{sum(haeuf)} - 1} \right) * \text{dot}(\text{haeuf}, (\text{cnt} - \mu)^2)}$$

Für 100 Messungen:

$$\mu = 2,72 \quad \sigma = 1,63$$

Für 50 Messungen:

$$\mu = 2,32 \quad \sigma = 1,75$$

TV III.

100 Messungen je 2 Sekunden.

Exklusive letzter Energikanal

Mittelwert:  $m_u: 84,8200$

Standardabweichung  $\sigma: 10,0751$

LMU München	
Physikalische Praktika	
Versuch:	STV
Datum:	26.2
Erfreuer:	Gm

# Kapitel 2

## Auswertung

### 2.1 Teilversuch I:

#### 2.1.1 Theoretischer Hintergrund

Um die folgende Auswertung zu verstehen, wollen wir zunächst die Grundlagen der Binomialverteilung und den Aufbau des Galton-Bretts verstehen.

Eine Zufallsvariable  $X$  ist genau dann binomialverteilt, wenn es  $n$  feste Versuche gibt und dabei jeder Versuch genau 2 mögliche Ausgänge hat. Betrachten wir nun beispielsweise den Fall einer Kugel im Galton-Brett: Wenn die Kugel fällt, gibt es genau 2 mögliche Wege; Links oder Rechts.

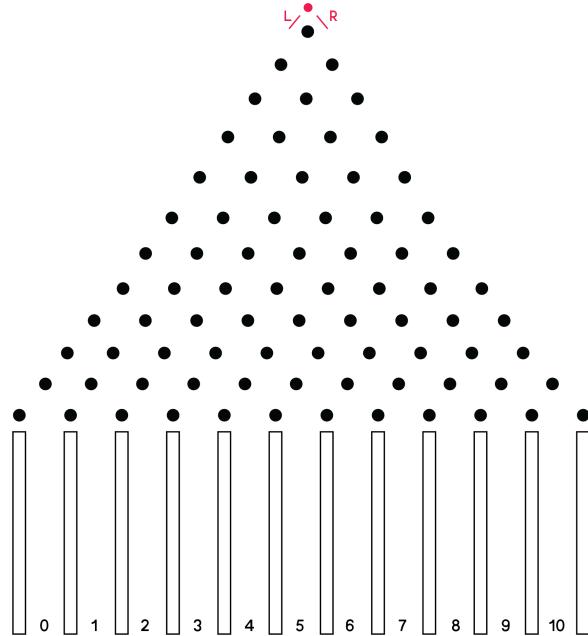


Abbildung 2.1: Galton-Brett mit 11 Kanälen

Des Weiteren müssen für eine Binomialverteilung noch folgende definierenden Eigenschaften gelten:

- Die Erfolgswahrscheinlichkeit ist in jedem Versuch gleich groß und beträgt  $p$ .
- Die Versuche sind unabhängig.

Dann zählt  $X$ , wie viele Erfolge in den  $n$  Versuchen auftreten. Man schreibt:

$$X \sim \text{Bin}(n, p)$$

Die Wahrscheinlichkeitsfunktion lautet:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad \text{für } k = 0, 1, 2, \dots, n$$

Das Galton-Brett mit Kugeln ist somit eine Form der Visualisierung für die Binomialverteilung.

### 2.1.2 Auswertung der Messwerte

Im Teilversuch I wurden Kugeln, in unterschiedlichen Stichproben, im Galton-Brett fallen gelassen. Wir wollen nun die Frage beantworten mit welcher Wahrscheinlichkeit eine Kugel in Kachel 1 bzw. in Kachel 5 landet. Wir nehmen zunächst an, dass die Verteilung der Kugeln bekannt ist. Im Versuch sind die Kugeln binomialverteilt. Mit Kenntnis darüber, können wir nun die Wahrscheinlichkeit für beide Fälle, wie folgt berechnen:

Bei einem Galton-Brett mit 11 Kanälen durchläuft eine Kugel 10 Ablenkungen nach links oder rechts. Unter der Annahme, dass beide Richtungen gleich wahrscheinlich sind, gilt für die Anzahl der Rechts- oder Linksschritte:

$$X \sim \text{Bin}(10, \frac{1}{2}).$$

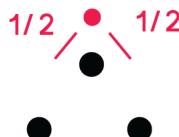


Abbildung 2.2: Galton-Brett Ablenkungen Reihe 1 und Reihe 2

Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die Kugel im Kanal  $k$  landet, ist damit

$$P(X = k) = \binom{10}{k} \left(\frac{1}{2}\right)^{10}.$$

#### Fall 1: Wahrscheinlichkeit für Kanal 0

Damit die Kugel im Kanal 0 landet, darf sie kein einziges Mal nach rechts abgelenkt werden. Sie muss also bei allen 10 Ablenkungen nach links gehen. Dafür gibt es genau einen möglichen Weg. Somit ergibt sich:

$$P(X = 0) = \binom{10}{0} \left(\frac{1}{2}\right)^{10} = \frac{1}{1024} \approx 0,00098.$$

#### Fall 2: Wahrscheinlichkeit für Kanal 5

Damit die Kugel im Kanal 5 landet, muss sie bei den 10 Ablenkungen genau 5-mal nach rechts und 5-mal nach links fallen. Die Anzahl der möglichen Wege dafür ist

$$\binom{10}{5} = 252.$$

Jeder dieser Wege hat die Wahrscheinlichkeit

$$\left(\frac{1}{2}\right)^{10}.$$

Daraus folgt:

$$P(X = 5) = \binom{10}{5} \left(\frac{1}{2}\right)^{10} = \frac{252}{1024} \approx 0,2461.$$

Die Wahrscheinlichkeit für Kanal 0 ist sehr klein, weil nur ein einziger Weg dorthin führt, nämlich immer links. In den Kanal 5 führen dagegen sehr viele verschiedene Wege, da die Kugel nur insgesamt 5-mal nach rechts und 5-mal nach links gehen muss, die Reihenfolge aber beliebig sein kann. Deshalb ist die Wahrscheinlichkeit für Kanal 5 deutlich größer als für Kanal 0.

## 2.2 Teilversuch II und III: Aufnahme einer Poissonverteilung mit natürlicher Radioaktivität

### 2.2.1 Theoretischer Hintergrund

In den Teilversuchen II und III wurde die Anzahl an eintreffenden  $\gamma$ -Quanten über ein Zeitintervall von je 2 Sekunden mehrmals gemessen (50 bzw. 100 mal). Die dabei entstandene Verteilung der Anzahl eingetroffener  $\gamma$ -Quanten je Zeitintervall entspricht einer Poisson-Verteilung. Eine solche Verteilung lässt sich mathematisch folgendermaßen beschreiben:

$$w_P(n) = \frac{\lambda^n}{n!} e^{-\lambda} \quad (2.1)$$

### 2.2.2 Auswertung der Messwerte

In Teilversuch II wurden nur  $\gamma$ -Quanten gezählt, die innerhalb eines kleinen Energieintervalls liegen, so dass durchschnittlich etwa 2-3  $\gamma$ -Quanten pro Zeitintervall registriert wurden. Hierzu wurde ein Szintillationsdetektor verwendet. Dieser Versuch wurde einmal für 50 und einmal für 100 Messungen durchgeführt. Die zugehörige Häufigkeitsverteilung ist im Histogramm Abb. 2.3 dargestellt. Man erkennt, dass es sich bei der Verteilung annähernd um eine Poissonverteilung handelt. Insbesondere bei der Messung mit 100 Messwerten sind die charakteristische Asymmetrie sowie der rechts vom Maximum liegende Erwartungswert  $\lambda$  (genähert durch den Mittelwert der Verteilung) gut erkennbar. Außerdem gilt näherungsweise mit den errechneten Werte für  $E = \lambda = 2.72$  und  $\sigma = 1.69$ :

$$E = 2.72 \approx 2.86 = \sigma^2$$

und damit:

$$E \approx V$$

Der gut erkennbare Unterschied zwischen den Verteilungen für 50 bzw. 100 Messungen hat abgesehen davon, dass sich die Verteilung im  $\lim_{t \rightarrow \infty}$  den tatsächlichen Wahrscheinlichkeiten immer besser annähert keinen tieferen theoretischen Hintergrund und ist vermutlich durch zufällig unterschiedliche Eintreffraten von  $\gamma$ -Quanten zu erklären.

Führt man den Versuch wie in Teilversuch III über ein deutlich größeres Energieintervall bei ansonsten gleichbleibenden Parametern (100 Messungen von je 2s Messdauer) durch, werden logischerweise pro Zeitintervall mehr  $\gamma$ -Quanten registriert. Bei dieser Messung ergibt sich dann das in Abbildung 2.4 dargestellte Diagramm. Diese Verteilung verhält sich näherungsweise wie die eingezeichnete Normalverteilung.

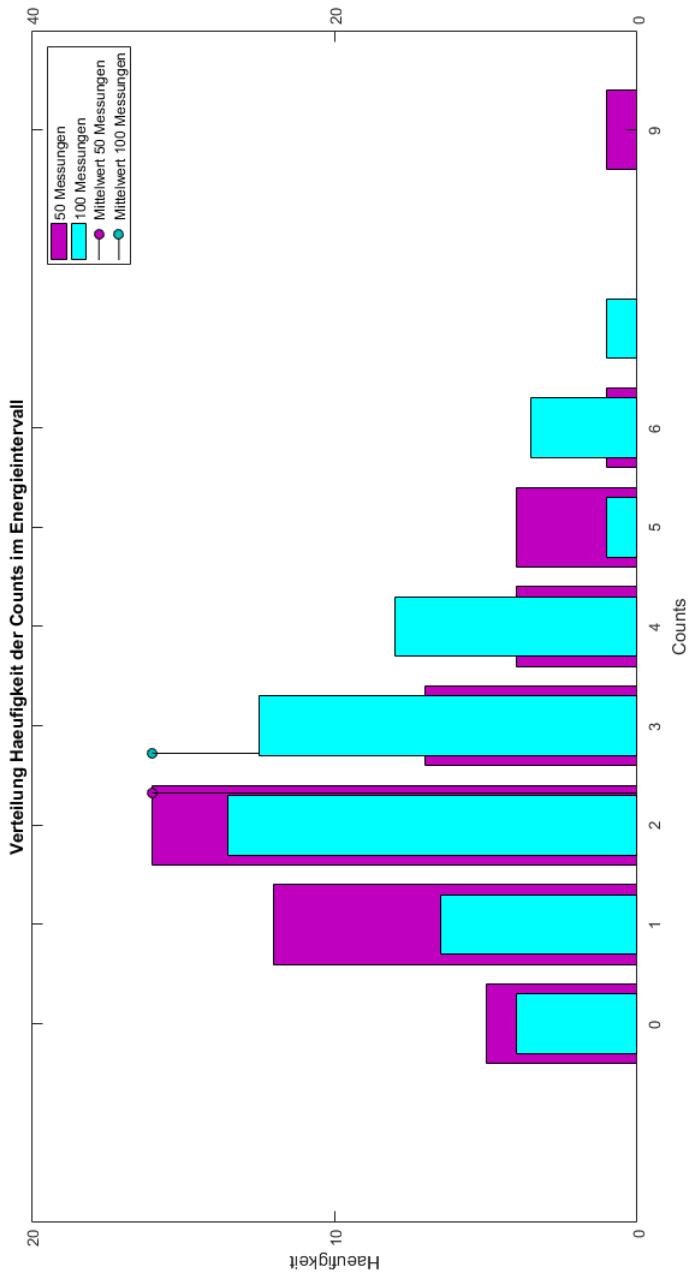


Abbildung 2.3: Häufigkeitsverteilung der Anzahl an gemessenen  $\gamma$ -Quanten pro 2s Intervall

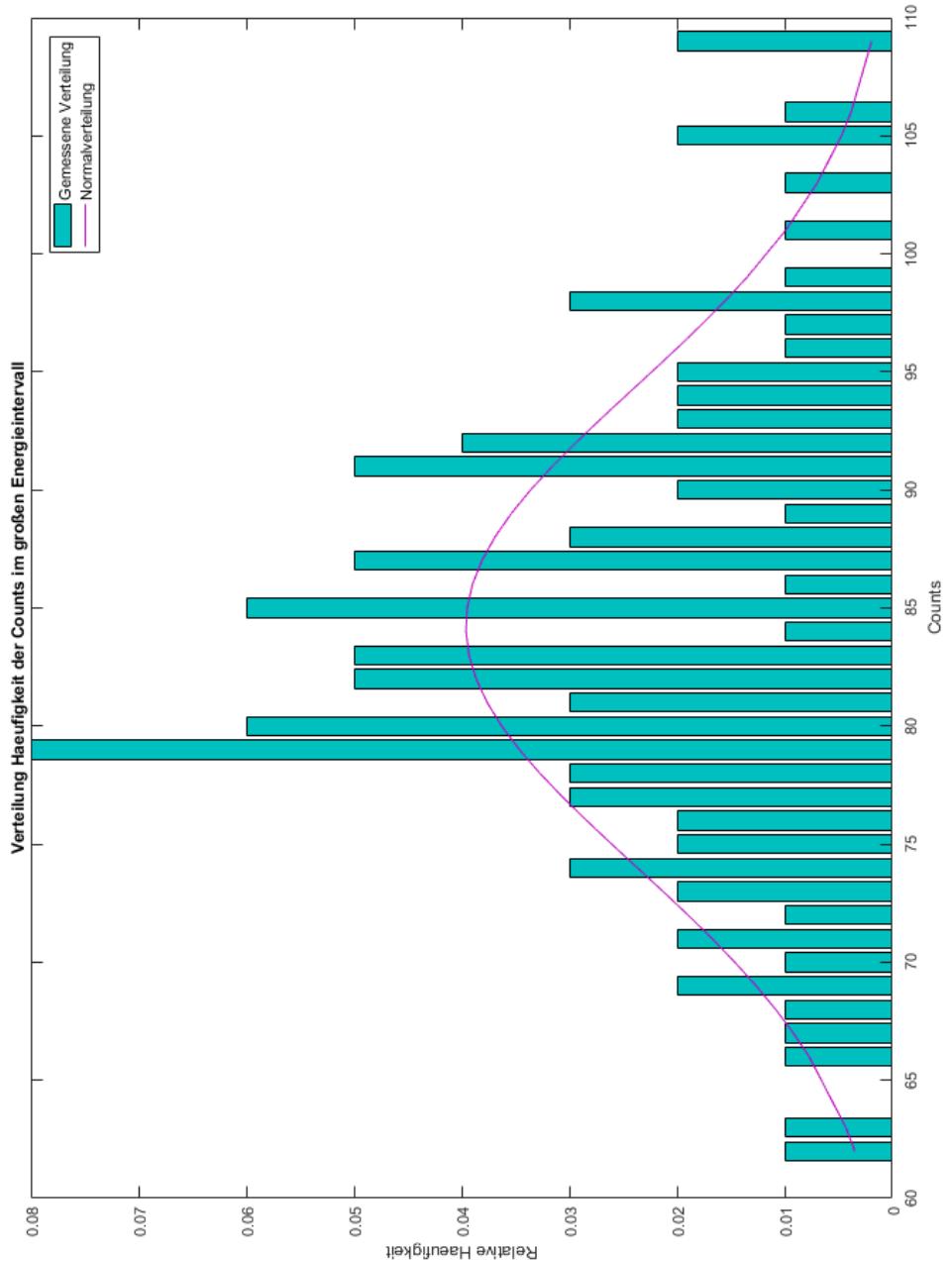


Abbildung 2.4: Häufigkeitsverteilung bei größerem Energieintervall

## Vergleich TV II und TV III

Tabelle 2.1: Vergleich TV II und TV III

Merkmal	TV II	TV III
Anzahl der Messungen	100	100
Zeitinterval je Messung	2s	2s
Anzahl Kanäle ROI	80	858
Mittelwert	2.72	84.22
Standardabweichung	1.63	10.08
Ungefähr Form der Häufigkeitsverteilung	Poissonverteilung	Normalverteilung

Interessanterweise fällt auf, dass sich alleine durch die Vergrößerung des Energieintervalls, welche ausschließlich bewirkt, dass pro Messdurchgang insgesamt mehr  $\gamma$ -Quanten registriert werden aus der Poissonverteilung für ein kleines Energieintervall (Detektion seltener) näherungsweise eine Normalverteilung geworden ist. Dies ist aufgrund des zentralen Grenzwertsatzes nicht weiter verwunderlich. Dieser besagt, dass die Wahrscheinlichkeitsdichte einer Summe  $w = \sum_{i=1}^n x_i$  aus  $n$  unabhängigen Zufallsvariablen  $x_i$  mit beliebiger Wahrscheinlichkeit (aber endlicher Varianz) in der Grenze gegen eine Normalverteilung geht. In diesem Beispiel sind die Zufallsvariablen  $x_i$ , über welche summiert wird jeweils die Anzahlen der detektierten  $\gamma$ -Quanten in jedem der Messkanäle innerhalb des gesamten Energieintervalls. Jeder dieser Kanäle hat eine individuelle Zufallsverteilung.  $n$  ist hierbei in dem Versuchsaufbau die Anzahl der Messkanäle innerhalb des Energieintervalls der Messung. Eine Vergrößerung des Energieintervalls erhöht also  $n$ , wodurch sich die Wahrscheinlichkeitsdichte mehr an eine Normalverteilung annähert (*ZGS*). Der Mittelwert der entstehenden Normalverteilung ist für  $n \rightarrow \infty$  gegeben durch  $\langle w \rangle = n\langle x \rangle$ , wobei  $\langle x \rangle$  der Mittelwert der pro Kanal gemessenen Anzahl an  $\gamma$ -Quanten ist.

# Kapitel 3

## Anhang

### 3.1 Matlab Scripts

#### 3.1.1 TV I: Gemessene Normalverteilung des Galtonbretts

```
1 k = 0:10;
2 nk = [0, 0, 10, 32, 49, 71, 51, 34, 7, 1, 1];
3 ng = [2, 27, 126, 309, 543, 602, 491, 308, 133, 24, 8];
4 muk = 1/sum(nk) * dot(k, nk)
5 ok = sqrt(1/(sum(nk)-1) * dot(nk, (k-mu).* (k-mu)))
6 mug = 1/sum(ng) * dot(k, ng)
7 og = sqrt(1/(sum(ng)-1) * dot(ng, (k-mu).* (k-mu)))
8
9 [ax, h1, h2] = plotyy(k, nk, k, ng, 'bar', 'bar');
10
11 title('Verteilung des Galton Bretts');
12 xlabel('Kanal');
13 ylabel('Anzahl Kugeln');
14
15 hold on
16 s1 = stem(muk, 71);
17 s2 = stem(mug, 71);
18
19 legend([h1, h2, s1, s2], {'Mittlere Statistik: 256 Kugeln', 'Grosse Statistik:
2560 Kugeln', 'Mittelwert der mittleren Statistik', 'Mittelwert der grossen
Statistik'})
```

#### 3.1.2 TV II: Gemessene Poissonverteilung der Anzahl detekтирter $\gamma$ -Quanten

```
1 M1 = dlmread('TV2_50Messungen.stat', ' ', 15, 0);
2 M2 = dlmread('TV2_100Messungen.stat', ' ', 15, 0);
3
4 cnt1 = M1(:, 1);
5 haeuf1 = M1(:, 2);
6 cnt2 = M2(:, 1);
7 haeuf2 = M2(:, 2);
8 mu1 = (1/sum(haeuf1)) * dot(haeuf1, cnt1)
9 mu2 = (1/sum(haeuf2)) * dot(haeuf2, cnt2)
```

```

10 o1 = sqrt(1/(sum(haeuf1)-1) * dot(haeuf1, (cnt1-mu1).^2))
11 o2 = sqrt(1/(sum(haeuf2)-1) * dot(haeuf2, (cnt2-mu2).^2))
12
13 [ax, h1, h2] = plotyy(cnt1, haeuf1, cnt2, haeuf2, 'bar', 'bar');
14
15 title('Verteilung Haeufigkeit der Counts im Energieintervall');
16 xlabel('Counts');
17 ylabel('Haeufigkeit');
18
19 hold on
20
21 s1 = stem(mu1, 16);
22 s2 = stem(mu2, 16);
23 legend([h1, h2, s1, s2], {'50 Messungen', '100 Messungen', 'Mittelwert 50
Messungen', 'Mittelwert 100 Messungen'})

```

### 3.1.3 TV III: Gemessene Normalverteilung der Anzahl detektierter $\gamma$ -Quanten

```

1 M1 = dlmread('TV3_100Messungen.stat', ' ', 15, 0)
2
3 cnt1 = M1(:, 1);
4 haeuf1 = M1(:, 2);
5 mu1 = (1/sum(haeuf1)) * dot(haeuf1, cnt1)
6 o1 = sqrt(1/(sum(haeuf1)-1) * dot(haeuf1, (cnt1-mu1).^2))
7
8 h1 = bar(cnt1, haeuf1/sum(haeuf1))
9
10 title('Verteilung Haeufigkeit der Counts im grossen Energieintervall');
11 xlabel('Counts');
12 ylabel('Relative Haeufigkeit');
13
14 hold on
15
16 h2 = plot(cnt1, normpdf(cnt1, mu1, o1))
17
18 legend([h1, h2], {'Gemessene Verteilung', 'Normalverteilung'})

```