

# Inhaltsverzeichnis

<b>1 Ziel des Versuchs</b>	<b>1</b>
<b>2 Versuchsaufbau</b>	<b>1</b>
<b>3 Versuchsdurchführung</b>	<b>1</b>
<b>4 Auswertung</b>	<b>2</b>
4.1 Bestimmung der Untergrundzählrate . . . . .	2
4.2 Untersuchung der Abstandsabhängigkeit von Cobalt-60 . . . . .	2
4.3 Untersuchung der Abstandsabhängigkeit von Americum-241 . . . . .	6
<b>5 Diskussion</b>	<b>9</b>
5.1 Versuchsergebnisse . . . . .	9
5.2 Fehlerquellen und Verbesserungsvorschläge . . . . .	10
<b>A Anhang</b>	<b>11</b>
A.1 Abbildungen . . . . .	11
A.2 Rohdaten . . . . .	12

## 1 Ziel des Versuchs

In diesem Versuch soll das Abstandsgesetz der radioaktiven Gammastrahlung für zwei unterschiedliche radioaktive Strahler untersucht werden. Das Abstandsgesetz besagt, dass die Strahlungsin- tensität mit dem Quadrat des Abstandes zwischen Beobachter und Quelle abfällt.

## 2 Versuchsaufbau

In diesem Versuch werden ein Dosisleistungsmessgerät, zwei radioaktive Strahler sowie ein Maß- band zum Messen der Abstände verwendet.

## 3 Versuchsdurchführung

Zunächst wurde mit dem Dosisleistungsmessgerät eine Langzeitmessung über 1800 s in Abwesenheit der beiden radioaktiven Strahler durchgeführt, um die Untergrundstrahlung zu bestimmen.

Anschließend wurde das Dosisleistungsgerät an einer Stelle auf dem Boden platziert und ein ra- dioaktiver Strahler in die Nähe gebracht. Der Abstand zwischen dem Strahler und dem Dosis- leistungsmessgerät wurde mit dem Maßband gemessen. Dabei wurde darauf geachtet, dass der Abstand zwischen Vorderseite des Geräts und Öffnung des Strahlers gemessen wurde. Daraufhin wurde das Dosisleistungsmessgerät gestartet. Am Dosisleistungsmessgerät wurde eine Messzeit von einer Minute eingestellt. Nach der einen Minute wurde die Anzahl der Counts notiert.

Für den zweiten radioaktiven Strahler wurde ein etwas anderer Ansatz gewählt. Das Messgerät wurde gestartet, und nachdem ungefähr 200 Counts gemessen wurden, wurde das Gerät gestoppt und die Messwerte für Counts und Zeit notiert. Diese Messung wurde in beiden Fällen für ver- schiedene Abstände zwischen dem Strahler und dem Messgerät durchgeführt.

## 4 Auswertung

### 4.1 Bestimmung der Untergrundzählrate

Bei der Messung über  $t = 1800$  s wurden

$$N = 1720 \pm 40$$

Ereignisse erfasst. Der statistische Fehler wurde hierbei auf  $s_{N,\text{stat}} = \sqrt{N}$  geschätzt. Zusätzlich war in der Versuchsanleitung [1] ein interner Fehler des Messgeräts von 15 % angegeben. Dies entspricht einem systematischen Fehler von

$$s_{N,\text{sys}} = 300.$$

Um alle möglichen Fehler zu berücksichtigen, wurden für die weiteren Berechnungen der statistische und der systematische Fehler auf  $N$  zu einer Gesamtunsicherheit addiert. Es ergibt sich also:

$$N = 1700 \pm 300.$$

Bei diesem Versuch wurde davon ausgegangen, dass das Messgerät die Zeit exakt erfasst, und somit der Fehler  $s_t = 0$  s ist.

Mit

$$R = \frac{N}{t} \tag{1}$$

wurde daraus die Untergrundzählrate

$$R_u = (0,96 \pm 0,16) \text{ s}^{-1},$$

also die gemessenen Ereignisse pro Sekunde bestimmt. Der Fehler ergibt sich hierbei mit Gaußscher Fehlerfortpflanzung aus

$$s_{R_u} = \frac{s_N}{t}. \tag{2}$$

### 4.2 Untersuchung der Abstandsabhängigkeit von Cobalt-60

Für verschiedene Abstände  $x_C$  wurden Messungen über jeweils  $t_C = 60$  s durchgeführt. Wieder wurden die Fehler auf die gemessenen Ereignisse durch Addition des statistischen Fehler und des aus der internen Ungenauigkeit des Messgeräts resultierenden systematischen Fehlers auf  $s_{N_C} = \sqrt{N_C} + 15\% \cdot N_C$  geschätzt. Mit Gleichung (1) wurden analog zum ersten Versuchsteil die Zählrate  $R_p$  bestimmt. Um die tatsächliche Zählrate  $R_C$  des Cobalt-Präparats zu erhalten, wurde die Differenz

$$R_C = R_p - R_u \tag{3}$$

gebildet.

Die Fehler auf  $R_p$  wurden mit Gleichung (2) berechnet, die Fehler auf die tatsächliche Zählrate ergeben sich dann mit

$$s_{R_C} = \sqrt{(s_{R_p})^2 + (-s_{R_u})^2} \tag{4}$$

aus der Gaußschen Fehlerfortpflanzung.

Die so erhaltenen Zählraten  $R_C$  wurden auf den Abstand  $x_C$  aufgetragen. Die Auftragung der ersten 18 Werte für die Zählrate mit ihren Fehlern ist in Abb. 1 zu sehen. Eine Auftragung aller Messwerte ist in Abb. 8 im Anhang zu sehen.

Anschließend wurde mit den Daten eine gewichtete lineare Regression an eine Funktion der Form

$$R_C = \frac{p_1}{x_C^2} \tag{5}$$

angepasst. Da viele Messwerte aus weiter Entfernung aufgenommen wurden, die sich nicht wesentlich von der Untergrundzählrate unterscheiden, wurden für die Regression nur die ersten 18

Messwerte (bis  $x_C = 75$  cm) verwendet, um den Einfluss statistischer Schwankungen der Untergrundzählrate zu minimieren. Die Auftragung der für die Regression verwendeten Messwerte gegen den Abstand  $x$  zusammen mit der aus der Regression erhaltenen Funktion ist in Abb. 1 zu sehen. Im Anhang in Abb. 8 ist die Regression mit allen Datenpunkten und ihren Fehlern zu sehen.

Der aus der Regression erhaltene Bestwert beträgt

$$p_1 = (0,0371 \pm 0,0005) \text{ m}^2 \text{ s}^{-1}. \quad (6)$$

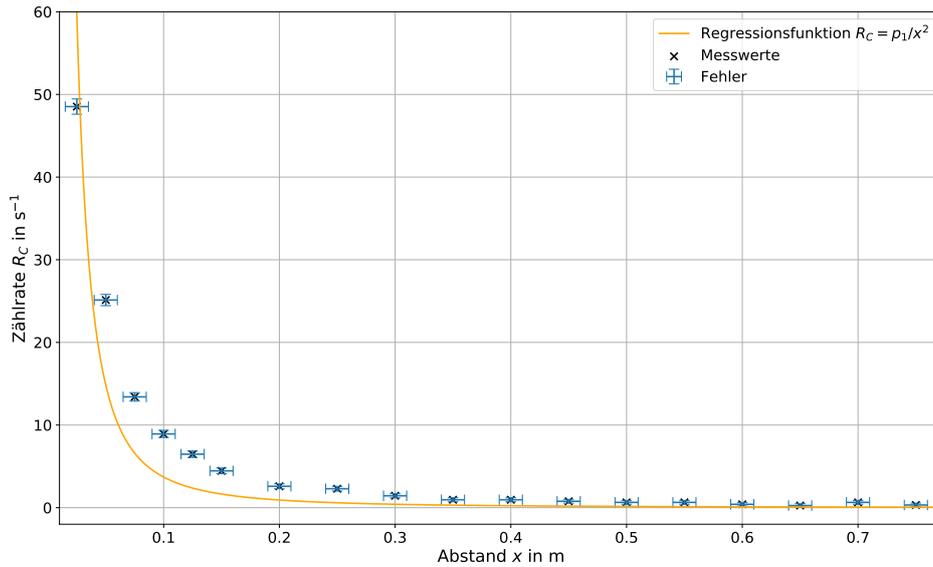


Abbildung 1: Auftragung der Zählrate  $R_C$  von Cobalt-60 pro Sekunde gegen den Abstand  $x_C$  der Probe vom Messgerät mit der Summe aus statistischen und systematische Unsicherheiten als Fehlern für die 18 Messwerte mit dem kleinsten Abstand. Durch die Datenpunkte wurde eine gewichtete lineare Regression durchgeführt, deren Form sich aus Gleichung (5) ergibt. Die erhaltenen Parameter stehen in Gleichung (6). In Abb. 8 im Anhang ist die Regression zusammen mit allen Datenpunkten (auch den nicht für die Regression berücksichtigten) zu sehen.

Anschließend wurde zur Überprüfung der Regression in einem Bereich um den Bestwert von  $p_1$  der  $\chi$ -Quadrat-Wert für die verschiedenen Parameter  $p_1$  berechnet. Die  $\chi$ -Quadrat-Werte sind in Abb. 2 in Abhängigkeit der verschiedenen Parameter aufgetragen.

Numerische Minimierung liefert einen Bestwert von

$$\hat{p}_1 = (0,0371 \pm 0,0005) \text{ m}^2 \text{ s}^{-1},$$

also wie erwartet genau denselben wie in Gleichung (6) mit der Regression erhaltene.

Der Fehler wurde hier mit

$$\chi^2(\hat{p} \pm \Delta p) = \chi^2(\hat{p}) + 1 \quad (7)$$

aus dem Datenanalyse B Skript [2] berechnet. In Abb. 2 ist auch die Konstante bei  $\chi^2(\hat{p}_1) + 1$  sowie der aus den Schnittpunkten mit den Werten für  $\chi^2$  berechnete Fehlerbereich von  $\hat{p}_1$  eingetragen. Der  $\chi$ -Quadrat-Wert des Bestwerts für den Parameter beträgt

$$\chi^2(\hat{p}_1) = 994. \quad (8)$$

Bei Betrachtung von Abb. 1 fällt auf, dass der Fit nicht optimal in den Datenpunkten liegt. Dafür spricht auch der hohe  $\chi$ -Quadrat-Wert. Da nicht ausgeschlossen werden kann, dass beim Messen der

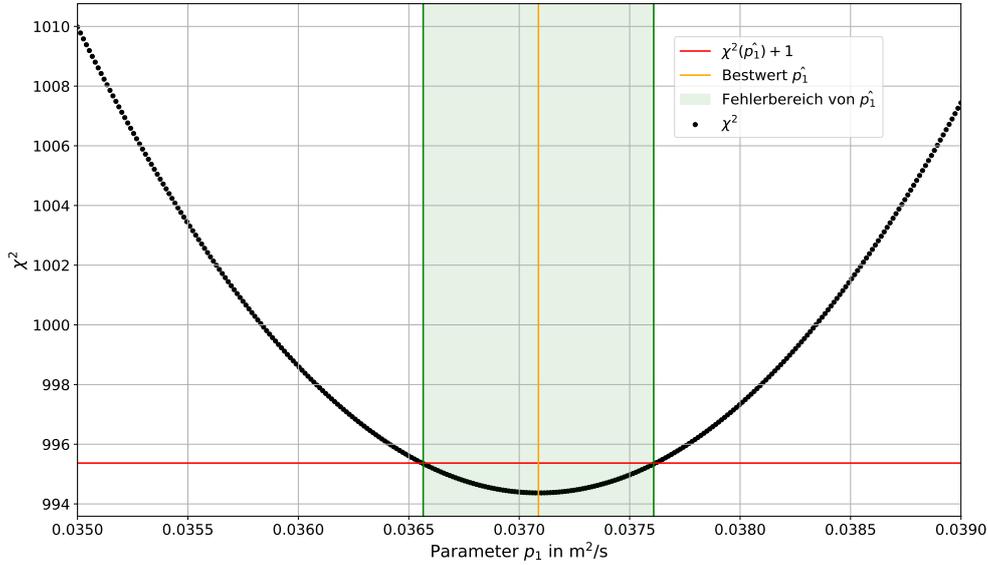


Abbildung 2: Auftragung der Werte für  $\chi^2$  in Abhängigkeit des Parameters  $p_1$ . Das Minimum von  $\chi^2$  und der Bestwert für den Parameter  $\hat{p}_1$  wurden durch numerische Minimierung mit Python bestimmt. Der Fehlerbereich für  $\hat{p}_1$  wurde mit Gleichung (7) aus dem Schnittpunkt der Geraden bei  $\chi^2(\hat{p}_1)$  mit den Werten für  $\chi^2$  und ist auch mit eingezeichnet.

Abstände ein systematischer Fehler aufgetreten ist, wurde eine weitere Anpassung an ein Modell der Form

$$R_C = \frac{p_2}{(x + c_2)^2} \quad (9)$$

vorgenommen. Diesmal wurde direkt numerische  $\chi$ -Quadrat Minimierung mit Python verwendet. Die aus dieser Minimierung erhaltenen Bestwerte der Parameter betragen

$$p_2 = (0,158 \pm 0,003) \text{ m}^2 \text{ s}^{-1} \quad (10)$$

$$c_2 = (0,0318 \pm 0,0007) \text{ m} \quad (11)$$

Die Fehler auf die Parameter ergeben sich hierbei aus der Kovarianzmatrix, die mit

$$V_p = \frac{1}{2} \left[ \frac{\partial^2 \chi^2}{\partial p_i \partial p_j} \right]_{p=\hat{p}}^{-1} \quad (12)$$

aus dem Datenanalyse B Skript [2] berechnet wurde

Der zugehörige  $\chi$ -Quadrat-Wert beträgt

$$\chi^2(p_2, c_2) = 13. \quad (13)$$

Die mit diesen Parametern angepasste Funktion ist zusammen mit der Funktion der Form aus Gleichung (5) in Abb. 3 zu sehen.

Anschließend wurden die Messwerte mit beiden Anpassungsfunktionen in einem doppelt-logarithmischen Diagramm aufgetragen. Das Diagramm ist in Abb. 4 zu sehen. In einem doppelt-logarithmischen Diagramm ergibt für die Regression aus Gleichung (5):

$$\ln(R_C) = \ln\left(\frac{p_1}{x_C^2}\right) = \ln(p_1) - 2 \ln(x_C). \quad (14)$$

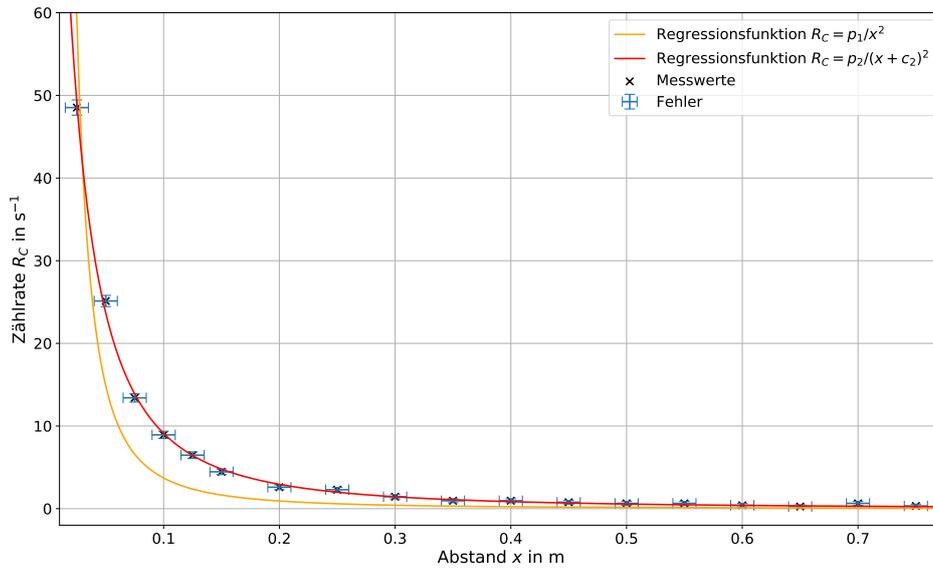


Abbildung 3: Auftragung der Zählrate  $R_C$  von Cobalt-60 gegen den Abstand  $x_C$  für die kleinsten 18 Abstände. Eine Regression  $R_C = p_1/x_C^2$  und eine Regression  $R_C = p_2/(x_C + c_2)^2$  wurden an die Daten durchgeführt. Die Parameter der Regressionen sind in Gleichung (6) bzw. in Gleichung (11) zu sehen, die zugehörigen  $\chi^2$ -Werte in Gleichungen (8) und (13). Im Anhang in Abb. 8 die Regressionen mit allen Datenpunkten zu sehen.

Man erwartet also eine Gerade mit einer Steigung von  $-2$ . In Abb. 4 ist diese Gerade klar zu erkennen. Allerdings wird auch hier deutlich, dass die Gerade nicht sehr gut zu den Messdaten zu passen scheint. Durch Änderung des in der Regression verwendeten Parameters  $p_1$  lässt sich allerdings nur die Position der Gerade, nicht aber ihre Steigung verändern, da die Steigung durch das vorgegebene Modell in Gleichung (9) festgelegt ist. Die mit dem Modell in Gleichung (9) angepasste Funktion hingegen liegt auch hier sehr gut in den Messdaten. Bei Betrachtung im doppelt-logarithmischen Diagramm rechtfertigt sich also auch die Verwendung des Modells in Gleichung (9), das einen Offset in der Abstandsmessung berücksichtigt.

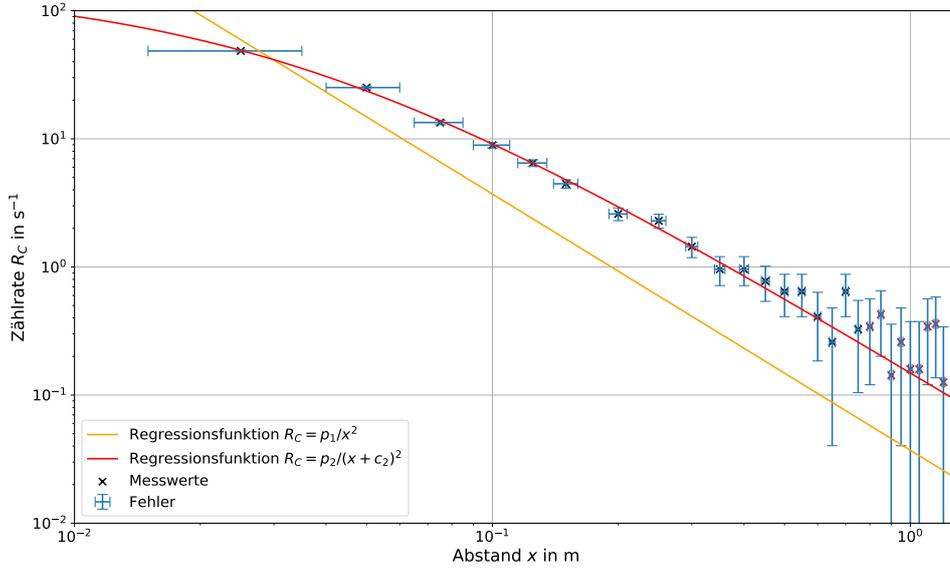


Abbildung 4: Auftragung der Zählrate  $R_C$  von Cobalt-60 gegen den Abstand  $x_C$  in einem doppelt-logarithmischen Diagramm. Die zugehörigen Fehler (Summe aus statistischen und systematischen Fehlern) sind auch mit eingetragen. Durch die ersten 18 Datenpunkte wurden zwei Anpassungen an Funktionen der Form Gleichung (5) (orange) und Gleichung (9) (rot) vorgenommen. Die für die Anpassungen verwendeten Datenpunkte sind in schwarz, die nicht verwendeten in rot markiert.

### 4.3 Untersuchung der Abstandsabhängigkeit von Americium-241

Beim Americium-241-Präparat wurden die Zeit  $t_A$ , die Counts  $N_A$  und die Abstände der Probe vom Messgerät  $x_A$  gemessen. Wie zuvor wurden die Fehler auf die gemessenen Ereignisse mit  $s_{N_A} = \sqrt{N_A} + 1,5\%$  durch Addition des statistischen und systematischen Fehlers geschätzt. Um die tatsächliche Zählrate  $R_A$  des Präparats zu erhalten, wurde mit

$$R_A = \frac{N_A}{t_A} - R_u$$

zunächst aus der Zeit und der Anzahl der Ereignisse die Zählrate bestimmt (siehe Gleichung (1)) und dann wie in Gleichung (3) die Differenz mit der Untergrundzählrate gebildet. Auch hier wurde wie schon bei der Untersuchung von Cobalt-60 in Abschnitt 4.2 der Fehler auf  $R_A$  mit Gleichungen (2) und (4) berechnet.

Die Auftragung der Zählrate  $R_A$  gegen den Abstand  $x_A$  ist in Abb. 5 zu sehen.

Wie schon zuvor wurde mit gewichteter linearer Regression eine Anpassung der Form

$$R_A = \frac{p_3}{x_A^2}$$

vorgenommen. Als Bestwert ergibt sich

$$p_3 = (0,00185 \pm 0,00002) \text{ m}^2 \text{ s}^{-1}, \quad (15)$$

der  $\chi$ -Quadrat-Wert für diese Anpassung beträgt

$$\chi^2(p_3) = 4577. \quad (16)$$

Die aus der Regression erhaltene Funktion ist zusammen mit den Daten und ihren Fehlern in Abb. 5 zu sehen.

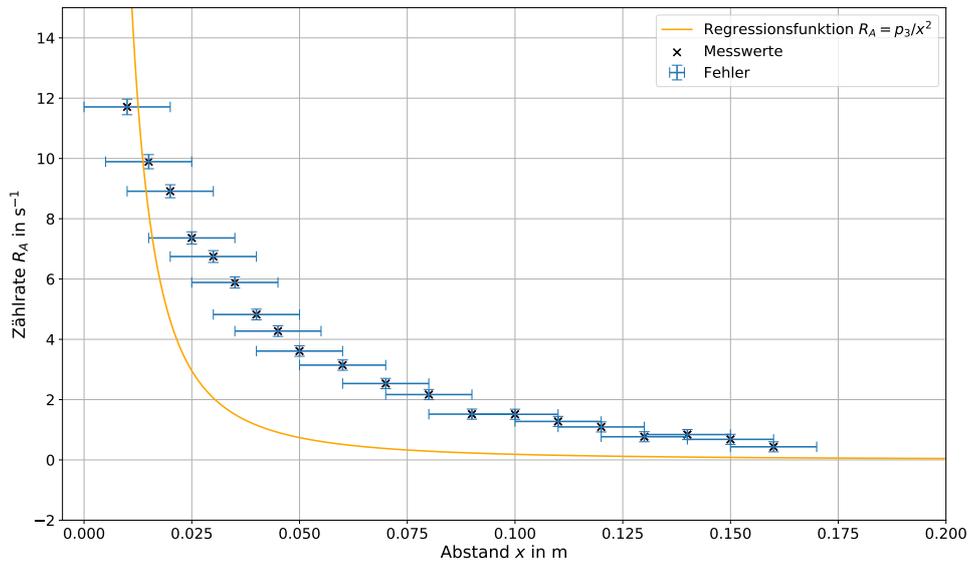


Abbildung 5: Auftragung der Zählrate  $R_A$  von Americium-241 gegen den Abstand  $x_A$  der Probe vom Messgerät mit den zugehörigen Fehlern. Durch die Datenpunkte wurde eine gewichtete lineare Regression durchgeführt, deren Form sich aus Gleichung (5) ergibt. Der erhaltene Parameter steht in Gleichung (15).

Bei Betrachtung der Abbildung und des  $\chi$ -Quadrat-Werts wird deutlich, dass auch hier diese Anpassung nicht sehr gut zu den Daten passt. Deswegen wurde auch hier zur Berücksichtigung eines möglichen systematischen Fehlers bei der Abstandsmessung eine weitere Anpassung an eine Funktion der Form

$$R = \frac{p_4}{(x + c_4)^2}$$

durchgeführt. Numerische  $\chi$ -Quadrat Minimierung mit Python liefert für die Bestwerte

$$p_4 = (0,0239 \pm 0,0006) \text{ m}^2 \text{ s}^{-1} \quad (17)$$

$$c_4 = (0,0381 \pm 0,0006) \text{ m}, \quad (18)$$

für die sich ein  $\chi$ -Quadrat-Wert von

$$\chi^2(p_4, c_4) = 8,1 \quad (19)$$

ergibt. Die Fehler der Parameter wurden wieder mit Gleichung (12) berechnet. Diese Anpassung ist zusammen mit der vorher durchgeführten und den Daten mitsamt Unsicherheiten in Abb. 6 zu sehen.

Auch für die Americium-241 Probe wurden die Daten mit den angepassten Funktionen in Abb. 7 in einem doppelt-logarithmischen Diagramm dargestellt.

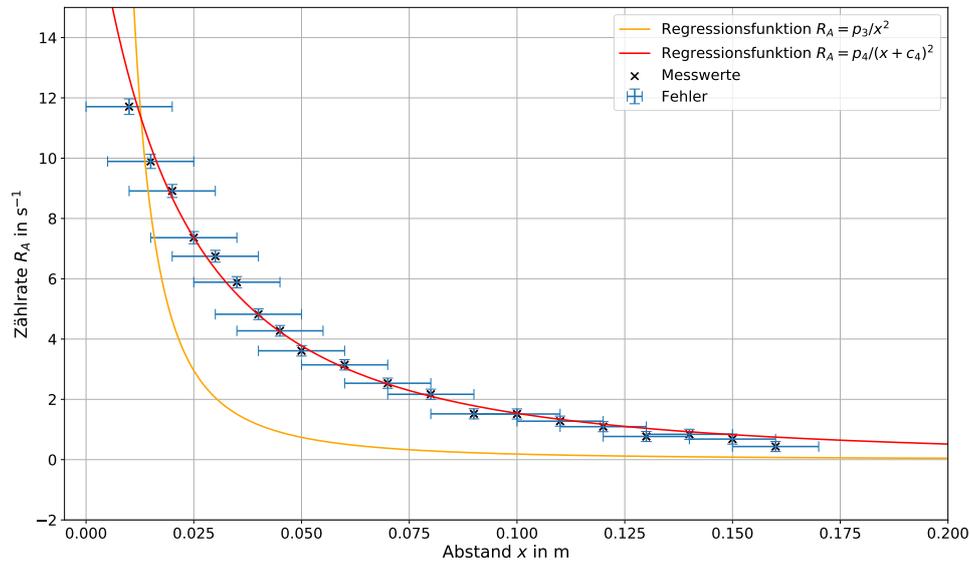


Abbildung 6: Auftragung der Zählrate  $R_A$  von Americium-241 gegen den Abstand  $x_A$ . Eine Regression  $R_A = p_3/x_A^2$  und eine Regression  $R_A = p_4/(x_A + c_4)^2$  wurden an die Daten durchgeführt. Die Parameter der Regressionen sind in Gleichung (15) bzw. in Gleichung (18) zu sehen, die zugehörigen  $\chi^2$ -Werte in Gleichungen (16) und (19)

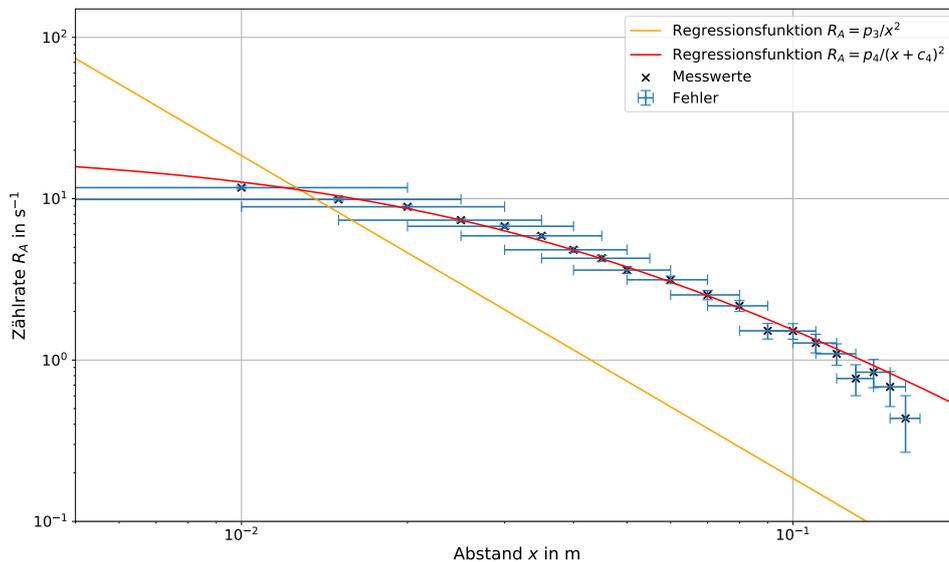


Abbildung 7: Auftragung der Zählrate  $R_A$  von Americium-241 gegen den Abstand  $x_A$  in einem doppelt-logarithmischen Diagramm. Die zugehörigen Fehler sind auch mit eingetragen. Es wurden zwei Anpassungen an Funktionen der Form Gleichung (5) (orange) und Gleichung (9) (rot) vorgenommen.

## 5 Diskussion

### 5.1 Versuchsergebnisse

Zu Beginn des Versuchs wurde die Untergrundzählrate auf

$$R_u = (0,96 \pm 0,16) \text{ s}^{-1}$$

bestimmt.

Für jeweils eine Cobalt-60 und eine Americium-241 Probe wurden danach die Zählraten in Abhängigkeit des Abstands der Probe vom Messgerät bestimmt. Anschließend wurde an die Daten mittels gewichtete linearer Regression eine Anpassung der Form  $R = p/x^2$  vorgenommen. Für die Parameter  $p_1$  von Cobalt und  $p_3$  von Americium ergibt sich

$$\begin{aligned} p_1 &= (0,0371 \pm 0,0005) \text{ m}^2 \text{ s}^{-1} \\ p_3 &= (0,00185 \pm 0,00002) \text{ m}^2 \text{ s}^{-1}. \end{aligned}$$

Dies entspricht  $\chi^2$ -Quadrat-Werten von

$$\begin{aligned} \chi^2(p_1) &= 994 \\ \chi^2(p_3) &= 4577. \end{aligned}$$

Allgemein deutet für eine Anpassung mit  $k$  Parametern an  $n$  Messwerte ein Wert für  $\chi^2$  von ungefähr  $n - k$  auf eine akzeptable, ein Wert von weit über  $n - k$  auf eine schlechte Verträglichkeit hin. Für die Regression an Cobalt-60 wurden 18 Datenpunkte verwendet, für die an Americium 20. Damit die Anpassung verträglich ist, muss der  $\chi^2$ -Wert von Cobalt also ca. 17, der für Americium ca. 19 betragen. Die  $\chi^2$ -Werte der an Gleichung (5) angepassten Funktionen sind wesentlich größer als die für eine Verträglichkeit benötigten.

Das Abstandsgesetz kann hier also in beiden Fällen nicht bestätigt werden.

Auch bei einer Betrachtung der Datenpunkte und der Regressionsfunktionen für Cobalt bzw. Americium wird deutlich, dass die Regressionsfunktionen zwar die erwartete Steigung von  $-2$  hat, aber deutlich außerhalb der Fehlerbereiche der Datenpunkte liegen.

Eine weitere Anpassung an eine Funktion der Form  $R = p/(x + c)^2$  durch numerische  $\chi^2$  Minimierung, bei der also ein möglicher systematischer Fehler in der Abstandsmessung berücksichtigt wird, liefert für die Parameter  $p_2$  und  $c_2$  für Cobalt und  $p_4$  und  $c_4$  für Americium:

$$\begin{aligned} p_2 &= (1,58 \pm 0,03) \text{ m}^2 \text{ s}^{-1} & c_2 &= (0,0318 \pm 0,0007) \text{ m} \\ p_4 &= (0,0239 \pm 0,0006) \text{ m}^2 \text{ s}^{-1} & c_4 &= (0,0381 \pm 0,0006) \text{ m} \end{aligned}$$

Die zugehörigen  $\chi^2$ -Werte betragen:

$$\begin{aligned} \chi^2(p_2, c_2) &= 13 \\ \chi^2(p_4, c_4) &= 8,1. \end{aligned}$$

Die Tatsache, dass diese für beide Proben kleiner als  $n - k$  (also 17 für Cobalt und 19 für Americium) sind, spricht für eine hohe Anpassungsgüte. Damit sind diese Anpassungen also gut mit den gemessenen Daten verträglich.

Unter Berücksichtigung eines möglichen Offsets in der Abstandsmessung kann also das Abstandsgesetz bestätigt werden.

Dies zeigt sich auch bei Betrachtung in einem doppelt-logarithmischen Diagramm: Die angepasste Funktionen erscheinen zwar nicht mehr als Geraden, liegen dafür aber fast überall innerhalb der Unsicherheiten der Datenpunkte.

Für einen solchen systematischen Fehler in der Abstandsmessung spricht auch, dass die aus den Anpassungen erhaltenen Werte für den Offset des Abstands  $c_2$  und  $c_4$  sich in der gleichen Größenordnung von ca. 3 – 4 cm bewegen. Aufgrund der sehr kleinen bestimmten Fehler von  $c_2$  und  $c_4$  sind sie allerdings nicht unterhalb einer Standardabweichung voneinander entfernt. Dies kann allerdings auch seinen Ursprung darin haben, dass sich zwischen den Messungen der verschiedenen Proben der Versuchsaufbau leicht verschoben haben könnte.

## 5.2 Fehlerquellen und Verbesserungsvorschläge

Die Ergebnisse der Auswertung deuten klar auf einen Offset in der Abstandsmessung hin. Da die tatsächliche Lage des Präparats im Behälter sowie die Lage des Detektors im Messgerät nicht direkt ersichtlich waren, wurden die Messungen von der Kante des Präparats zum Gitter des Messgeräts durchgeführt. Es ist deswegen sehr wahrscheinlich, dass dies nicht die tatsächlichen Positionen von Präparat und Messgerät waren. Es ist somit durchaus gut möglich, dass sich insgesamt ein Fehler im Bereich von ca. 3 cm ergeben hat. Um diesen Fehler zu verhindern, wäre es möglich, am Behälter des Präparats sowie am Messgerät die Positionen von Präparat und Detektor zu kennzeichnen.

Eine weitere mögliche Fehlerquelle in der Abstandsmessung ergibt sich aus der Messung mit dem Maßband: Zum Einen war es manchmal schwierig, die Position der Probe am Maßband abzulesen, zum Anderen kann nicht ausgeschlossen werden, dass das Maßband manchmal in einem Winkel zum Abstand lag, was zu einer Verfälschung des Messwerts geführt haben könnte. Aus diesen Ungenauigkeiten resultieren auch die relativ hoch geschätzten Unsicherheiten auf die Abstandsmessungen. Eine deutliche Verbesserung wäre z.B. die Montage des Versuchsaufbaus auf einer optischen Schiene. Dadurch könnte der Abstand direkt an der Schiene abgelesen werden, und eine Verfälschung der Messwerte durch eine Messung unter einem Winkel wäre auch ausgeschlossen.

Um die Fehler auf die Messwerte zu minimieren wäre auch die Verwendung eines genaueren Messgeräts von Vorteil. Durch den für das Messgerät angegebenen mit 15 % ziemlich hohen relativen Fehler auf die Zahl der Ergebnisse war es nicht möglich, eine genaue Messung durchzuführen.

Nicht berücksichtigt wurden in diesem Versuch theoretische Vereinfachungen und Annahmen, die für die Auswertung getroffen wurden. So wurde z.B. die Annahmen getroffen, dass sich die Strahlen des Präparats kugelförmig ausbreiten. Dies war aber durch die Aufbewahrung in einem Behälter nicht unbedingt der Fall. Es ist möglich, dass der Behälter zu einer Ablenkung der Strahlung geführt. Dies würde dann aber dazu führen, dass in diesem Fall keine Zusammenhang der Abnahme der Strahlung mit  $1/x^2$  zu erwarten ist.

Auch nicht berücksichtigt wurde die Tatsache, dass die Anzahl der gemessenen Ereignisse auch von der Ausbreitung der Strahlung in Luft beeinflusst werden kann. Es ist möglich, dass die Luft die Strahlung schwach abgeschirmt hat, so dass vor allem bei großen Abständen die Messungen nicht mehr dem Abstandsgesetz gefolgt sind. Dies rechtfertigt auch noch einmal im Nachhinein die Tatsache, dass für die Anpassung der Funktionen an die Daten von Cobalt nur Daten von vergleichsweise kleinen Abständen verwendet wurden.

Um die Messungen zu verbessern und die Unsicherheiten auf die Daten im Rahmen des gegebenen Versuchsaufbau zu minimieren wäre es vor allem wichtig, längere Messungen durchzuführen. Durch Mittelung über größere Zeitintervalle wäre es so zumindest möglich, den Einfluss statistischer Schwankungen zu minimieren.

# A Anhang

## A.1 Abbildungen

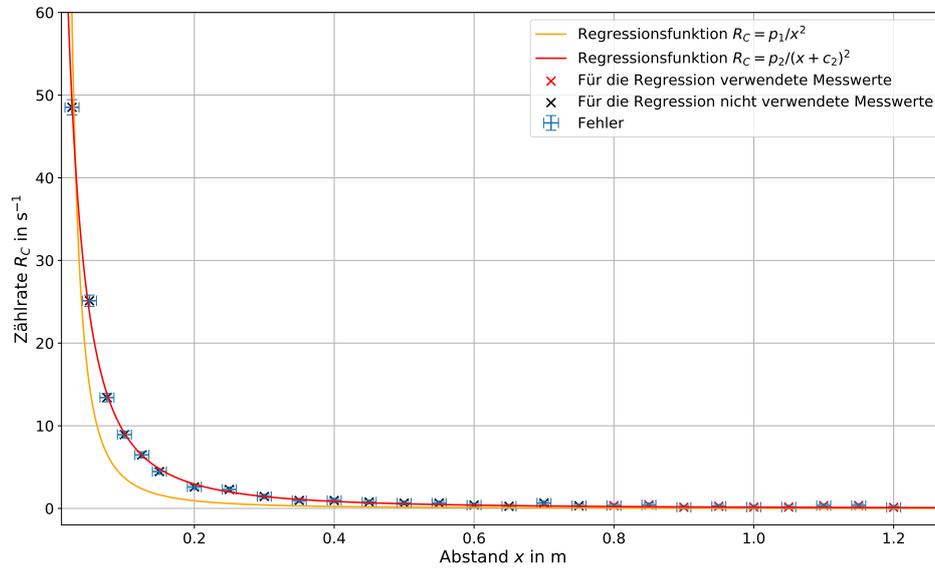


Abbildung 8: Auftragung der Zählrate  $R_C$  von Cobalt-60 pro Sekunde gegen den Abstand  $x$  der Probe vom Messgerät mit den zugehörigen Fehlern. Durch die Datenpunkte wurde eine gewichtete lineare Regression durchgeführt, deren Form sich aus Gleichung (5) ergibt. Die erhaltenen Parameter stehen in Gleichung (6). Die für die Regression berücksichtigten Werte sind in schwarz und die nicht berücksichtigten in rot markiert. In Abb. 1 in Abschnitt 4.2 ist die Regression und nur die für die Regression berücksichtigten Parameter zu sehen.

## A.2 Rohdaten

V86 25.3.22		30 Minute Messung der Untergrundstrahlung: 1800s: 9723 counts	
Messzeit: 1min.	Abstand	counts	Probemessung: 10cm
10,0 ± 1,0 cm	593	Zeitintervall	Abstand in cm
20,0 ± 1,0 cm	213		counts
30,0 ± 1,0 cm	144	23	20 ± 1,0 cm
40,0 ± 1,0 cm	115	41	4,0 ± 1,0 cm
50,0 ± 1,0 cm	96	49	6,0 ± 1,0 cm
60,0 ± 1,0 cm	82	1:04	8,0 ± 1,0 cm
70,0 ± 1,0 cm	96	1:25	10,0 ± 1,0 cm
80,0 ± 1,0 cm	78	1:38	12,0 ± 1,0 cm
90,0 ± 1,0 cm	66	1:54	14,0 ± 1,0 cm
100,0 ± 1,0 cm	67	2:33	16,0 ± 1,0 cm
110,0 ± 1,0 cm	78	2:02	18,0 ± 1,0 cm
120,0 ± 1,0 cm	65	1:55	13,0 ± 1,0 cm
135,0 ± 1,0 cm	77	1:30	11,0 ± 1,0 cm
150,0 ± 1,0 cm	67	1:22	9,0 ± 1,0 cm
165,0 ± 1,0 cm	73	57	7,0 ± 1,0 cm
180,0 ± 1,0 cm	83	44	5,0 ± 1,0 cm
195,0 ± 1,0 cm	77	27	3,0 ± 1,0 cm
210,0 ± 1,0 cm	73	18	1,0 ± 1,0 cm
225,0 ± 1,0 cm	96	25	2,5 ± 1,0 cm
240,0 ± 1,0 cm	104	32	3,5 ± 1,0 cm
255,0 ± 1,0 cm	115	39	4,5 ± 1,0 cm
270,0 ± 1,0 cm	135	20	1,5 ± 1,0 cm
285,0 ± 1,0 cm	325		
300,0 ± 1,0 cm	1565		
315,0 ± 1,0 cm	2369		
330,0 ± 1,0 cm	862		
345,0 ± 1,0 cm	448		

Am-241 Beta-Spektrometer  
 BB-2765  
 ERS 01/10 St. Isch V

Co-60 AP 01/1017  
 AH-1827

25.03  
 XBS

## Literatur

- [1] *Physiklabor für Anfänger\*innen Teil 2, Anleitung Versuch 86, Abstandsgesetz.* Physikalisches Institut, Fakultät für Mathematik und Physik, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, 2022, 25. März 2022.
- [2] *Physiklabor für Anfänger\*innen Teil 2, Datenanalyse B.* Physikalisches Institut, Fakultät für Mathematik und Physik, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, 2022, 25. März 2022.