

Messunsicherheit

veröffentlicht im Internet unter aufgabomat.de

Gliederung:

Vorwort	1
1 Einführung	2
2 Statistische Grundlagen	3
2.1 Zufallsvariablen	3
2.2 Wahrscheinlichkeitsdichte	4
2.3 Wahrscheinlichkeitsverteilungen und ihre Kenngrößen	6
3 Standardunsicherheit	8
3.1 Messunsicherheit des Typs A	8
3.2 Messunsicherheit des Typs B	9
4 Kombinierte Standardunsicherheit	12
4.1 Unsicherheitsfortpflanzungsgesetz	12
4.2 Scheinbar fehlende Unsicherheit in Stichprobenwerten	16
4.3 Kombination zufälliger und nicht korrigierbarer systematischer Messabweichungen	17
5 Überdeckungsintervalle	18
5.1 Spezialfall Normalverteilung	18
5.2 Spezialfall Gleichverteilung	20
5.3 Ableitung der Standardunsicherheit aus Überdeckungsintervallen	21
6 Rundung von Werten	21
6.1 Signifikante Stellen	21
6.2 Rundung von Angabe zur Standardunsicherheit	22
6.3 Regeln für die Grundrechenarten	22
7 Zusammenfassung	24

Vorwort

Jeder Messwert weist eine gewisse Unsicherheit auf. Eine Information darüber, wie groß diese ist, ist unerlässlich, um beurteilen zu können, wie weit man einem Messwert vertrauen und ihn für weitergehende Analysen verwenden kann.

Dennoch wird die Analyse der Messunsicherheit häufig vernachlässigt, ob aus Bequemlichkeit oder aus Unkenntnis. Dazu kommt, dass im deutschen Sprachraum immer noch der irreführende Begriff „Fehler“ verwendet und von „Messfehlern“ und „Fehlerfortpflanzung“ gesprochen wird. Als Fehler wäre die Abweichung eines Messwerts vom „wahren Wert“ der Messgröße zu bezeichnen. Wie aber soll ein Fehler angegeben werden, wenn der tatsächliche Wert nicht exakt bestimmt werden kann? Es werden sich immer nur Schätzwerte für den gesuchten Wert der Messgröße ermitteln lassen. Ob ein solcher Schätz-

wert überhaupt einen Fehler aufweist und wie groß er gegebenenfalls ist, lässt sich nicht sagen. Dass der Schätzwert unsicher ist, versteht sich dagegen von selbst. Im vorliegenden Dokument wird ausgeführt, wie diese Unsicherheit bestimmt und angegeben werden sollte.

Grundlage ist dabei „der GUM“, ein international anerkannter Leitfaden zur Analyse der Messunsicherheit. Sein vollständiger Titel lautet „Evaluation of measurement data - Guide to the expression of uncertainty in measurement“. Er wurde durch das Joint Committee for Guides in Metrology (JCGM) erarbeitet, einem gemeinsamen Ausschuss folgender Institutionen:

- Bureau International des Poids et Mesures (BIPM)
- Internationale Elektrotechnische Kommission (IEC)
- International Federation of Clinical Chemistry and Laboratory Medicine (IFCC)
- International Laboratory Accreditation Cooperation
- Internationale Organisation für Normung (ISO)
- Internationale Union für reine und angewandte Chemie (IUPAC)
- Internationale Union für reine und angewandte Physik (IUPAP)
- Internationale Organisation für das gesetzliche Messwesen (OIML).

Die Inhalte des GUM werden hier einerseits nur stark verkürzt dargestellt. Andererseits wird ausführlicher auf die statistischen Grundlagen der Bestimmung der Messunsicherheit eingegangen (Abschnitte 2 und 3.1). Übungsaufgaben zum Thema Messunsicherheit finden sich unter anderem unter der Internet-Adresse aufgabomat.de in der Rubrik Physik.

1 Einführung

Ziel einer Messung ist es, den Wert einer Messgröße zu ermitteln. Allerdings ist keine Messung absolut genau. Einige der möglichen Gründe hierfür sind:

- unvollständige Kenntnis darüber, wie Einflussgrößen auf das Messergebnis einwirken
- unzureichende Erfassung und Kontrolle der Einflussgrößen
- Ungenauigkeiten bei der Ablesung analoger Messinstrumente
- beschränkte Auflösung der Messinstrumente
- fehlerhafte Kalibrierung der Messinstrumente.

Als **Messabweichung** bezeichnet man die Differenz eines Messwerts zum eigentlich gesuchten Wert der Messgröße. Es gibt zwei Arten der Messabweichung:

- Eine **zufällige Messabweichung** führt zu unvorhersehbaren, zufälligen Variationen bei wiederholter Beobachtung der Messgröße - vorausgesetzt, das Messsystem hat eine ausreichend hohe Auflösung, um zwischen den Werten unterscheiden zu können. Der Beitrag einer zufälligen Messabweichung zur Messunsicherheit kann durch wiederholte Messung reduziert werden. Messwerte, die allein eine zufällige Messabweichung aufweisen, streuen um den gesuchten Wert der Messgröße.
- Das Messsystem kann Anzeigewerte liefern, die nicht um den Wert der Messgröße streuen, sondern um einen demgegenüber verschobenen Wert. Der Unterschied zwischen dem verschobenen Wert und dem tatsächlichen Wert einer Größe wird **systematische Messabweichung** genannt. Falls die systematische Messabweichung bestimmt werden kann und falls sie im Rahmen der geforderten Messgenauigkeit relevant ist, sollten die Messwerte um diese Abweichung korrigiert werden.

Da das Ergebnis einer Messung im Allgemeinen nur eine Näherung für den Wert der Messgröße darstellt, ist es nur zusammen mit einer Aussage über die **Messunsicherheit** vollständig¹. Diese ist ein Maß dafür, wie gut man den gesuchten Wert der Messgröße zu kennen glaubt.

Die Messunsicherheit weist unterschiedliche Komponenten auf, die sich in zwei Kategorien (Typ A und Typ B) unterteilen lassen, je nachdem, wie diese Beiträge zur Messunsicherheit bestimmt werden. In beiden Fällen werden die Beiträge zur Messunsicherheit als Varianzen oder Standardabweichungen berechnet und angegeben. Im Fall einer **Unsicherheit des Typs A** wird die Messunsicherheit ebenso wie der Schätzwert für die Messgröße aus den Ergebnissen wiederholter Messungen unter weitgehend gleichbleibenden Bedingungen berechnet. Im Fall einer **Unsicherheit des Typs B** dienen andere verfügbare Informationen dazu, die Messunsicherheit zu ermitteln.

2 Statistische Grundlagen

2.1 Zufallsvariablen

Bei mehrfacher Wiederholung einer Messung erhält man im Allgemeinen zufällig variierende Resultate. Man spricht davon, dass die Messwerte Werte einer **Zufallsvariable** sind.²

Die im Allgemeinen wichtigste statistische Kenngröße für eine Zufallsvariable X ist ihr **Erwartungswert** $E(X)$. Um diesen streuen die Werte der Variable. Messwerte streuen ebenfalls, und zwar, falls sie nur zufälligen Messabweichungen unterliegen, um den gesuchten Wert der Messgröße. Es folgt, dass der Wert der Messgröße dem Erwartungswert $E(X)$ der Messwerte entspricht. Um Aussagen über Erwartungswerte zu gewinnen, gibt es nun aber zahlreiche statistische Verfahren (Punktschätzung, Intervallschätzung³, t-Test, multiple Mittelwertvergleiche⁴, ...). Dieser Verfahren bedient man sich auch in der Messwertanalyse.

Beispiel: Die Länge eines Stabes wird gemessen. Zur Messung steht nur ein Geodreieck mit Millimeterskala zur Verfügung, das mehrfach angelegt werden muss. Daraus resultiert eine Ungenauigkeit, die dazu führt, dass die Messwerte bei wiederholter Messung in der Größenordnung von Millimetern variieren (Tabelle 1). Die gemessene Länge ist eine Zufallsvariable. Die Frage nach der Länge des Metallstabs entspricht der Fragen nach dem Erwartungswert dieser Zufallsvariable.

Messung Nr.	x (cm)	Messung Nr.	x (cm)
1	100,2	7	100,0
2	100,1	8	99,7
3	99,9	9	100,1
4	100,1	10	100,4
5	99,9	11	100,0
6	100,3	12	100,3

Tabelle 1: Beispiel für zwölf zufällig streuende Werte der gemessenen Länge X eines Stabes.

¹ Der Begriff „Messfehler“ sollte, wie im Vorwort begründet, nicht verwendet werden.

² Anmerkung zu einer in der Statistik üblichen Konvention, der auch im vorliegenden Dokument gefolgt wird: Eine Zufallsvariable wird in der Statistik symbolisch mit einem Großbuchstaben bezeichnet, z. B. mit X . Als Symbol für einen Wert der Variable wird der zugehörige Kleinbuchstabe verwendet, z. B. x .

³ Siehe beispielsweise Skript „Intervallschätzung für den Erwartungswert“ unter aufgabomat.de.

⁴ Siehe beispielsweise Skript „Multiple Mittelwertvergleiche“ unter aufgabomat.de.

2.2 Wahrscheinlichkeitsdichte

Die Ausführungen in diesem Abschnitt dienen dazu, die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion einzuführen. Dazu wird eine Analogie herangezogen, diejenige zur bekannteren Massendichte.

Stellen Sie sich eine Ansammlung von Materie in einem Bereich V des dreidimensionalen Raums vor. Materie besitzt Masse, und so lässt sich die Materieansammlung dadurch beschreiben, wie sich die Masse in diesem Raum verteilt. Einem Punkt lässt sich keine Masse zuordnen, denn ein Punkt hat keine räumliche Ausdehnung, aber die Masse von Volumenelementen kann erfasst und angegeben werden.

Nehmen wir an, der Raumbereich V wird in eine endliche Zahl n von quaderförmigen Volumenelementen ΔV_k mit den Kantenlängen Δx_k , Δy_k und Δz_k unterteilt (Abbildung 1):

$$\Delta V_k = \Delta x_k \Delta y_k \Delta z_k.$$

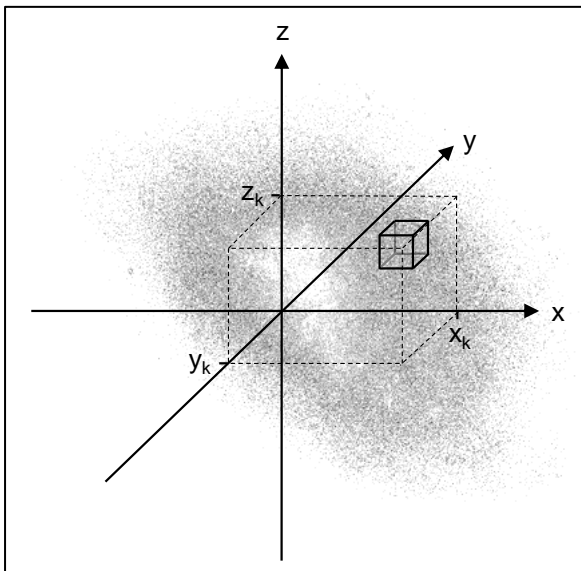


Abbildung 1: Volumenelement mit den Koordinaten x_k , y_k und z_k in einem materieerfüllten Raumbereich.

Die Position der Volumenelemente werde durch die Koordinaten x_k , y_k und z_k angegeben. Hat das Volumenelement ΔV_k die Masse Δm_k , so lässt sich für dieses Volumenelement die mittlere Massendichte $\rho(x_k, y_k, z_k) = \Delta m_k / \Delta V_k$ bestimmen. Ist umgekehrt die Massendichte $\rho(x_k, y_k, z_k)$ gegeben, so lässt sich die Masse des Volumenelements berechnen als

$$\begin{aligned} \Delta m_k &= \rho(x_k, y_k, z_k) \Delta V_k \\ &= \rho(x_k, y_k, z_k) \Delta x_k \Delta y_k \Delta z_k. \end{aligned}$$

Die Gesamtmasse im Raumbereich V ist dann

$$m(V) = \sum_{k=1}^n \rho(x_k, y_k, z_k) \Delta x_k \Delta y_k \Delta z_k.$$

Allerdings ist dies eine relativ grobe Beschreibung der Materieansammlung, denn die Massendichte $\rho(x_k, y_k, z_k)$ ist ein über das Raumelement $\Delta V_k = \Delta x_k \Delta y_k \Delta z_k$ gemittelter Wert. Die räumlich differenzierten, lokalen Verhältnisse werden umso genauer beschrieben, je kleiner ΔV_k ist. Werden die einzelnen

Volumenelemente kleiner, so steigt zugleich ihre Anzahl, d. h. man muss die Anzahl n der Volumenelemente erhöhen und letztlich zum Grenzfall $n \rightarrow \infty$ übergehen:

$$m(V) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{k=1}^n \rho(x_k, y_k, z_k) \Delta x_k \Delta y_k \Delta z_k .$$

Für den Grenzwert auf der rechten Seite dieser Gleichung ist in der Mathematik eine abkürzende Schreibweise eingeführt worden:

$$m(V) = \iiint_V \rho(x, y, z) dx dy dz . \quad (1)$$

In Worten: Die Masse m im Raumbereich V wird berechnet, indem die lokal variierenden Massendichte ρ über diesen Raumbereich integriert wird.

Jetzt zur Statistik. Weder verteilt sich Materie gleichmäßig über den gesamten Raum, noch nimmt eine Zufallsvariable sämtliche Werte in der Menge der reellen Zahlen mit ein und derselben Wahrscheinlichkeit an. Ein Beispiel ist am Ende des vorigen Abschnitts 2.1 genannt worden (Tabelle 1). Zufallsvariable X ist in diesem Beispiel die gemessene Länge. Der Stab, dessen Länge bestimmt werden soll, ist rund einen Meter lang. Entsprechend häufen sich die Messwerte bei etwa einem Meter bzw. gibt es eine erhöhte Wahrscheinlichkeit dafür, dass die Werte der Zufallsvariable X bei etwa einem Meter liegen. Es ist weder zu erwarten, dass plötzlich ein Messwert von zwei Metern auftritt, noch, dass X negative Werte annimmt.

So, wie eine Materieansammlung mit einer bestimmten Verteilung von Masse im dreidimensionalen Raum verbunden ist, ist also eine Zufallsvariable mit einer bestimmten Verteilung von Wahrscheinlichkeit in der Menge der reellen Zahlen verbunden. Die Betrachtung wird dadurch erleichtert, dass sich die Menge der reellen Zahlen als eindimensionaler Raum auffassen lässt: Um die Position einer Zahl in \mathbb{R} zu beschreiben, reicht eine Koordinatenachse aus, der Zahlenstrahl. Identifizieren Sie also

- den dreidimensionalen Raum mit der Menge \mathbb{R} der reellen Zahlen
- Punkte des Raums mit einzelnen Zahlen $x \in \mathbb{R}$
- den Raumbereich V mit einem Zahlenbereich, einem Intervall $[a; b]$.

Eine Materieansammlung lässt sich durch die im Raum variable Massendichte $\rho(x, y, z)$ beschreiben. Die Masse in einem Raumbereich V wird berechnet, indem man die Massendichte über V integriert (Gleichung 1). Analog lässt sich eine Zufallsvariable durch ihre in der Menge der reellen Zahlen variable Wahrscheinlichkeitsdichte $f(x)$ beschreiben. Die Wahrscheinlichkeit, dass die Zufallsvariable X einen Wert in einem Intervall $[a; b]$ annimmt, wird berechnet, indem man die Wahrscheinlichkeitsdichte über das Intervall $[a; b]$ integriert:

$$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx . \quad (2)$$

P ist eine Abkürzung des lateinischen Wortes „probabilitas“ für die Wahrscheinlichkeit.

Die Funktion $f(x)$ wird als **Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion** bezeichnet. Beispiele folgen im nächsten Abschnitt.

Da ein bestimmtes Integral, wie es auf der rechten Seite der Gleichung 2 steht, einer Fläche unter einer Funktionskurve entspricht, lässt sich auch sagen: Wahrscheinlichkeiten, mit denen Zufallsvariablen

Werte in vorgegebenen Intervallen annehmen, entsprechen Flächen unter der zugehörigen Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion.

Kennt man die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion, durch die eine Zufallsvariable X beschrieben wird, lässt sich gemäß Gleichung 2 prinzipiell jede Wahrscheinlichkeit für die betreffende Zufallsvariable berechnen. Ein zentrales Ziel der Statistik ist es daher, zu identifizieren, durch welche Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion sich eine gegebene Zufallsvariable beschreiben lässt.

Hier abschließend die in diesem Abschnitt analog angeführten Größen noch einmal in der Übersicht:

Materieansammlung	-	Zufallsvariable
Masse	-	Wahrscheinlichkeit
dreidimensionaler Raum	-	Menge $ \mathbb{R}$ der reellen Zahlen
Punkt im Raum	-	Zahl $x \in \mathbb{R}$
Raubereich V	-	Zahlenbereich bzw. Intervall $[a; b]$
Massendichte $\rho(x,y,z)$	-	Wahrscheinlichkeitsdichte $f(x)$
$m(V) = \iiint_V \rho(x,y,z) dx dy dz$	-	$P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx$

Die Analogie geht sogar noch weiter: Der Erwartungswert der Zufallsvariable entspricht dem Schwerpunkt der Materieansammlung.

2.3 Wahrscheinlichkeitsverteilungen und ihre Kenngrößen

Viele Zufallsvariablen sind **normalverteilt**. So bezeichnet man Zufallsvariablen, deren Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion die Form

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma} \exp\left[-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right] \quad (3)$$

hat. „exp“ steht für die Exponentialfunktion mit der Basis e ($\exp(x) = e^x$).

Die Normalverteilung hat zwei Parameter:

- Der **Mittelwert** μ gibt an, wo das Maximum der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion liegt.
- Die **Standardabweichung** σ bestimmt die Breite der Verteilung. Sie ist gleich dem Abstand des Mittelwerts von den beiden Wendepunkten auf den Flanken der Funktionskurve (Abbildung 2).

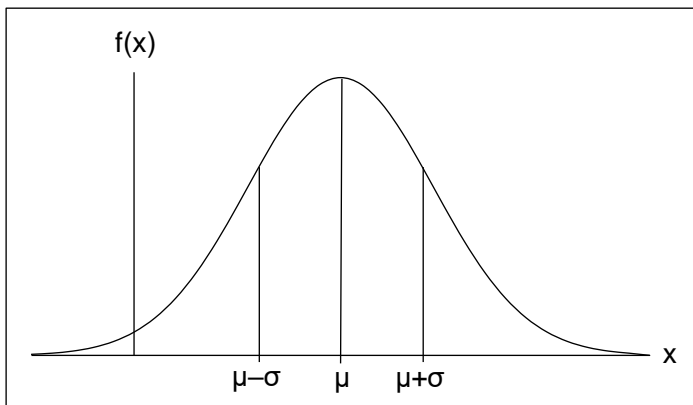


Abbildung 2: Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Normalverteilung.

Die Normalverteilung ist besonders wichtig. Warum dies so ist, wird durch den so genannten **Zentralen Grenzwertsatz** der Wahrscheinlichkeitsrechnung begründet. Dieser besagt: Setzt sich eine Zufallsvariable additiv aus einer großen Zahl beliebig verteilter, stochastisch unabhängiger Zufallsvariablen zusammen, so ist sie selbst näherungsweise normalverteilt.

Messwerte stellen in der Regel Zufallsvariablen dar, die vielfältigen Einflüssen unterliegen wie Ablesungenauigkeiten oder variierenden Rahmenbedingungen während der Versuchsdurchführung. In solchen Messwerten vereinigt sich additiv eine Vielzahl von Störgrößen, die ihrerseits Zufallsvariablen darstellen. Die Messwerte selbst sind dann nach dem Grenzwertsatz zumindest näherungsweise normalverteilt.

Es gibt allerdings auch zahlreiche Zufallsvariablen, die durch die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion einer anderen Wahrscheinlichkeitsverteilung beschrieben werden müssen. Falls die Zufallsvariable nur Werte ≥ 0 annimmt, könnten etwa die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen in Abbildung 3 Anwendung finden. Beispiele für weitere Wahrscheinlichkeitsverteilungen sind die t-Verteilung, Chi-Quadrat-Verteilung, Weibull-Verteilung, Gumbel-Verteilung oder Maxwell-Boltzmann-Verteilung. Einige Verteilungen haben nur einen, andere ebenso wie die Normalverteilung zwei Parameter, deren Werte die Form der Funktion beeinflussen.

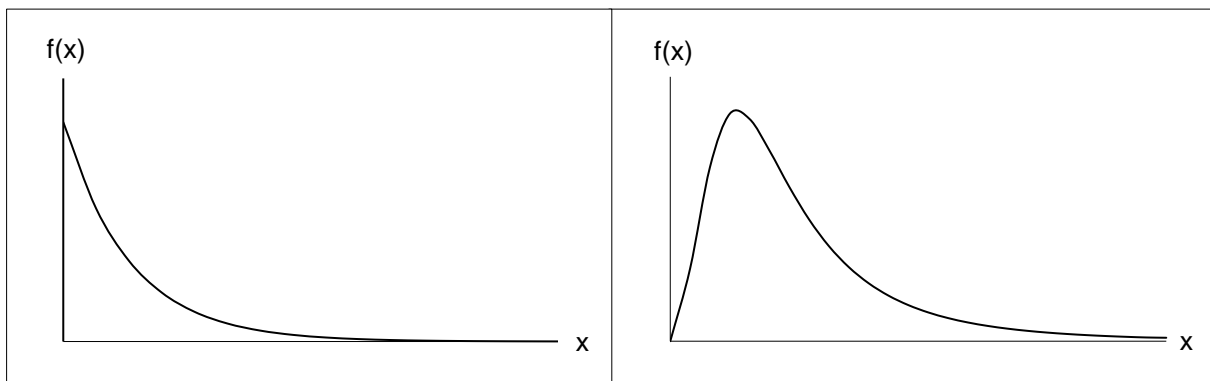


Abbildung 3: Weitere Beispiele für Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen, links diejenige der Exponentialverteilung, rechts diejenige der F-Verteilung.

Unabhängig davon lässt sich jede Verteilung durch den Erwartungswert $E(X)$ (den „Schwerpunkt“) der beschriebenen Zufallsvariable X sowie ein Maß für die Streuung der Variablenwerte um diesen Erwartungswert herum charakterisieren. Als dieses Maß dient in der Statistik die so genannte **Varianz** $\text{Var}(X)$ der Zufallsvariable oder die Quadratwurzel aus der Varianz, die so genannte **Standardabweichung** $\sqrt{\text{Var}(X)}$. Ist die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion $f(x)$ bekannt, so berechnen sich Erwartungswert und Varianz als

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x) x \, dx \quad (4)$$

$$\text{Var}(X) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) [x - E(X)]^2 \, dx . \quad (5)$$

Beispiel: Normalverteilung (Gleichung 3)

Es ergibt sich $E(X) = \mu$ und $\text{Var}(X) = \sigma^2$ bzw. $\sqrt{\text{Var}(X)} = \sigma$. Die Namensgleichheit des Parameters σ der Normalverteilung mit der Standardabweichung $\sqrt{\text{Var}(X)}$ weist darauf hin, dass diese beiden Größen im Spezialfall der Normalverteilung identisch sind.

3 Standardunsicherheit

3.1 Messunsicherheit des Typs A

Eine Messgröße werde durch N voneinander unabhängige Messungen erfasst. Die Resultate X_i der einzelnen Messungen $i = 1, \dots, N$ stellen Werte einer Zufallsvariable X dar (Abschnitt 2.1). Falls keine systematische Messabweichung vorliegt oder falls eine solche systematische Abweichung vollständig korrigiert werden konnte, ist der Erwartungswert $E(X)$ der Zufallsvariable X der gesuchte Wert der Messgröße.

Das Ergebnis der Messwertanalyse ist anzugeben als Schätzwert für die Messgröße bzw. für den Erwartungswert $E(X)$ und die beigeordnete Messunsicherheit. Im Fall einer Messunsicherheit des Typs A lässt sich der Schätzwert für den Erwartungswert $E(X)$ berechnen als

$$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i. \quad (6)$$

Dies ist der so genannte **empirische Mittelwert** der Zufallsvariable. Je größer die Anzahl der Messwerte, auf denen die Analyse basiert, desto genauer ist der Schätzwert. Es gilt:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \bar{X} = E(X). \quad (7)$$

Der empirische Mittelwert \bar{X} ist ebenfalls eine Zufallsvariable, die unterschiedliche Werte annimmt, je nachdem, welche Werte sich zufällig bei den Messungen ergeben haben. Als Beispiel sollen die Messwerte der Stablänge aus Tabelle 1 dienen. Der Datensatz wird in drei Teildatensätze zu je vier Messwerten zerlegt. In Tabelle 2 ist für jeden Teildatensatz der empirische Mittelwert angegeben, so dass die Tabelle drei Werte der Zufallsvariable \bar{X} zeigt.

Messwerte	Mittelwert (cm)
1 bis 4	100,1
5 bis 8	100,0
9 bis 12	100,2

Tabelle 2: Auswertung unterschiedlicher Sätze von Messwerten aus Tabelle 1.

Im Fall einer Messunsicherheit des Typs A wird die Messunsicherheit durch einen Schätzwert für die Standardabweichung $\sqrt{\text{Var}(\bar{X})}$ des empirischen Mittelwerts \bar{X} charakterisiert. Dieser Schätzwert lässt sich aus den einzelnen Messwerten X_i berechnen als

$$S_{\bar{X}} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2}. \quad (8)$$

Es handelt sich um die so genannte **empirische Standardabweichung** der Zufallsvariable \bar{X} . Auch hier gilt wieder, dass der Schätzwert umso genauer ist, je mehr Messwerte vorliegen:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} S_{\bar{X}} = \sqrt{\text{Var}(\bar{X})}. \quad (9)$$

Sollten Sie bereits einmal etwas über die Standardabweichung gehört haben, so werden Sie sich möglicherweise darüber wundern, dass in Gleichung 8 unter der Wurzel nicht nur durch $N - 1$, sondern durch N ($N - 1$) geteilt wird. Sie werden auf Ihrem Taschenrechner sehr wahrscheinlich auch keine Funktion zur Berechnung von $S_{\bar{x}}$ finden. Diejenige Gleichung, die Sie möglicherweise kennen und für die auf wissenschaftlichen Taschenrechnern eine Funktion implementiert ist, lautet

$$S = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2} . \quad (10)$$

Der Vergleich mit Gleichung 8 zeigt, dass

$$S_{\bar{x}} = \frac{S}{\sqrt{N}} \quad (11)$$

gilt. S ist die empirische Standardabweichung der Einzelwerte, d. h. ein Maß für die Streuung bzw. Unsicherheit der einzelnen Werte X_i der Zufallsvariable X . Hier aber geht es nicht um eine Aussage über die Einzelwerte, sondern um eine Aussage über den Schätzwert \bar{X} für den Erwartungswert $E(X)$. Da die Zufallsvariable \bar{X} dadurch entsteht, dass man mehrere Einzelwerte X_i zusammenfasst, streuen ihre Werte weniger als die Einzelwerte X_i . Dies drückt sich darin aus, dass in Gleichung 8 unter der Wurzel zusätzlich durch N zu teilen ist bzw. dass Gleichung 11 gilt.

Im Zusammenhang mit der Angabe von Messunsicherheiten spricht man statt von der empirischen Standardabweichung des Mittelwerts auch von der **Standardunsicherheit** und bezeichnet diese mit u .

Als Messergebnis werden angegeben

- der empirische Mittelwert bzw. das arithmetische Mittel \bar{X} der Messwerte (Gleichung 6) und
- die Standardunsicherheit $u(\bar{X}) = S_{\bar{x}}$ (Gleichung 8).

Beispiel: Messung einer Länge, Messwerte aus Tabelle 1

$$\bar{x} = 100,1 \text{ cm}$$

$$s = 0,2 \text{ cm}, \quad s_{\bar{x}} = 0,2 \text{ cm} / \sqrt{12} = 0,1 \text{ cm}$$

$$L = (100,1 \pm 0,1) \text{ cm}$$

Empirischer Mittelwert und Standardunsicherheit sollten mit derselben Genauigkeit und so angegeben werden, dass die Unsicherheit in der letzten Stelle liegt.

Ausführlichere Schreibweisen, die im GUM empfohlen werden, um deutlich zu machen, dass hier die Standardunsicherheit angegeben ist, sind:

- „ $L = 100,1 \text{ cm}$ mit einer Standardunsicherheit von $0,1 \text{ cm}$ “
- „ $L = (100,1 \pm 0,1) \text{ cm}$, wobei die Zahl hinter dem Symbol \pm der numerische Wert der Standardunsicherheit ist“
- „ $L = 100,1 (0,1) \text{ cm}$, wobei die Zahl in Klammern der numerische Wert der Standardunsicherheit in der Einheit des angegebenen Resultats ist.“

3.2 Messunsicherheit des Typs B

Liegen für eine Größe keine wiederholten Messungen vor, welche die im vorigen Abschnitt dargestellten Berechnungen erlauben, so wird die Standardunsicherheit auf Basis anderer verfügbarer Informationen über die Messgröße abgeschätzt. Wichtige Informationsquellen sind:

- Auflösung der Instrumentenanzeige

Beim Ablesen der Messwerte von der Skala eines Messinstrumentes besteht eine **Ableseunsicherheit**, von der üblicherweise angenommen wird, dass sie der Hälfte der kleinsten Skaleneinheit entspricht. Bei Verwendung einer Stoppuhr mit Zehntelsekundenskala ist beispielsweise eine Unsicherheit von mindestens 0,05 s anzusetzen, bei Verwendung eines Längenmaßstabs mit Millimeterskala eine Unsicherheit von mindestens 0,5 mm. Eine entsprechende Unsicherheit wird auch bei Digitalanzeigen angenommen. Zu beachten ist, dass in der Regel weitere Unsicherheiten hinzukommen. Wird beispielsweise eine Zeit manuell gestoppt, so wird die Messung auch durch die ungenaue Wahrnehmung des Experimentators und seine möglicherweise verzögerte Reaktion beeinflusst.

- Angaben in Bedienungsanleitungen, Handbüchern oder Kalibrierzertifikaten

Es gibt Messabweichungen, die auf der bautechnisch begrenzten Genauigkeit der verwendeten Instrumente beruhen. Falls ein Messinstrument eine solche Abweichung aufweist, betrifft sie alle Messwerte gleichermaßen. Daher handelt es sich um eine systematische Abweichung. Ob und in welchem Maße sie auftritt, ist allerdings unbekannt, sodass sie sich nicht korrigieren lässt. Man spricht daher von einer nicht korrigierbaren **systematischen Restabweichung**.

Herstellerangaben zur systematischen Restabweichung sind in der Regel in der Bedienungsanleitung des betreffenden Messgeräts zu finden, im Fall von Messgeräten mit Ziffernanzeige meist unter dem Begriff **Messgenauigkeit**. Diese wird angegeben in Prozent des Messwertes zuzüglich eines oder mehrerer „Digits“. Digits sind Stufen in der letzten Stelle des angezeigten Zahlenwertes. Die Angabe $\pm(1\% + 5 \text{ dgts})$ beispielsweise bedeutet, dass ein Messwert von 3,00 eine maximale gerätebedingte Messabweichung von $\Delta x = 0,01 \cdot 3,00 + 0,05 = 0,08$ aufweist. Fehlt eine Angabe, ist die systematische Restabweichung mit mindestens 1 dgts anzusetzen.

Im Fall von Messgeräten mit Skalenanzeige ist möglicherweise die **Genauigkeitsklasse** spezifiziert. Diese richtet sich ebenfalls danach, welche Abweichung eines Messwertes vom Wert der Messgröße unter Normalbedingungen (z. B. einer Temperatur zwischen 20 °C und 23 °C) maximal zu erwarten ist. Die genaue Definition variiert je nach Typ des Messinstrumentes.

Sei \bar{x} ein Wert der Zufallsvariable X (Abschnitt 2.1)⁵. Die Ableseunsicherheit, die systematische Restabweichung oder die Genauigkeitsklasse definieren ein Intervall $[\bar{x} - \Delta x; \bar{x} + \Delta x]$, in dem der gesuchte Wert der Messgröße bzw. der Erwartungswert $E(X)$ liegen wird. Mangels weiterer Informationen wird in der Regel angenommen, dass keiner der Punkte und kein Teilbereich des Intervalls $[\bar{x} - \Delta x; \bar{x} + \Delta x]$ in irgendeiner Weise herausgehoben ist, d. h. dass die Zufallsvariable X durch eine **Gleichverteilung** beschrieben wird. Die Wahrscheinlichkeitsdichte einer solchen gleichverteilten Variable ist an jedem Punkt des Intervalls $[\bar{x} - \Delta x; \bar{x} + \Delta x]$ gleich groß. Außerhalb des Intervalls ist sie null (Abbildung 4).

Werte außerhalb des Intervalls werden durch die Zufallsvariable nicht angenommen. Anders ausgedrückt: Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Wert der Zufallsvariable innerhalb des Intervalls $[\bar{x} - \Delta x; \bar{x} + \Delta x]$ liegt, ist 1, denn mit absoluter Sicherheit (mit 100 % Wahrscheinlichkeit) muss die Variable irgendeinen Wert innerhalb genau dieses Intervalls annehmen:

$$\int_{\bar{x}-\Delta x}^{\bar{x}+\Delta x} f(x) dx = 1.$$

⁵ Es handelt sich hierbei um die symbolische Bezeichnung für einen einzelnen Wert, nicht um die symbolische Bezeichnung des empirischen Mittelwertes aus mehreren Messwerten. Es gibt keine Messwiederholungen.

Im Fall einer Gleichverteilung steht das bestimmte Integral für die Fläche eines Rechtecks der Breite $2 \Delta x$. Folglich muss die Höhe dieses Rechtecks $1/(2 \Delta x)$ sein. Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion ist

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{2 \Delta x} & \text{für } \bar{x} - \Delta x \leq x \leq \bar{x} + \Delta x \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (12)$$

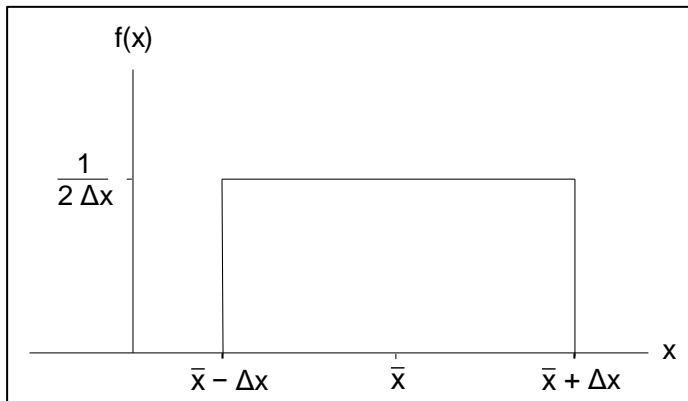


Abbildung 4: Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Gleichverteilung.

Der Erwartungswert der gleichverteilten Variable ist $E(X) = \bar{x}$. Dies ist unmittelbar einleuchtend, kann aber auch mit Gleichung 4 berechnet werden.

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2 \Delta x} x \, dx \\ &= \frac{1}{2 \Delta x} \left[\frac{1}{2} x^2 \right]_{\bar{x}-\Delta x}^{\bar{x}+\Delta x} \\ &= \frac{1}{2 \Delta x} \frac{1}{2} [(\bar{x} + \Delta x)^2 - (\bar{x} - \Delta x)^2] \\ &= \frac{1}{2 \Delta x} \frac{1}{2} [\bar{x}^2 + 2 \bar{x} \Delta x + (\Delta x)^2 - \bar{x}^2 + 2 \bar{x} \Delta x - (\Delta x)^2] \\ &= \frac{1}{2 \Delta x} \frac{1}{2} 4 \bar{x} \Delta x \\ &= \bar{x} \end{aligned}$$

Die Varianz ergibt sich⁶ gemäß Gleichung 5 zu

$$\text{Var}(X) = \frac{(\Delta x)^2}{3}. \quad (13)$$

Die Standardabweichung $\sqrt{\text{Var}(X)}$ bzw. Standardunsicherheit u ist damit

$$u = \frac{\Delta x}{\sqrt{3}}. \quad (14)$$

⁶ Unter anderem mit dem Ziel, dass Sie solche Berechnungen selbst durchführen oder wenigstens nachvollziehen können, hat man Ihnen einmal etwas über die Integralrechnung beigebracht.

Als Messergebnis werden angegeben

- der Wert \bar{x} und
- die Standardunsicherheit $u(\bar{x})$.

Beispiel 1: Strom- und Spannungsmessung mit einem Multimeter

Betriebsart	Messbereich	Genauigkeit	Auflösung
Gleichspannung	400 mV	$\pm(1,4\% + 5 \text{ dgts})$	0,1 mV
	4 V	$\pm(1,3\% + 5 \text{ dgts})$	1 mV
	40 V	$\pm(1,3\% + 5 \text{ dgts})$	10 mV
	400 V	$\pm(1,3\% + 5 \text{ dgts})$	100 mV
	1000 V	$\pm(1,6\% + 5 \text{ dgts})$	1 V
Betriebsart	Messbereich	Genauigkeit	Auflösung
Gleichstrom	400 μA	$\pm(1,5\% + 5 \text{ dgts})$	0,1 μA
	4000 μA	$\pm(1,5\% + 5 \text{ dgts})$	1 μA
	40 mA	$\pm(1,6\% + 5 \text{ dgts})$	0,01 mA
	400 mA	$\pm(1,6\% + 5 \text{ dgts})$	0,1 mA
	4 A	$\pm(1,8\% + 5 \text{ dgts})$	0,001 A

Tabelle 3: Auszug aus der Bedienungsanleitung eines Multimeters.

a) gemessen: $I = 2,800 \text{ mA}$

maximale Messabweichung: $\Delta I = 0,015 \cdot 2,800 \text{ mA} + 0,005 \text{ mA} = 0,047 \text{ mA}$

Annahme: Messwerte gleichverteilt im Intervall $[I - \Delta I; I + \Delta I]$

\Rightarrow Standardunsicherheit $u = 0,047 \text{ mA} / \sqrt{3} = 0,027 \text{ mA}$

b) gemessen: $U = 6,00 \text{ V}$

maximale Messabweichung: $\Delta U = 0,013 \cdot 6,00 \text{ V} + 0,05 \text{ V} = 0,13 \text{ V}$

Annahme: Messwerte gleichverteilt im Intervall $[U - \Delta U; U + \Delta U]$

\Rightarrow Standardunsicherheit $u = 0,13 \text{ V} / \sqrt{3} = 0,08 \text{ V}$

Beispiel 2: Messung einer Länge

Es sei nur ein Wert, der erste aus Tabelle 1, ermittelt worden, $x = 100,2 \text{ cm}$.

Hat das verwendete Geodreieck eine 14,0 cm lange Skala, musste es achtmal angelegt werden. Die Werte X für die Stablänge ergeben sich als Summe acht gemessener Längen L_1 bis L_8 . Die Standardunsicherheit muss hier als kombinierte Standardunsicherheit mithilfe des Unsicherheitsfortpflanzungsgesetzes berechnet werden (Abschnitt 4.1, Beispiel 2).

4 Kombinierte Standardunsicherheit

4.1 Unsicherheitsfortpflanzungsgesetz

Im Allgemeinen werden in der Physik mehrere physikalische Größen (**unabhängige Variablen**) durch eine mathematische Gleichung miteinander verknüpft, um eine weitere Größe (die **abhängige Variable**) zu berechnen. Die betreffenden Gleichungen enthalten außerdem häufig **Parameter**, d. h. systembeschreibende Größen mit in der betrachteten Situation konstantem Wert.

Beispiel: Die Energie Q , die einem Körper der Masse m zugeführt werden muss, um seine Temperatur um ΔT zu erhöhen, ist $Q = c m \Delta T$. Q ist die abhängige Variable, m und ΔT sind die unabhängigen Variablen und die spezifische Wärmekapazität c ist ein Parameter.

Häufig wird die abhängige Variable nicht direkt gemessen. Stattdessen werden die unabhängigen Variablen und die Parameter erfasst, um die abhängige Variable anschließend berechnen zu können. Unsicherheiten in den unabhängigen Variablen und den Parametern werden dazu führen, dass auch die abhängige Variable unsicher ist. Man spricht von **Unsicherheitsfortpflanzung**⁷.

Unabhängige Variablen und Parameter seien mit X_i ($i = 1, \dots, n$) bezeichnet, die abhängige Variable mit Y :

$$Y = f(X_1, \dots, X_n).$$

Zur Berechnung der Unsicherheitsfortpflanzung muss die Funktion $f(X_1, \dots, X_n)$ partiell nach den Eingangsgrößen X_i der Berechnung abgeleitet werden. Die **partielle Ableitung** $\partial Y / \partial X_i$ (gesprochen: "d Y nach d X i") ist ein Maß dafür, wie sich Y ändert, wenn X_i variiert. Um beispielsweise zu beschreiben, wie sich Y ändert, wenn X_i um ΔX_i zunimmt, bildet man zunächst die Differenz zwischen geändertem Wert und Anfangswert:

$$\Delta Y = f(X_1, \dots, X_i + \Delta X_i, \dots, X_n) - f(X_1, \dots, X_i, \dots, X_n)$$

Dieser Wert ist für sich genommen allerdings noch wenig aussagekräftig. Falls Sie beispielsweise die Steigung einer Bergstraße charakterisieren möchten, nutzt es wenig zu sagen, dass Sie an einer solchen eine Höhendifferenz von $\Delta_i Y$ Metern gemessen haben. Sie müssen diesen Absolutwert in Relation zur Strecke ΔX_i setzen, auf der diese Änderung aufgetreten ist. $\Delta_i Y$ ist durch ΔX_i zu dividieren. Schließlich wird der Grenzwert für ΔX_i gegen null gebildet, da die lokale Änderung von Y mit X_i umso genauer erfasst wird, je kleiner ΔX_i ist. Dies führt zur Definition der partiellen Ableitung von Y nach X_i :

$$\frac{\partial f(X_1, \dots, X_i, \dots, X_n)}{\partial X_i} = \lim_{\Delta X_i \rightarrow 0} \frac{f(X_1, \dots, X_i + \Delta X_i, \dots, X_n) - f(X_1, \dots, X_i, \dots, X_n)}{\Delta X_i} \quad (15)$$

In der Praxis wird die partielle Ableitung der Funktion $Y = f(X_1, \dots, X_n)$ nach X_i berechnet, indem man alle Größen außer X_i als konstant auffasst und bei der Ableitung nach X_i dieselben Regeln anwendet, die auch für das Differenzieren von Funktionen einer Variable gelten.

Beispiel: Berechnung der Geschwindigkeit v aus Messwerten x und t für Weg und Zeit bei gleichförmiger Bewegung

$$v = x t^{-1} \Rightarrow \frac{\partial v}{\partial x} = t^{-1}, \quad \frac{\partial v}{\partial t} = -x t^{-2}$$

Für X_1 bis X_n seien die Werte \bar{x}_1 bis \bar{x}_n ermittelt worden. Als Wert der abhängigen Variable Y ergibt sich damit

$$\bar{y} = f(\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_n).$$

Im Allgemeinen weist jeder der Eingangswerte \bar{x}_1 bis \bar{x}_n dieser Berechnung eine Unsicherheit auf, welche durch die Standardunsicherheit $u(\bar{x}_i)$ ($i = 1, \dots, n$) zu charakterisieren ist (Abschnitt 3). Die

⁷ Der Begriff „Fehlerfortpflanzung“ sollte, wie im Vorwort begründet, nicht verwendet werden.

daraus resultierende Standardunsicherheit des Ausgangswertes \bar{y} wird **kombinierte Standardunsicherheit** genannt und mit $u_c(\bar{y})$ bezeichnet (das C steht für „combined“). Im Fall voneinander unabhängiger (unkorrelierter) Eingangsgrößen X_1 bis X_n berechnet sich die kombinierte Standardunsicherheit als

$$u_c(\bar{y}) = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial f(\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_n)}{\partial X_i} u(\bar{x}_i) \right]^2}. \quad (16)$$

Dies ist das so genannte **Unsicherheitsfortpflanzungsgesetz**.

Beispiel 1: Berechnung der Geschwindigkeit v aus Messwerten für Weg x und Zeit t bei gleichförmiger Bewegung

$$\begin{aligned} u_c(v) &= \sqrt{\left[\frac{\partial v}{\partial x} u(x) \right]^2 + \left[\frac{\partial v}{\partial t} u(t) \right]^2} \\ &= \sqrt{\left[\frac{1}{t} u(x) \right]^2 + \left[-\frac{x}{t^2} u(t) \right]^2} \end{aligned}$$

Annahme: Es liegen die Messergebnisse $x = (1,000 \pm 0,001)$ m und $t = (3,0 \pm 0,1)$ s vor.

$$\begin{aligned} \bar{v} &= \bar{x} / \bar{t} \\ &= 1,000 \text{ m} / (3,0 \text{ s}) \\ &= 0,333... \text{ m/s} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} u_c(\bar{v}) &= \sqrt{\left[\frac{1}{\bar{t}} u(\bar{x}) \right]^2 + \left[-\frac{\bar{x}}{\bar{t}^2} u(\bar{t}) \right]^2} \\ &= \sqrt{\left[\frac{1}{3,0 \text{ s}} 0,001 \text{ m} \right]^2 + \left[-\frac{1,000 \text{ m}}{(3,0 \text{ s})^2} 0,1 \text{ s} \right]^2} \\ &= 0,011... \text{ m/s} \end{aligned}$$

Werte sind in der Regel so anzugeben, dass die Unsicherheit in der letzten Stelle liegt, die Geschwindigkeit damit als $v = (0,33 \pm 0,01)$ m/s.

Beispiel 2: Messung einer Länge

Es sei nur ein Wert, der erste aus Tabelle 1, ermittelt worden, $x = 100,2$ cm.

Hat das verwendete Geodreieck eine 14,0 cm lange Skala, musste es achtmal angelegt werden. Die Werte X für die Stablänge ergeben sich als Summe acht gemessener Längen L_1 bis L_8 . Diese weisen jeweils eine Unsicherheit des Typs B auf. Für jede der gemessenen Längen L_i ($i = 1, \dots, 8$) wird gemäß Gleichung 14 als Standardunsicherheit angesetzt:

$$\begin{aligned} u(L_i) &= \frac{0,5 \text{ mm}}{\sqrt{3}} \\ &= 0,3 \text{ mm}. \end{aligned}$$

Die kombinierte Standardunsicherheit der Gesamtlänge $X = \sum_{i=1}^8 L_i$ ist

$$u_c(X) = \sqrt{\sum_{i=1}^8 \left[\frac{\partial X}{\partial L_i} u(L_i) \right]^2}$$

Jede der partiellen Ableitungen ist 1. Daher ergibt sich

$$u_c(X) = \sqrt{\sum_{i=1}^8 [u(L_i)]^2}$$

$$\begin{aligned} u_c(x) &= \sqrt{8 \cdot (0,3 \text{ mm})^2} \\ &= 0,8 \text{ mm} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} L &= x \pm u_c(x) \\ &= (100,2 \pm 0,1) \text{ cm} \quad (\text{zur Rundung} \rightarrow \text{Abschnitte 6.1 und 6.2}) \end{aligned}$$

Beispiel 3: Messung der Schwingungsdauer T eines Pendels

Variante 1: die Zeit $t_1 - t_0$ für eine Schwingung messen

Annahme: maximale Abweichung Δt in der Zeitnahme

$$\text{Ansatz: } u(t) = \frac{\Delta t}{\sqrt{3}}$$

$$T = t_1 - t_0$$

$$\begin{aligned} u_c(T) &= \sqrt{\left[\frac{\partial T}{\partial t_1} u(t_1) \right]^2 + \left[\frac{\partial T}{\partial t_0} u(t_0) \right]^2} \\ &= \sqrt{[u(t_1)]^2 + [-u(t_0)]^2} \\ &= \sqrt{\frac{(\Delta t)^2}{3} + \frac{(\Delta t)^2}{3}} \\ &= \sqrt{\frac{2}{3}} \Delta t \end{aligned}$$

Variante 2: die Zeit $t_2 - t_0$ für zwei Schwingungen messen und durch Zwei teilen

$$T = \frac{1}{2} (t_2 - t_0)$$

$$\begin{aligned} u_c(T) &= \sqrt{\left[\frac{\partial T}{\partial t_2} u(t_2) \right]^2 + \left[\frac{\partial T}{\partial t_0} u(t_0) \right]^2} \\ &= \sqrt{\left[\frac{1}{2} u(t_2) \right]^2 + \left[-\frac{1}{2} u(t_0) \right]^2} \\ &= \sqrt{\left(\frac{1}{2} \right)^2 \frac{(\Delta t)^2}{3} + \left(\frac{1}{2} \right)^2 \frac{(\Delta t)^2}{3}} \\ &= \frac{1}{2} \sqrt{\frac{2}{3}} \Delta t \end{aligned}$$

\Rightarrow Je länger die durch Messung erfasste Zeitspanne, desto weniger fällt die Messunsicherheit ins Gewicht.

4.2 Scheinbar fehlende Unsicherheit in Stichprobenwerten

Jedem Einzelwert für eine Messgröße lässt sich prinzipiell eine Standardunsicherheit des Typs B zuordnen (Abschnitt 3.2). Falls eine Stichprobe von N Messwerten erfasst wird, so erwartet man, dass sich die zufälligen Messabweichungen der Einzelwerte in einer Variabilität der Stichprobenwerte niederschlagen. Die Unsicherheit der Einzelwerte muss dann nicht näher betrachtet werden, sondern sollte in der Messunsicherheit des Typs A enthalten sein, die wie in Abschnitt 3.1 dargestellt analysiert wird.

Einerseits kann es nun aber passieren, dass die Auflösung des Messinstruments nicht ausreicht, um die Messunsicherheit sichtbar werden zu lassen. Andererseits kann es gerade bei kleinen Stichproben auch zufällig geschehen, dass die Messwerte weitgehend übereinstimmen und so fälschlicherweise den Eindruck erwecken, dass eine nur sehr geringe oder möglicherweise sogar überhaupt keine Messunsicherheit vorliegt.

Beispiel: Messung der Zeit, die ein Pendel benötigt, um eine Schwingung auszuführen

$$T_1 = 2,9 \text{ s}, T_2 = 3,0 \text{ s}, T_3 = 3,1 \text{ s} \Rightarrow \bar{T} = 3,0 \text{ s}$$

$$\begin{aligned} \text{Unsicherheit des Typs A nach Gleichung 8: } u(\bar{T}) &= \sqrt{\frac{1}{3(3-1)} \sum_{i=1}^3 (T_i - \bar{T})^2} \\ &= 0,1 \text{ s} \end{aligned}$$

In Fällen dieser Art muss berücksichtigt werden, dass sich möglicherweise ein größerer Wert (oder überhaupt nur ein Wert) für die Standardunsicherheit ergibt, wenn man sie ausgehend von der Unsicherheit des Typs B in den Einzelwerten berechnet.

Der Schätzwert für den Wert der Messgröße ist der empirische Mittelwert

$$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$$

(Abschnitt 3.1). \bar{X} ist eine Funktion mehrerer Variablen, der N Stichprobenwerte X_i . Die Unsicherheit in den Einzelwerten X_i pflanzt sich nach Gleichung 16 in \bar{X} fort gemäß

$$\begin{aligned} u_c(\bar{X}) &= \sqrt{\sum_{i=1}^N \left[\frac{\partial \bar{X}}{\partial X_i} u(X_i) \right]^2} \\ &= \sqrt{\sum_{i=1}^N \left[\frac{1}{N} u(X_i) \right]^2}. \end{aligned}$$

Ist die Standardunsicherheit $u(X_i)$ aller Stichprobenwerte gleich ($u(X_i) = u(X)$ für alle $i = 1, \dots, N$), so ergibt sich

$$\begin{aligned} u_c(\bar{X}) &= \sqrt{N \left[\frac{1}{N} u(X) \right]^2} \\ &= \frac{u(X)}{\sqrt{N}}. \end{aligned} \tag{17}$$

Diese Gleichung entspricht Gleichung 11 und zeigt, dass und wie sich die Unsicherheit des empirischen Mittelwerts \bar{X} mit zunehmendem Stichprobenumfang N verringert.

Sollte sich in einer Stichprobe erweisen, dass die nach Gleichung 8 berechnete Standardunsicherheit des Typs A kleiner ist als diejenige, die sich aus Gleichung 17 ergibt, so ist letztere maßgeblich!

Beispiel: Messung der Zeit, die ein Pendel benötigt, um eine Schwingung auszuführen

$$T_1 = 2,9 \text{ s}, T_2 = 3,0 \text{ s}, T_3 = 3,1 \text{ s}$$

Setzt man an, dass bei der Betätigung der Stoppuhr am Anfang und am Ende der Schwingung jeweils eine maximale Messabweichung Δt von etwa 0,4 s aufgetreten sein dürfte, so ergibt sich als Standardunsicherheit der Einzelwerte

$$\begin{aligned} u_C(T) &= \sqrt{\frac{2}{3}} \cdot 0,4 \text{ s} \\ &= 0,3 \text{ s} \end{aligned}$$

(Abschnitt 4.1, Beispiel 3, Variante 1) und damit als Standardunsicherheit des empirischen Mittelwerts \bar{T} nach Gleichung 17

$$\begin{aligned} u_C(\bar{T}) &= \frac{u_C(T)}{\sqrt{3}} \\ &= 0,2 \text{ s.} \end{aligned}$$

Das Resultat der Messung sollte angegeben werden als:

$$T = 3,0 \text{ s mit der kombinierten Standardunsicherheit } 0,2 \text{ s.}$$

4.3 Kombination zufälliger und nicht korrigierbarer systematischer Messabweichungen

Bislang ging es in erster Linie um zufällige Messabweichungen. Als Maß dafür, wie stark sich diese auf den Wert \bar{X} einer Messgröße X auswirken, dient die Standardunsicherheit $u(\bar{X})$, die sich entweder wie in Abschnitt 3.1 oder wie in Abschnitt 4.2 dargelegt berechnet.

Zu den zufälligen Messabweichungen kommt eine weitere Abweichung hinzu, die eine grundsätzlich andere Ursache hat, nämlich die nicht korrigierbare systematische Restabweichung (Abschnitt 3.2). Sie rührt von bautechnischen Beschränkungen der Messinstrumente her. Als Maß für diese systematische Restabweichung leitet sich ebenfalls eine Standardunsicherheit ab (Gleichung 14), die nachfolgend mit $u_{\text{sys}}(\bar{X})$ bezeichnet wird. Beide Arten von Unsicherheit - diejenige, die auf zufälligen Einflüssen beruht, und diejenige, die bautechnisch bedingt ist - wirken sich unabhängig voneinander auf \bar{X} aus. Dies wird dadurch berücksichtigt, dass für \bar{X} nach dem Unsicherheitsfortpflanzungsgesetz die kombinierte Standardunsicherheit

$$u_C(\bar{X}) = \sqrt{[u(\bar{X})]^2 + [u_{\text{sys}}(\bar{X})]^2} \quad (18)$$

ausgewiesen wird.

Beispiel: Stromstärkemessung

$$I_1 = 2,700 \text{ mA}, I_2 = 2,800 \text{ mA}, I_3 = 2,900 \text{ mA} \Rightarrow \bar{I} = 2,800 \text{ mA}$$

$$\begin{aligned} \text{Standardunsicherheit Typ A: } u(\bar{I}) &= \sqrt{\frac{1}{3(3-1)} \sum_{i=1}^3 (I_i - \bar{I})^2} \\ &= 0,058 \text{ mA} \end{aligned}$$

systematische Restabweichung (Tabelle 3):

$$\Delta I = 0,015 \cdot 2,800 \text{ mA} + 0,005 \text{ mA} = 0,047 \text{ mA}$$

Annahme: Messwerte gleichverteilt im Intervall $[I - \Delta I; I + \Delta I]$

$$\Rightarrow u_{\text{sys}}(\bar{I}) = 0,047 \text{ mA} / \sqrt{3} = 0,027 \text{ mA}$$

$$\begin{aligned} u_c(\bar{I}) &= \sqrt{(0,058 \text{ mA})^2 + (0,027 \text{ mA})^2} \\ &= 0,064 \text{ mA} \end{aligned}$$

$I = 2,800 \text{ mA}$ mit der kombinierten Standardunsicherheit $0,064 \text{ mA}$

5 Überdeckungsintervalle

Die gemessenen Werte einer Messgröße sind Werte einer Zufallsvariable X . Der Erwartungswert $E(X)$ dieser Zufallsvariable ist der gesuchte Wert der Messgröße (Abschnitt 2.1). Als Maß für die Unsicherheit eines Wertes \bar{X} der Messgröße wird seine Standardunsicherheit $u(\bar{X})$ oder kombinierte Standardunsicherheit $u_c(\bar{X})$ berechnet. Die Angabe des Ergebnisses der Datenanalyse als $\bar{X} \pm u_c(\bar{X})$ entspricht der Angabe eines Intervalls mit der Untergrenze $\bar{X} - u_c(\bar{X})$ und der Obergrenze $\bar{X} + u_c(\bar{X})$. Falls die Wahrscheinlichkeitsverteilung, welche die Zufallsvariable X beschreibt, bekannt ist (Abschnitt 2.3), kann sogar die Wahrscheinlichkeit angegeben werden, mit welcher das Intervall den gesuchten Wert der Messgröße enthält. Oder es lassen sich umgekehrt Intervalle bestimmen, die den gesuchten Wert der Messgröße mit einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit enthalten, so genannte Überdeckungsintervalle.

5.1 Spezialfall Normalverteilung

Eine Messgröße werde durch N voneinander unabhängigen Messungen erfasst. Die Resultate X_i der einzelnen Messungen $i = 1, \dots, N$ seien Werte einer normalverteilten Zufallsvariable X (Abschnitt 2.3). Schätzwert für den Wert der Messgröße ist der empirische Mittelwert \bar{X} (Gleichung 6), der ebenfalls eine Zufallsvariable darstellt. Wird er, wie im vorliegenden Fall, aus normalverteilten Werten X_i berechnet, so ist auch er normalverteilt. Im Grenzfall $N \rightarrow \infty$ lassen sich die beiden Parameter dieser Normalverteilung, Mittelwert μ und Standardabweichung $\sigma_{\bar{X}}$, exakt berechnen:

Gemäß Gleichung 7 ist $\lim_{N \rightarrow \infty} \bar{X} = E(X)$. Da im Fall normalverteilter Variablen $E(X) = \mu$ ist, ergibt sich

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \bar{X} = \mu.$$

Außerdem ist gemäß Gleichung 9

$$\begin{aligned} \lim_{N \rightarrow \infty} S_{\bar{X}} &= \sqrt{\text{Var}(\bar{X})} \\ &= \sigma_{\bar{X}}. \end{aligned}$$

Das Intervall $[\bar{X} - S_{\bar{X}}; \bar{X} + S_{\bar{X}}]$ bzw. $[\bar{X} - u; \bar{X} + u]$ entspricht dann dem Intervall $[\mu - \sigma_{\bar{X}}; \mu + \sigma_{\bar{X}}]$.

Die Wahrscheinlichkeit, dass eine normalverteilte Zufallsvariable mit bekannten Parametern einen Wert im Intervall [Mittelwert – Standardabweichung; Mittelwert + Standardabweichung] annimmt, beträgt $p = 68,3\%$ ⁸. Dies gilt auch für die Zufallsvariable \bar{X} :

$$P(\mu - \sigma_{\bar{x}} \leq \bar{X} \leq \mu + \sigma_{\bar{x}}) = 68,3\%.$$

Das Argument der Funktion P wird jetzt umgeformt. Zuerst wird μ subtrahiert, dann \bar{X} :

$$\begin{aligned} P(\mu - \sigma_{\bar{x}} \leq \bar{X} \leq \mu + \sigma_{\bar{x}}) &= P(-\sigma_{\bar{x}} \leq \bar{X} - \mu \leq \sigma_{\bar{x}}) \\ &= P(-\bar{X} - \sigma_{\bar{x}} \leq -\mu \leq -\bar{X} + \sigma_{\bar{x}}). \end{aligned}$$

Jetzt wird das Argument der Funktion mit -1 multipliziert. Dabei kehren sich die Kleinerzeichen um. Es resultiert

$$P(\bar{X} + \sigma_{\bar{x}} \geq \mu \geq \bar{X} - \sigma_{\bar{x}}).$$

Das Argument kann anstatt von links nach rechts auch von rechts nach links gelesen werden. An der mathematischen Aussage ändert sich dadurch nichts. Es resultiert:

$$P(\bar{X} - \sigma_{\bar{x}} \leq \mu \leq \bar{X} + \sigma_{\bar{x}}) = 68,3\%.$$

Damit ist man von einer Aussage über die Werte der Zufallsvariable \bar{X} zu einer Aussage über den Mittel- bzw. Erwartungswert μ der Zufallsvariable gelangt. Mit der Wahrscheinlichkeit von 68,3% liegt dieser im Intervall von $\bar{X} - \sigma_{\bar{x}}$ bis $\bar{X} + \sigma_{\bar{x}}$. Da $\sigma_{\bar{x}}$ im Grenzfall einer unendlich großen Stichprobe der Standardunsicherheit u entspricht (siehe oben), ergibt sich in diesem Fall

$$P(\bar{X} - u \leq \mu \leq \bar{X} + u) = 68,3\%.$$

In der Statistik wird ein solches Intervall, das den Erwartungswert mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit enthält, als Konfidenzintervall oder Vertrauensbereich für den Erwartungswert bezeichnet, im Zusammenhang mit der Angabe von Messunsicherheiten als **Überdeckungsintervall** mit der **Überdeckungswahrscheinlichkeit** p .

Falls das Überdeckungsintervall für eine andere Überdeckungswahrscheinlichkeit als 0,683 angegeben werden soll und/oder für eine endliche Anzahl N von Messwerten, ist die Standardunsicherheit u mit einem Korrekturfaktor, dem so genannten **Erweiterungsfaktor** k , zu multiplizieren (Tabelle 4). Es ergibt sich die **erweiterte Unsicherheit**

$$U = k u. \tag{19}$$

Das Messergebnis wird dann angegeben als $\bar{x} \pm U$, wobei nicht vergessen werden darf, die Überdeckungswahrscheinlichkeit p zu nennen. Zu beachten ist ferner:

1. Werte physikalischer Größen werden immer als Produkt aus einem Zahlenwert und der Einheit der betreffenden Größe angegeben. Die Einheit darf nicht vergessen werden!
2. \bar{x} und U sind in derselben Zehnerpotenz derselben Einheit und mit derselben Genauigkeit anzugeben.
3. Üblicherweise wird die Anzahl der Stellen, mit welcher der Mittelwert angegeben wird, so gewählt, dass die Unsicherheit in der letzten Stelle liegt.

⁸ Zu berechnen durch numerische Integration.

N	Erweiterungsfaktor k für p =			
	68,3%	90,0%	95,0%	99,0%
3	1,32	2,92	4,30	9,92
4	1,20	2,35	3,18	5,84
5	1,14	2,13	2,78	4,60
6	1,11	2,02	2,57	4,03
7	1,09	1,94	2,45	3,71
8	1,08	1,89	2,36	3,50
9	1,07	1,86	2,31	3,36
10	1,06	1,83	2,26	3,25
12	1,05	1,80	2,20	3,11
15	1,04	1,76	2,14	2,98
20	1,03	1,73	2,09	2,86
30	1,02	1,70	2,05	2,76
50	1,01	1,68	2,01	2,68
∞	1,00	1,65	1,96	2,58

Tabelle 4: Wert des Erweiterungsfaktors k in Abhängigkeit von der Anzahl N der Messwerte und der angestrebten Überdeckungswahrscheinlichkeit p im Fall normalverteilter Messwerte.

Beispielsweise ist im Fall der Messwerte aus Tabelle 1 das 99 %-Überdeckungsintervall

$$\begin{aligned}\bar{x} \pm U &= 100,1 \text{ cm} \pm 3,11 \cdot 0,1 \text{ cm} \quad (\rightarrow \text{Abschnitt 3.1}) \\ &= (100,1 \pm 0,3) \text{ cm}.\end{aligned}$$

Da die Messunsicherheit in der Größenordnung von Millimetern liegt, ist die Angabe einer größeren Zahl von Nachkommastellen nicht sinnvoll.

Folgende Angaben sind nicht korrekt:

- 100,1 ± 0,3 cm Einheit des Mittelwertes fehlt
- 100,1 cm ± 3 mm ungleiche Zehnerpotenz für \bar{x} und U (10^{-2} m und 10^{-3} m)
- (100,1 ± 0,31) cm unterschiedliche Genauigkeit für Mittelwert und Messunsicherheit, außerdem unrealistisch hohe Zahl von Nachkommastellen für U.

Anstatt die erweiterte Messunsicherheit U als Absolutwert auszudrücken, kann auch die **relative Unsicherheit** U/\bar{x} berechnet werden⁹. Üblicherweise wird sie in Prozent angegeben. So ergibt sich für die Länge des Metallstabs bei der Überdeckungswahrscheinlichkeit $p = 0,99$

$$\begin{aligned}\frac{U}{\bar{x}} &= \frac{0,3 \text{ cm}}{100,1 \text{ cm}} \\ &= 0,3 \text{ \%}.\end{aligned}$$

5.2 Spezialfall Gleichverteilung

Im Fall einer Messunsicherheit des Typs B, bei Vorliegen nur eines einzelnen Wertes \bar{x} der Messgröße, ist das Messergebnis anzugeben als $\bar{x} \pm u$ (Abschnitt 3.2). Häufig wird dabei von einer Gleichverteilung der möglichen Messwerte ausgegangen und die Standardunsicherheit u daher gemäß Gleichung 14 bestimmt. Es ergibt sich dann

⁹ Der Begriff „relativer Fehler“ sollte, wie im Vorwort begründet, nicht verwendet werden.

$$P(\bar{x} - u \leq X \leq \bar{x} + u) = \int_{\bar{x}-u}^{\bar{x}+u} \frac{1}{2\Delta x} dx$$

$$= 0,577$$

d. h. das Intervall $[\bar{x} - u; \bar{x} + u]$ umfasst 57,7 % der möglichen Messwerte. $[\bar{x} - u; \bar{x} + u]$ ist das so genannte Überdeckungsintervall zur Überdeckungswahrscheinlichkeit $p = 0,577$.

Falls das Überdeckungsintervall für eine andere Überdeckungswahrscheinlichkeit angegeben werden soll, ist u mit dem so genannten Erweiterungsfaktor k zu multiplizieren (Tabelle 5). Es ergibt sich die erweiterte Standardunsicherheit $U = k u$ (Gleichung 19).

p	k
0,577	1,00
0,950	1,65
0,990	1,71
1,000	> 1,73

Tabelle 5: Wert des Erweiterungsfaktors k im Fall einer Gleichverteilung der möglichen Messwerte.

5.3 Ableitung der Standardunsicherheit aus Überdeckungsintervallen

Wichtig zu wissen ist, was in den beiden vorigen Abschnitten zur erweiterten Messunsicherheit gesagt wurde, auch, wenn Informationen zur Messunsicherheit aus Bedienungsanleitungen, Handbüchern oder Kalibrierzertifikaten entnommen werden (Abschnitt 3.2) und dort in Form von Überdeckungsintervallen vorliegen. Ist in einem Dokument ein Überdeckungsintervall $[\bar{x} - U; \bar{x} + U]$ zu einer Überdeckungswahrscheinlichkeit von 95 % oder 99 % angegeben und

- ist anzunehmen, dass die Messwerte normalverteilt sind, so erhält man die Standardunsicherheit u , indem man U durch 1,96 oder 2,58 teilt (vgl. Tabelle 4).
- ist anzunehmen, dass die möglichen Messwerte gleichverteilt sind, so erhält man die Standardunsicherheit u , indem man U durch 1,65 oder 1,71 teilt (vgl. Tabelle 5).

Als Beispiel ein Zitat aus einem Kalibrierzertifikat: "Die Messunsicherheit wurde nach GUM mit dem Erweiterungsfaktor $k=2$ berechnet". In diesem Fall ergibt sich die Standardunsicherheit, indem man die halbe Breite des im Zertifikat angegebenen Überdeckungsintervalls durch 2 teilt ($u = U/k$). Der Erweiterungsfaktor 2 tritt des Öfteren auf, da er im Fall einer normalverteilten Variable zu einer Überdeckungswahrscheinlichkeit von rund 95 % führt (Tabelle 4).

6 Rundung von Werten

6.1 Signifikante Stellen

Werte sind so anzugeben, dass die Unsicherheit in der letzten Stelle, maximal in den beiden letzten Stellen liegt. Die Anzahl der Stellen, mit denen ein Wert angegeben wird, beinhaltet damit eine wichtige Information, nämlich eine Aussage über die Genauigkeit dieses Wertes!

Wird eine Längenmessung mit einem Maßstab durchgeführt, der eine Millimeterskala besitzt, so kann man die Länge X auf etwa einen Millimeter genau bestimmen. Eine sinnvolle Angabe lautet dann beispielsweise $x = 100,0$ cm. Einerseits wäre die Angabe einer größeren Anzahl von Stellen unseriös, da

eine solche Genauigkeit bei der Messung gar nicht erreicht werden kann. Andererseits würden Sie Ihre Messung durch die Angabe $x = 100 \text{ cm}$ unnötig schlechtmachen. Nach der üblichen Konvention, dass die Unsicherheit in der letzten Stelle liegt, nimmt man in diesem Fall nämlich an, dass Sie nur auf etwa einen Zentimeter genau gemessen haben.

Weitere korrekte Angaben für den oben angeführten Messwert sind $x = 1000 \text{ mm}$ oder $x = 1,000 \text{ m}$. In allen drei Varianten weist der Zahlenwert vier Stellen auf. Korrekt - wenn auch umständlich - ist ebenfalls die Angabe $x = 0,001000 \text{ km}$. Die Genauigkeit des Messwertes lässt sich auch hier an der letzten angegebenen Stelle ablesen (6. Stelle hinter dem Komma = $10^{-6} \text{ km} = 1 \text{ mm}$). Die Anzahl der Stellen ab der ersten Ziffer, die ungleich null ist, beträgt ebenfalls vier. Vier ist in diesem Beispiel die Anzahl der so genannten **signifikanten Stellen** des Wertes.

Bei der Ermittlung der Anzahl der signifikanten Stellen gilt:

- Gezählt werden von links nach rechts die Stellen ab der ersten Ziffer ungleich null. Führende Nullen sind nicht signifikant.
- Exakte Werte, z. B. eine natürliche Zahl, die sich als das Ergebnis einer Zählung von Objekten ergibt, besitzen unendlich viele signifikante Stellen.
- Rechtsstehende Nullen können auch darauf hinweisen, dass eine Rundung auf die letzte Ziffer ungleich null vorgenommen worden ist. In diesem Fall stellen sie keine signifikanten Stellen dar.

6.2 Rundung von Angabe zur Standardunsicherheit

Die Unsicherheit von Werten sollte maximal in ihren beiden letzten Stellen liegen. Standardunsicherheiten selbst sind darum mit höchstens zwei signifikanten Stellen anzugeben. Abweichend von den sonst üblichen Rundungsregeln sollte man Angaben zur Unsicherheit eher auf- als abrunden, dabei aber „Vernunft walten lassen“¹⁰. Ein Wert von 10,47 wäre demnach eher auf 11 auf- anstatt auf 10 abzurunden, ein Wert von 28,05 sollte auf 28 abgerundet werden.

6.3 Regeln für die Grundrechenarten

Nehmen wir an, es wird erfasst, welche Zeit t ein Körper braucht, um in gleichförmiger Bewegung die Strecke x zurückzulegen. Das Messergebnis laute $x = 1,000 \text{ m}$ mit der Standardunsicherheit $0,001 \text{ m}$ und $t = 3,0 \text{ s}$ mit der Standardunsicherheit $0,1 \text{ s}$. Mit wie vielen Stellen sollte nun die Geschwindigkeit $v = x/t$ angegeben werden? Ihr Taschenrechner zeigt vielleicht das Ergebnis $0,3333333333$. Konnte die Geschwindigkeit hier tatsächlich auf 10^{-10} m/s genau ermittelt werden?

Die Antwort ist dem Beispiel 1 des Abschnitts 4 für die Unsicherheitsfortpflanzung zu entnehmen. Es ergab sich, dass die berechnete Geschwindigkeit v anzugeben als $v = (0,33 \pm 0,01) \text{ m/s}$. Ein Ergebnis mit zwei signifikanten Stellen ($0,33 \text{ m/s}$) wurde berechnet, indem ein Wert mit vier signifikanten Stellen ($1,000 \text{ m}$) durch einen Wert mit zwei signifikanten Stellen ($3,0 \text{ s}$) dividiert wurde. Für Multiplikation oder Division lässt sich auf diese Weise die folgende Regel ableiten:

Bei einer Multiplikation oder Division besitzt das Ergebnis ebenso viele signifikante Stellen wie die Eingangsgröße mit der geringsten Anzahl signifikanter Stellen.

Für Addition oder Subtraktion gilt eine andere Regel. Hier geht es nicht um die Anzahl signifikanter Stellen, sondern um die Genauigkeit von Werten. Dies ist ein Unterschied! Beispielsweise besitzt der

¹⁰ Im GUM heißt es „common sense should prevail“.

Wert 10,0 km drei signifikante Stellen und ist auf 0,1 km = 100 m genau angegeben. Der Wert 1,0 cm dagegen hat nur zwei signifikante Stellen, besitzt aber eine höhere Genauigkeit in der Größenordnung von 0,1 cm = 1 mm. Es gilt:

Bei einer Addition oder Subtraktion weist das Ergebnis die Genauigkeit der Eingangsgröße mit der geringsten Genauigkeit auf. Voraussetzung: Die Eingangsgrößen werden in derselben Einheit angegeben.

Beispiel 1: Summe der beiden Zahlen 1,23 und 123,4

$$1,23 + 123,4 = 124,6$$

Beispiel 2: arithmetisches Mittel der beiden Zahlen 1,23 und 123,4

$$\frac{1,23 + 123,4}{2} = \frac{124,6}{2}$$
$$= 62,30$$

7 Zusammenfassung

- Geben Sie den mathematischen Zusammenhang $Y = f(X_1, \dots, X_n)$ zwischen der Zielgröße Y und den Eingangsgrößen X_i an.
- Bestimmen Sie die Werte \bar{x}_1 bis \bar{x}_n der Eingangsgrößen, bei wiederholter Messung als empirische Mittelwerte (Abschnitt 3.1, Gleichung 6).
- Bestimmen Sie die Standardunsicherheit $u(\bar{x}_i)$ jeder Eingangsgröße, entweder, bei wiederholter Messung, durch Berechnung der empirischen Standardabweichung des Mittelwertes (Messunsicherheit des Typs A, Abschnitt 3.1, Gleichung 8) oder auf anderem Wege (Messunsicherheit des Typs B, Abschnitt 3.2). Beachten Sie:
 - Im Fall wiederholter Messung ergibt sich ausgehend von einer Schätzung der Typ B-Unsicherheit der Einzelwerte möglicherweise eine höhere Standardunsicherheit als aus Gleichung 8 (Abschnitt 4.2).
 - Wirken sich sowohl zufällige Messabweichungen als auch eine nicht korrigierbare systematische Restabweichung auf \bar{x}_i aus, so ist für \bar{x}_i die kombinierte Standardunsicherheit nach Gleichung 18 auszuweisen (Abschnitt 4.3).
- Berechnen Sie $\bar{y} = f(\bar{x}_1, \dots, \bar{x}_n)$.
- Berechnen Sie die kombinierte Standardunsicherheit $u_c(\bar{y})$ (Abschnitt 4.1, Gleichung 16).
- Falls ein Überdeckungsintervall angegeben werden soll (Abschnitt 5), multiplizieren Sie die kombinierte Standardunsicherheit mit dem Erweiterungsfaktor, um die erweiterte Unsicherheit U zu berechnen (Gleichung 19).
- Geben Sie das Resultat \bar{y} zusammen mit seiner kombinierten Standardunsicherheit $u_c(\bar{y})$ oder erweiterten Unsicherheit U an. Dokumentieren Sie Ihre Datenanalyse so, dass eindeutig nachzuvollziehen ist, was Sie wie berechnet haben.

$$Y = f(X_1, \dots, X_n)$$

X_1, \dots, X_n : Eingangsgrößen, Y : Ausgangsgröße

Im vorliegenden Skript werden die folgenden Möglichkeiten, die Standardunsicherheit zu ermitteln, erläutert:

mehrere Werte für die Eingangsgrößen x_{11}, x_{12}, \dots \dots x_{n1}, x_{n2}, \dots Berechnung empirischer Mittelwerte \bar{x}_1 bis \bar{x}_n als Schätzwerte für die Eingangsgrößen (Gl. 6)		nur ein Wert für die Eingangsgrößen \bar{x}_1 \dots \bar{x}_n	
zufällige Abweichungen		systematische Restabweichung	
Berechnung der Typ A-Unsicherheit der Schätzwerte für die Eingangsgrößen (Gl. 8) $u(\bar{x}_1), \dots, u(\bar{x}_n)$	Schätzung der maximalen zufälligen Abweichungen in den Werten der Eingangsgrößen $\Delta x_1, \dots, \Delta x_n^{11}$	Berechnung der maximalen systematischen Restabweichungen $\Delta \bar{x}_1, \dots, \Delta \bar{x}_n$	Schätzung oder Berechnung der maximalen Abweichungen in den Werten der Eingangsgrößen $\Delta \bar{x}_1, \dots, \Delta \bar{x}_n$
	Berechnung der Typ B-Unsicherheit in den Werten der Eingangsgrößen (Gl. 14) $u(x_1), \dots, u(x_n)$	Berechnung der Typ B-Unsicherheit der Schätzwerte für die Eingangsgrößen (Gl. 14) $u_{\text{sys}}(\bar{x}_1), \dots, u_{\text{sys}}(\bar{x}_n)$	Berechnung der Typ B-Unsicherheit der Werte für die Eingangsgrößen (Gl. 14) $u(\bar{x}_1), \dots, u(\bar{x}_n)$
	Berechnung der kombinierten Unsicherheit der Schätzwerte für die Eingangsgrößen (Gl. 17) $u_c(\bar{x}_1), \dots, u_c(\bar{x}_n)$		
Auswahl des jeweils größeren Wertes für die Unsicherheit der Schätzwerte \bar{x}_1 bis \bar{x}_n			
Berechnung der kombinierten Standardunsicherheit $u_c(\bar{x}_1), \dots, u_c(\bar{x}_n)$ (Gl. 18)			
Berechnung der kombinierten Standardunsicherheit $u_c(\bar{y})$ (Gl. 16)			

¹¹ Kann entfallen, falls die zufälligen Abweichungen in den Messwerten ausreichend repräsentiert zu sein scheinen.