

Kalibrierung eines Drehmomentmesssystems

***Bestimmung der Unsicherheit für
die kleinste Quadrate Methode nach GUM vs. Bayes'sche Regression***

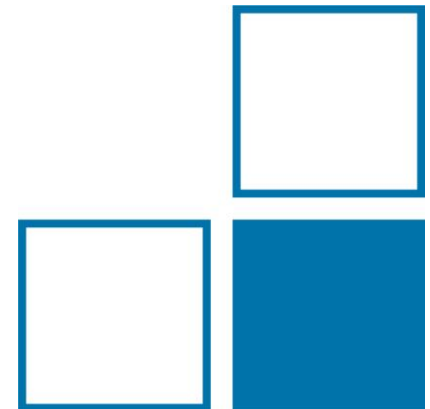
S. Martens, K. Klauenberg und C. Elster

AG 8.42 Datenanalyse und Messunsicherheit

VDI/VDE-GMA FA 1.20
„Messunsicherheit“

VDI/VDE-GMA FA 1.21
„Eignungsnachweis von Mess- und Prüfprozessen“

24. Juni 2020





gefördertes EMPIR (**E**uropean **M**etrology
Programme for **I**nnovation and **R**esearch)
Projekt von 2018-2021

- 16 internationale Partner
- 30 Problemstellungen aus diversen Bereichen



- a) Harmonisierung der Bestimmung von Messunsicherheiten (MU)
- b) „Lernen anhand von Beispielen“
 - behandelt werden traditionelle Bereiche der Metrologie wie z.B. Kalibrierung (***geradlinige Regression***), Konformitätsbewertung...
 - praktische „Musterlösungen“ die leicht adaptierbar sind
 - Vergleich von Methoden zur Bewertung von Unsicherheiten (GUM, Monte Carlo Methode nach GUM-S1 und S2 oder Bayes'sche Inferenz)
 - Veranschaulichung der Prinzipien der Messunsicherheitsbewertung

Ziele des EMUE Projektes

c) Breitenwirkung

- Projektwebseite

Training course on measurement uncertainty evaluation

February 28, 2020

IMBiH, Sarajevo, 12, 13 October 2020 IMBiH v...
evaluation in Sarajevo, Bosnia and Herzegovin...
institutes, national accreditation bodies, technical auditors and industry stakeholders. The expertise
level required by course delegates is medium and the expected outcome is the gaining of
knowledge of... [Read More](#)

verschoben aufs
Frühjahr 2021

Workshop EMUE

February 28, 2020

LNE, 21 and 22 January 2020 LNE hosted a workshop in Paris on 21 and 22 January 2020. The

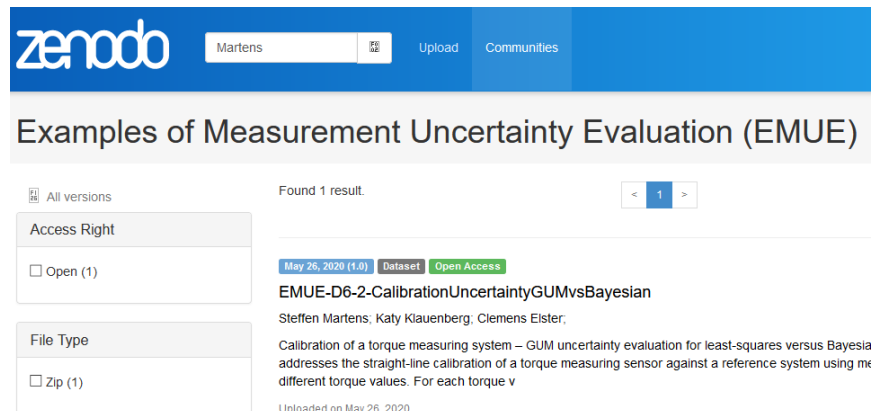
- Dokumente (PDFs) und open-source Programme zu den Musterlösungen

EMUE

[Home](#) [Work packages ▾](#) [Partners](#) [News and events](#)

<http://empir.npl.co.uk/emue/>

- Informationen zu organisierten Workshops und Trainingskursen



zenodo Martens Upload Communities

Examples of Measurement Uncertainty Evaluation (EMUE)

All versions Found 1 result. < 1 >

Access Right

☐ Open (1)

File Type

☐ Zip (1)

May 26, 2020 (1.0) Dataset Open Access

EMUE-D6-2-CalibrationUncertaintyGUMvsBayesian

Steffen Martens; Katy Klauenberg; Clemens Elster;

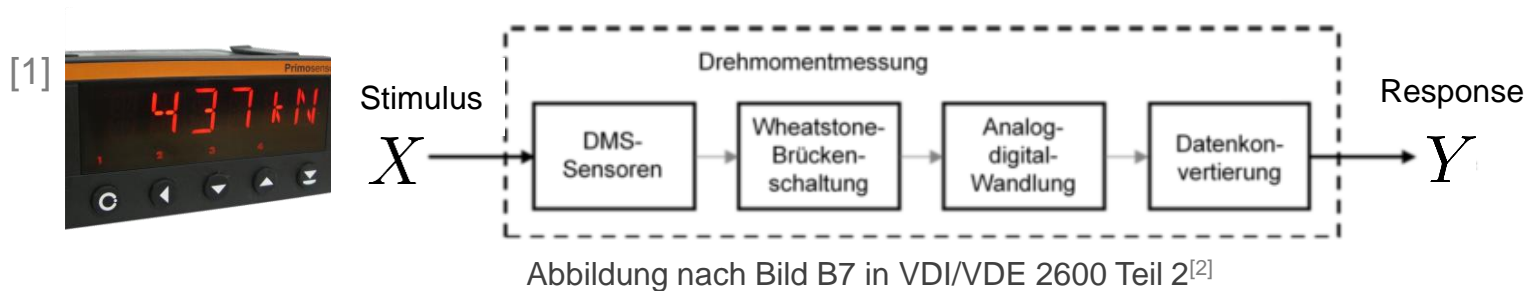
Calibration of a torque measuring system – GUM uncertainty evaluation for least-squares versus Bayesian addresses the straight-line calibration of a torque measuring sensor against a reference system using multiple different torque values. For each torque v

Uploaded on May 26, 2020

<https://zenodo.org/communities/emue/>

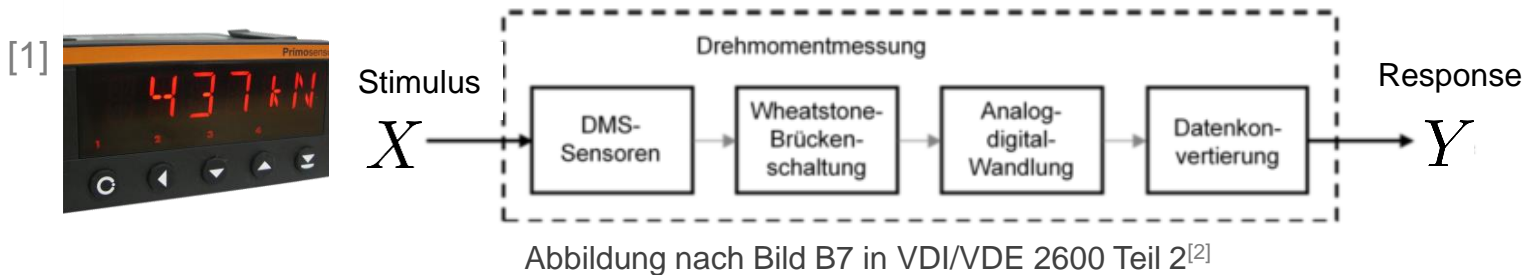
c) Breitenwirkung

- via Stakeholder (VDI/VDE FA 1.20, ISO/REMCO, ...), Normen & abgeleitete Richtlinien in versch. Disziplinen
- Input für den GUM (zukünftig Bsp. Dokument JCGM 110)
- Kompendium (Projektwebpage)
 - einleitende Tutorials zur Monte Carlo Methode, zur Bayes'schen Inferenz, zur Bestimmung von Kovarianzen und zum Berichten von Messunsicherheiten
 - einheitlich strukturierte „Beispiellösungen“ (6-10 Seiten)



Ziel: Bestimmung des funktionalen Zusammenhangs zwischen X und Y
→ Schätzung der Parameter der Kalibrierkurve und deren Unsicherheiten

[1] <https://primosensor.de/produkt/ind4r13-digitalanzeige/>



Ziel: Bestimmung des funktionalen Zusammenhangs zwischen X und Y
 → Schätzung der Parameter der Kalibrierkurve und deren Unsicherheiten

Daten aus VDI/VDE 2600 Teil 2^[2]:

- 8 Referenzdrehmomente x_i
- Mittelwert y_i aus Wiederholungsmessungen mit Standardabweichung S_i

i	x_i Nm	Mean y_i Nm	SD S_i Nm	n_i
1	0.101	0.095 0	0.005 5	6
2	0.201	0.196 6	0.005 2	6
3	0.305	0.301 6	0.004 1	6
4	0.501	0.498 3	0.004 1	6
5	1.001	1.008 3	0.009 8	6
6	3.000	3.026 6	0.008 2	6
7	4.001	4.046 6	0.012 1	6
8	5.007	5.066 6	0.037 9	3

$$y_i = n_i^{-1} \sum_{j=1}^{n_i} y_{ij}$$

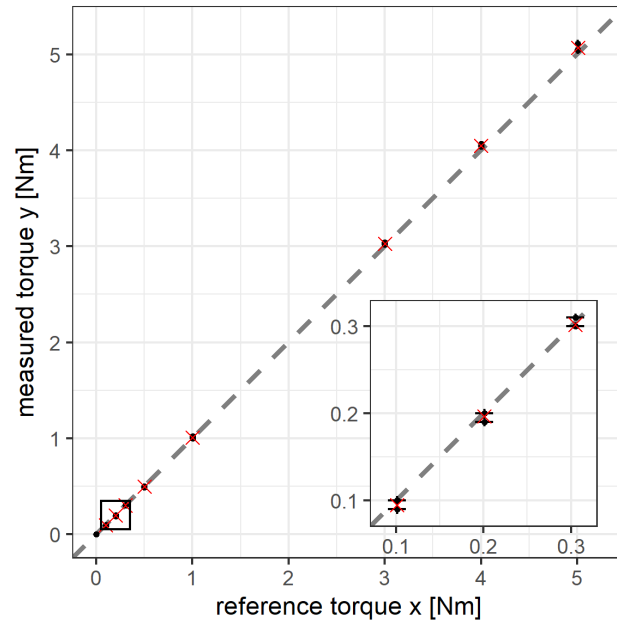
$$S_i = \left((n_i - 1)^{-1} \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - y_i)^2 \right)^{1/2}$$

[1] <https://primosensor.de/produkt/ind4r13-digitalanzeige/>

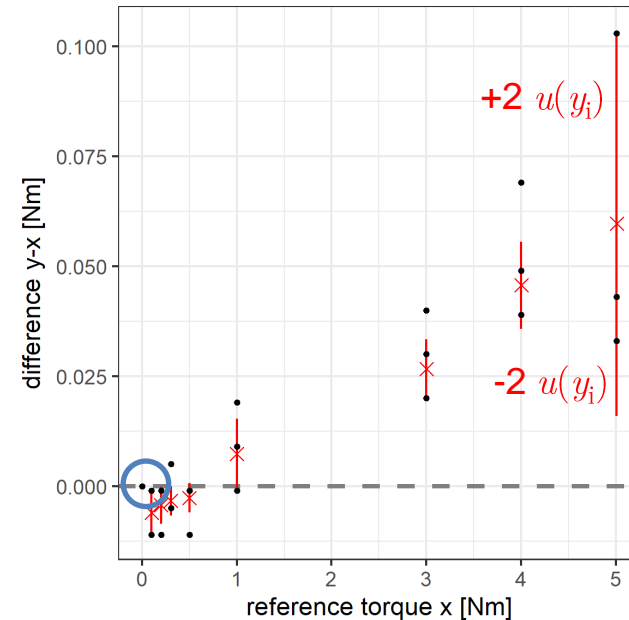
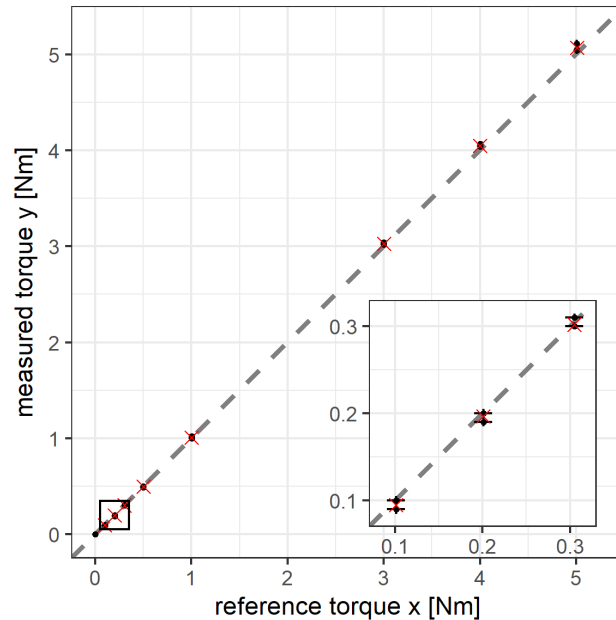
[2] VDI-Richtlinie VDI/VDE 2600 Part 2

“Prüfprozessmanagement – Ermittlung der Messunsicherheit komplexer Prüfprozesse”,
 Verband Deutscher Ingenieure, Verband der Elektrotechnik, Elektronik und Informationstechnik,
 Beuth-Verlag, Berlin, Germany, 2019.

Geradlinige Kalibrierfunktion



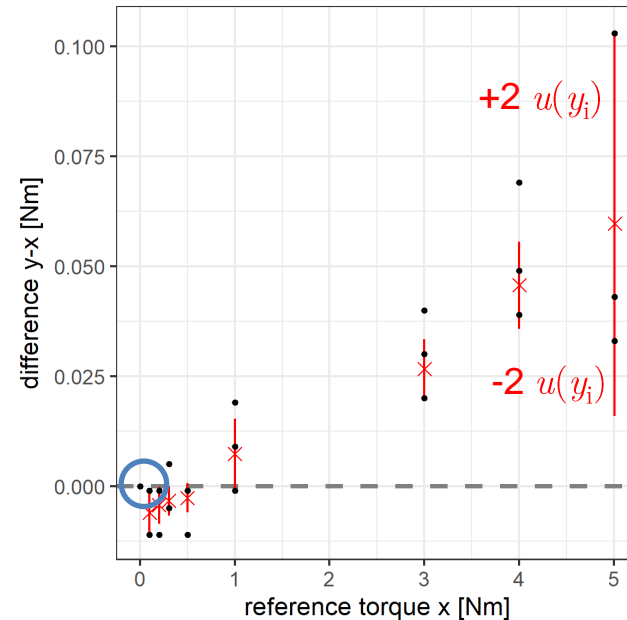
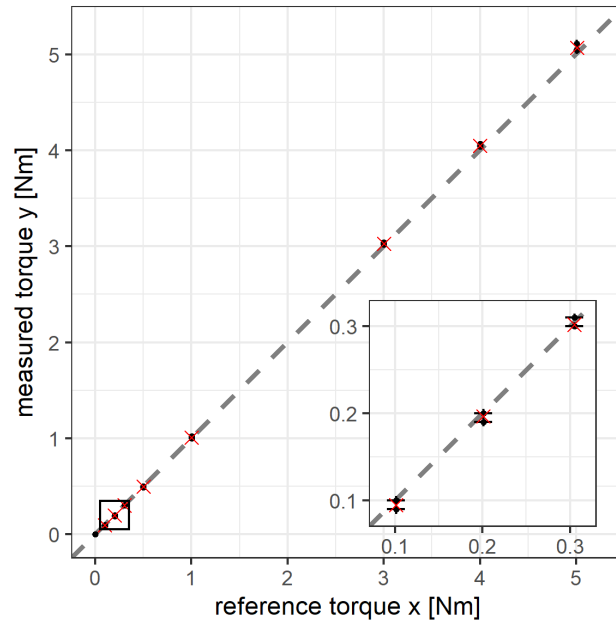
Geradlinige Kalibrierfunktion



- i. bei Laststufe 0 wird kein Drehmoment gemessen
- ii. direkte Proportionalität zwischen X und Y

$$Y = \beta X \quad \text{mit } \underline{\text{Messgröße}} \beta$$

Geradlinige Kalibrierfunktion



- i. bei Laststufe 0 wird kein Drehmoment gemessen
- ii. direkte Proportionalität zwischen X und Y

$$Y = \beta X \quad \text{mit } \underline{\text{Messgröße}} \beta$$

- iii. Standardabweichungen s_i nehmen mit der Laststufe zu
→ bestimmt anhand weniger Wiederholungsmessungen !!

Schätzwert und Unsicherheit von β

GUM



- i. Aufstellen eines Messmodells
für Messgröße β als Funktion
der Eingangsgröße Y

$$\beta = f(Y_1, \dots, Y_p)$$

Schätzwert und Unsicherheit von β

GUM



- i. Aufstellen eines Messmodells für Messgröße β als Funktion der Eingangsgröße Y

$$\beta = f(Y_1, \dots, Y_p)$$

- ii. Auswertung des Messmodells bei den Schätzwerten von Y

$$\hat{\beta} = f(y_1, \dots, y_p)$$
$$u^2(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^p \left(\left. \frac{\partial \beta}{\partial Y_i} \right|_{Y_i=y_i} \right)^2 u^2(y_i)$$



LPU

Schätzwert und Unsicherheit von β

GUM

Bayes'scher Ansatz


- i. Aufstellen eines Messmodells für Messgröße β als Funktion der Eingangsgröße Y

$$\beta = f(Y_1, \dots, Y_p)$$

- i. Bestimmung eines statistischen Modells für gemessene Daten mit Messgröße β als Parameter

- ii. Auswertung des Messmodells bei den Schätzwerten von Y

$$\hat{\beta} = f(y_1, \dots, y_p)$$
$$u^2(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^p \left(\left. \frac{\partial \beta}{\partial Y_i} \right|_{Y_i=y_i} \right)^2 u^2(y_i)$$

 LPU

Schätzwert und Unsicherheit von β



GUM




Bayes'scher Ansatz

- i. Aufstellen eines Messmodells für Messgröße β als Funktion der Eingangsgröße Y

$$\beta = f(Y_1, \dots, Y_p)$$

- ii. Auswertung des Messmodells bei den Schätzwerten von Y

$$\hat{\beta} = f(y_1, \dots, y_p)$$
$$u^2(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^p \left(\left. \frac{\partial \beta}{\partial Y_i} \right|_{Y_i=y_i} \right)^2 u^2(y_i)$$


LPU

- i. Bestimmung eines statistischen Modells für gemessene Daten mit Messgröße β als Parameter
- ii. Anwendung des Bayes Theorems & Bestimmung der Posterior-Verteilungsfunktion für β

Schätzwert und Unsicherheit von β



GUM




Bayes'scher Ansatz

- i. Aufstellen eines Messmodells für Messgröße β als Funktion der Eingangsgröße Y

$$\beta = f(Y_1, \dots, Y_p)$$

- ii. Auswertung des Messmodells bei den Schätzwerten von Y

$$\hat{\beta} = f(y_1, \dots, y_p)$$
$$u^2(\hat{\beta}) = \sum_{i=1}^p \left(\left. \frac{\partial \beta}{\partial Y_i} \right|_{Y_i=y_i} \right)^2 u^2(y_i)$$


LPU

- i. Bestimmung eines statistischen Modells für gemessene Daten mit Messgröße β als Parameter
- ii. Anwendung des Bayes Theorems & Bestimmung der Posterior-Verteilungsfunktion für β
- iii. Berechnung des Mittelwertes, der Varianz, credible Interval,...

- Minimierung der Summe der gewichteten, kleinsten Quadrate

$$Q = \sum_{i=1}^p W_i \{n_i (y_i - \beta x_i)^2\}$$

führt zu Messmodell für Messgröße β

$$\beta = \left(\sum_{i=1}^p n_i W_i x_i^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^p n_i W_i x_i Y_i$$

- Minimierung der Summe der gewichteten, kleinsten Quadrate

$$Q = \sum_{i=1}^p W_i \{n_i (y_i - \beta x_i)^2\}$$

führt zu Messmodell für Messgröße β

$$\beta = \left(\sum_{i=1}^p n_i W_i x_i^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^p n_i W_i x_i Y_i$$



gewöhnlicher kQ Schätzer
(OLS) für Gewichte $W_i = 1$

- Minimierung der Summe der gewichteten, kleinsten Quadrate

$$Q = \sum_{i=1}^p W_i \{n_i (y_i - \beta x_i)^2\}$$

führt zu Messmodell für Messgröße β

$$\beta = \left(\sum_{i=1}^p n_i W_i x_i^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^p n_i W_i x_i Y_i$$



gewöhnlicher kQ Schätzer
(OLS) für Gewichte $W_i = 1$



gewichteter kQ Schätzer
(WLS) für $n_i W_i = u(y_i)^{-2}$

- Auswertung des Messmodells an den Schätzwerten y_i für die Eingangsgröße Y_i

Method	$\hat{\beta}$	$u(\hat{\beta})$	95% coverage / credible interval
	a.u.	a.u.	a.u.
OLS-GUM	1.010 7	0.001 5	[1.007 7, 1.013 6]
WLS-GUM	1.008 5	0.000 8	[1.007 0, 1.010 0]

- OLS und WLS liefern unterschiedliche Ergebnisse
 - OLS berücksichtigt nicht, dass die Unsicherheiten zu y_i unterschiedlich sind
 - WLS berücksichtigt $u^2(y_i)$ als “korrekt” geschätzte Varianzen
→ einzelne Punkte können über- bzw. unterbewertet sein

- GUM und GUM-S1 ermöglichen **nicht** die Berücksichtigung von Vorwissen für Messgröße
- Bayes'sche Regression ist allgemein anwendbar und flexibler

- GUM und GUM-S1 ermöglichen **nicht** die Berücksichtigung von Vorwissen für Messgröße
 - Bayes'sche Regression ist allgemein anwendbar und flexibler
- i. statistisches Modell für gemessene Daten

$$Y_{ij} | \beta, \sigma_i^2 \sim N(\beta x_i, \sigma_i^2)$$

- GUM und GUM-S1 ermöglichen **nicht** die Berücksichtigung von Vorwissen für Messgröße
- Bayes'sche Regression ist allgemein anwendbar und flexibler

i. statistisches Modell für gemessene Daten

$$Y_{ij} | \beta, \sigma_i^2 \sim N(\beta x_i, \sigma_i^2)$$

!! Varianzen sind unbekannt und werden geschätzt !!

- GUM und GUM-S1 ermöglichen **nicht** die Berücksichtigung von Vorwissen für Messgröße
- Bayes'sche Regression ist allgemein anwendbar und flexibler

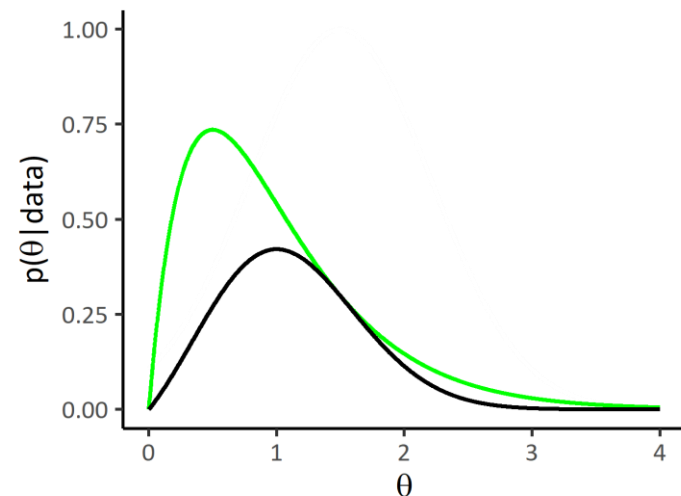
i. statistisches Modell für gemessene Daten

$$Y_{ij} | \beta, \sigma_i^2 \sim N(\beta x_i, \sigma_i^2)$$

!! Varianzen sind unbekannt und werden geschätzt !!

ii. Bayes Theorem:

Posterior \propto Prior \times likelihood



Bayes'sche Regression (ii + iii)

- Bayes Theorem

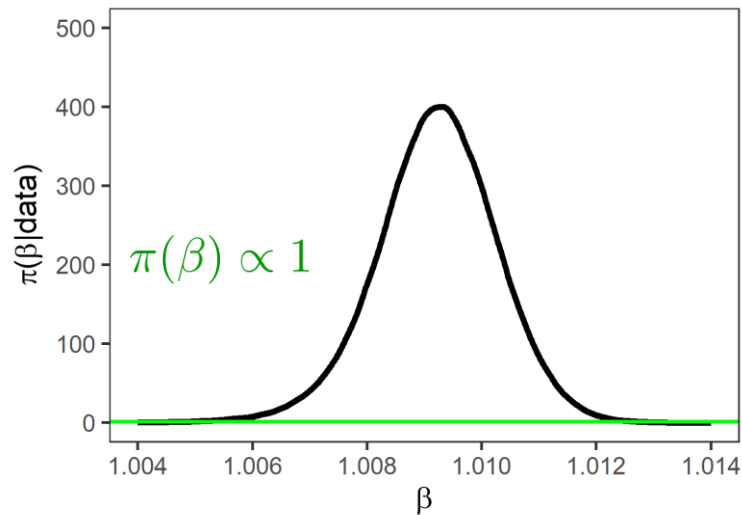
$$\text{Posterior} \propto \text{Prior} \times \text{likelihood}$$

Bayes'sche Regression (ii + iii)

- Bayes Theorem

$$\text{Posterior} \propto \text{Prior} \times \text{likelihood}$$

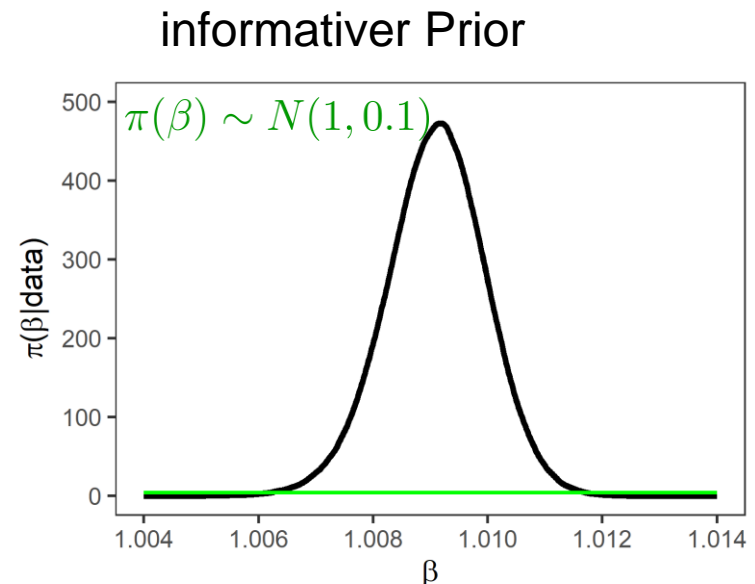
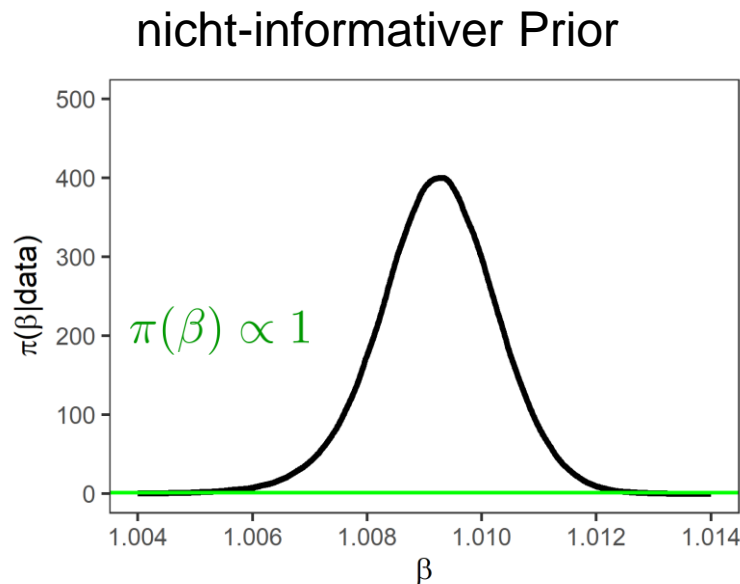
nicht-informativer Prior



Bayes'sche Regression (ii + iii)

- Bayes Theorem

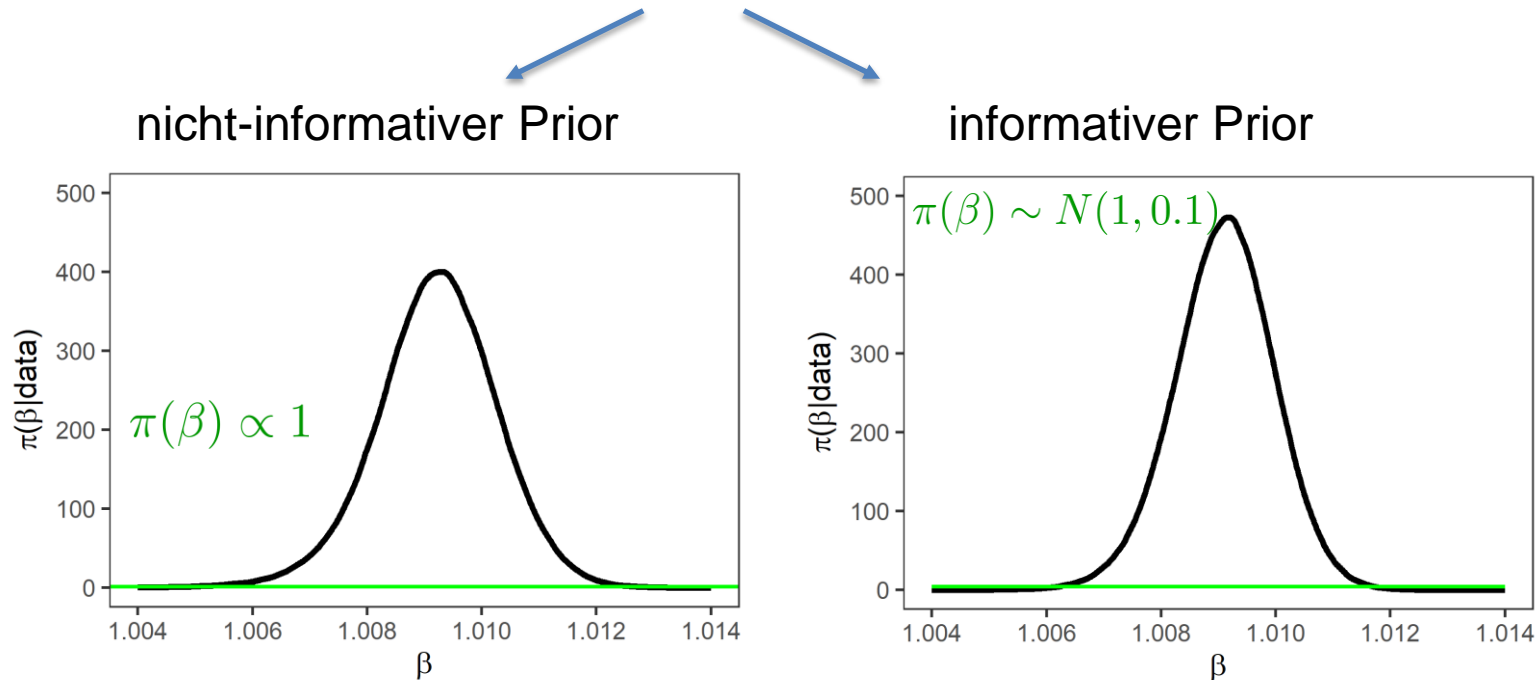
$$\text{Posterior} \propto \text{Prior} \times \text{likelihood}$$



Bayes'sche Regression (ii + iii)

- Bayes Theorem

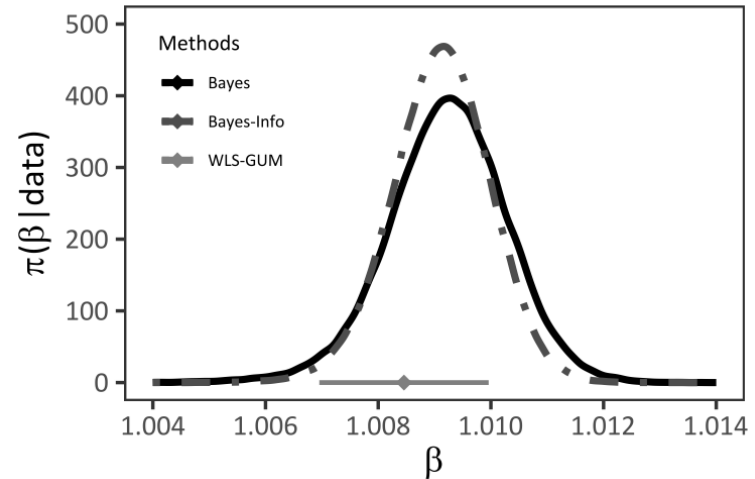
$$\text{Posterior} \propto \text{Prior} \times \text{likelihood}$$



- ii. für beide Prioren kann die marginale Posterior-Verteilung für β analytisch berechnet werden
- iii. open-source R-Code mit Implementierung der Posterior-Verteilung und zur Berechnung derer Momente ist erhältlich

Vergleich der Ergebnisse

Method	$\hat{\beta}$ a.u.	$u(\hat{\beta})$ a.u.	95% coverage / credible interval a.u.
OLS-GUM	1.010 7	0.001 5	[1.007 7, 1.013 6]
WLS-GUM	1.008 5	0.000 8	[1.007 0, 1.010 0]
Bayes	1.009 2	0.001 1	[1.007 0, 1.011 2]
Bayes-Info	1.009 1	0.000 9	[1.007 3, 1.010 8]



- Bayes'sche Regression schätzt Varianzen mit
 - nicht-informativer und gewählter informativer Priors liefern ähnliche Ergebnisse
 - Schätzwert für β liegt zwischen dem OLS und WLS Ergebnis

- Type B Unsicherheiten der Schätzwerte von X können im Messmodell nicht berücksichtigt werden, da keine Informationen zur Korrelation zwischen den Schätzwerten vorhanden sind
 - daher hier $X_i = x_i$ und $u(x_i)=0$
- Type B Unsicherheiten können bei weitergehenden Berechnungen berücksichtigt werden

- Type B Unsicherheiten der Schätzwerte von X können im Messmodell nicht berücksichtigt werden, da keine Informationen zur Korrelation zwischen den Schätzwerten vorhanden sind
 - daher hier $X_i = x_i$ und $u(x_i)=0$
- Type B Unsicherheiten können bei weitergehenden Berechnungen berücksichtigt werden
- falls Korrelationen bekannt sind, ist weighted total least-squares (WTLS) die empfehlenden Regressionsmethode(ISO 28037 und ISO 28038)
 - Kalibrierung einer kritischen Düse zur Gasflussmessung
 - Vergleich von zwei Methoden zur Bestimmung der totalen Hämoglobinkonzentration

Vielen Dank für Ihre Aufmerksamkeit!

Beispiel Dokument und R Implementierung

S. Martens, K. Klauenberg und C. Elster
EMUE-D6-2-CalibrationUncertaintyGUMvsBayesian
Zenodo (Version 1.0) <http://doi.org/10.5281/zenodo.3858121>



Dr. Steffen Martens

Physikalisch-Technische Bundesanstalt
Braunschweig und Berlin
AG 8.42 Datenanalyse und Messunsicherheit

Abbestraße 2-12
10587 Berlin

✉ steffen.martens@ptb.de