

Untersuchungen zur Bedeutung und Anwendung der Zuverlässigkeitstheorie im Bauwesen am Beispiel von Stahlklebverbindungen

von der Fakultät Architektur, Bauingenieurwesen und Stadtplanung
der Brandenburgischen Technischen Universität Cottbus-Senftenberg zur Erlangung
des akademischen Grades eines Doktor-Ingenieurs genehmigte Dissertation

vorgelegt von

M.Sc. Yvonne Ciupack

aus Cottbus

Gutachter: Univ.-Prof. Dr.-Ing. habil. Hartmut Pasternak

Gutachter: Univ.-Prof. Dr.-Ing. Prof. h. c. Klaus Dilger

Gutachter: Prof. Dr.-Ing. habil. Frank Werner

Tag der Disputation: 07.12.2016

Ida-Marie Zimmer gewidmet

In stillem Gedenken

Vorwort

Diese Arbeit entstand während meiner Tätigkeit als akademische Mitarbeiterin am Lehrstuhl für Stahl- und Holzbau der Brandenburgischen Technischen Universität Cottbus-Senftenberg.

Mein besonderer Dank gilt meinem Doktorvater Herrn Univ.-Prof. Dr.-Ing. habil. Hartmut Pasternak für das mir entgegengebrachte Vertrauen, die Unterstützung und den fachlichen Rat.

Herrn Univ.-Prof. Dr.-Ing. Prof. h. c. Klaus Dilger und Herrn Prof. Dr.-Ing. habil. Frank Werner danke ich für die freundliche Bereitschaft zur Begutachtung der Arbeit. Bei Herrn Univ.-Prof. Dr.-Ing. Hans-Christoph Thiel möchte ich mich für die Übernahme des Vorsitzes des Promotionsausschusses bedanken.

Die Durchführung der experimentellen Arbeiten wäre ohne die Hilfe der Mitarbeiter der Forschungs- und Materialprüfanstalt nicht möglich gewesen. Besonderer Dank gebührt Herrn Dipl.-Ing. (FH) Michael Petke und Herrn Maik Helmchen.

Ich möchte an dieser Stelle nicht versäumen, meinen Kollegen am Lehrstuhl für Stahl- und Holzbau für die Unterstützung und die Bereitschaft zur Diskussion zu danken.

Weiterhin danke ich meiner Familie und meinen Freunden für die bedingungslose Unterstützung und Motivation bei der Erstellung der Arbeit.

Cottbus, den 20. Dezember 2016

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis.....	V
Tabellenverzeichnis	VIII
Verwendete Formelzeichen und Abkürzungen.....	XI
1 Motivation der Arbeit.....	17
2 Sicherheit und Zuverlässigkeit im Bauwesen	19
2.1 Begriffsfelder der Sicherheit	19
2.2 Der Zuverlässigkeitsbegriff in Normen.....	25
3 Basisvariablen und Modelle	29
3.1 Das Bemessungsmodell.....	29
3.2 Basisvariablen.....	31
3.3 Das Widerstandsmodell.....	31
3.4 Probabilistische Modelle für Basisvariablen	35
3.4.1 Eigenschaften stetiger Zufallsgrößen.....	37
3.4.2 Normalverteilung.....	40
3.4.3 Logarithmische Normalverteilung.....	41
3.4.4 Extremwertverteilungen.....	41
3.4.5 Funktionen von Zufallsgrößen.....	42
4 Die Zuverlässigkeitstheorie im Bauwesen.....	47
4.1 Allgemeines	47
4.2 Versagen und Nutzungsdauer	48
4.3 Grenzzustände	51
4.4 Methoden der Zuverlässigkeitstheorie.....	52
4.4.1 Die Momentenmethode.....	52
4.4.2 Zuverlässigkeit auf Grundlage stetiger Verteilungsfunktionen	57
4.4.3 Die Monte-Carlo-Simulation	62
4.5 Das semiprobabilistische Bemessungskonzept nach Eurocode.....	64
5 Klebverbindungen im Stahlbau.....	71
5.1 Allgemeines	71
5.2 Geklebte Fassadenanschlüsse	79

5.2.1	Konstruktion eines geklebten Fassadenanschlusses.....	79
5.2.2	Bemessung geklebter Fassadenanschlüsse.....	81
5.3	Geklebte Verstärkung von Fassadenprofilen	84
5.3.1	Konstruktion einer geklebten Fassadenverstärkung.....	84
5.3.2	Bemessung geklebter Fassadenverstärkungen	85
6	Experimentelle Untersuchungen an geklebten Stahlverbindungen.....	89
6.1	Kleinteilproben.....	89
6.1.1	Kopfzugproben.....	90
6.1.2	Dicke Zugscherproben	93
6.2	Experimentelle Untersuchungen an geklebten Fassadenanschlüssen	95
6.3	Experimentelle Untersuchungen an geklebten Fassadenverstärkungen ...	100
7	Zuverlässigkeit geklebter Verbindungen im Stahlbau	107
7.1	Vorgehensweise	107
7.2	Grenzzustandsfunktionen und Basisvariablen	108
7.2.1	Parameterschätzung.....	108
7.2.2	Qualitätskriterien von Schätzfunktionen.....	109
7.2.3	Multivariate Verteilungsfunktionen	111
7.2.4	Grenzzustandsfunktion für das Modell des geklebten Fassadenanschlusses	114
7.2.5	Grenzzustandsfunktion für das Modell der geklebten Fassadenverstärkung	117
7.3	Zuverlässigkeitstheoretische Untersuchungen an Stahlklebverbindungen	119
7.3.1	Ansatz der Verteilungsparameter	120
7.3.2	Ansatz stetiger Verteilungsfunktionen	124
7.3.3	Monte-Carlo-Simulation	131
7.4	Das semiprobabilistische Konzept nach Eurocode	135
7.4.1	Ermittlung von Umrechnungsfaktoren.....	141
7.5	Zusammenfassung der Analysen	150
7.6	Ableitung von Empfehlungen	152
7.7	Diskussion der Ergebnisse	154
8	Schlussfolgerung und Ausblick	157
9	Literaturverzeichnis	161

9.1	Normen und Richtlinien	161
9.2	Veröffentlichungen	162
9.3	Sonstige Quellen	169
9.4	Abbildungsquellen	169
A	Das Invarianzproblem beim Sicherheitsindex nach Cornell	171
A.1	Einführung	171
A.2	Grenzzustandsfunktion und Basisvariablen	172
B	Verfahren der Zuverlässigkeitstheorie	175
B.1	Sicherheitsindex nach Cornell	175
B.2	Sicherheitsindex nach Hasofer und Lind	176
B.3	Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung	178
B.4	Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung	181
B.5	Korrelierte Basisvariablen	184
C	Das semiprobabilistische Konzept nach Eurocode für normalverteilte Zufallsgrößen	187
D	Quantile der t-Verteilung	189
E	Ermittlung charakteristischer Materialkennwerte	191
E.1	Allgemeine Vorgehensweise	191
E.2	Klebstoffsystem Körapop 225-2K	192
E.3	Klebstoffsystem Scotch Weld TM DP 490	196
E.4	Trapezprofile	198
E.5	Anschlussprofile	201
E.6	Fassadenhohlprofile	203
E.7	Verstärkungsprofile	206
F	Ergebnisse der experimentellen Untersuchungen an Musterbauteilen	211
F.1	Geklebte Fassadenanschlüsse	211
F.2	Geklebte Fassadenverstärkung	215
G	Parameterschätzung	219
G.1	Schätzverfahren	219
G.2	Die Momentenmethode	219
G.3	Maximum-Likelihood-Methode	221
G.4	Methode der kleinsten Fehlerquadrate	224

G.5	Ergebnisse der Schätzverfahren	225
G.6	Vorbemerkung zu Qualitätskriterien.....	227
G.7	Anderson-Darling-Test	227
H	Gesprächsprotokoll	235
H.1	Objektdaten	235
H.2	Angaben zum Kontakt	236
H.3	Befragung zum Zustand des Bauwerkes	236

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2.1:	Abhängigkeiten der Größen R und E am Beispiel einer geklebten Stahlverbindung	22
Abbildung 3.1:	Prinzip des Nachweiskonzeptes nach Eurocode.....	30
Abbildung 3.2:	Vergleich der Ergebnisse verschiedener analytischer Ansätze für die Berechnung von einschnittig überlappten Klebverbindungen im Bemessungsbereich $l_{\text{ü}} = 0$ bis 40 mm	33
Abbildung 3.3:	Prinzip der Wahrscheinlichkeitstheorie.....	36
Abbildung 3.4:	Stetige Dichte- und Verteilungsfunktionen	37
Abbildung 3.5:	Abhängigkeit der rechnerischen Bruchkraft F von der Kleblänge L_k für einen geklebten Trapezprofilanschluss	46
Abbildung 4.1:	Definition des Grenzzustandes im zweidimensionalen Raum nach [Spae-92].....	51
Abbildung 4.2:	Prinzip des R-E-Modells [Schn-96]	54
Abbildung 4.3:	Unterschiedliche Krümmungen von Grenzzustandsgleichungen mit gleichem Sicherheitsindex β_{HL} [Spae-92]	57
Abbildung 4.4:	Versagensprognosen für verschiedene Grenzzustandsfunktionen nach der FORM; links: konkav gekrümmter, sicherer Bereich; rechts: konvex gekrümmter, sicherer Bereich [Spae-92]	60
Abbildung 5.1:	Links: Ansicht der Herz-Jesu Kirche; rechts: Detail – Anschluss des vertikalen Glasschwertes [Hagl-02].....	71
Abbildung 5.2:	Links: erste geklebte Rohr- und Fußgängerbrücke (Copyright: Infracor GmbH); rechts: Detail - Schrauben mit Lochspiel [Trit-63]	72
Abbildung 5.3:	Eignung von Klebverbindungen für verschiedene Beanspruchungen [Mein-10]	76
Abbildung 5.4:	Konstruktion eines geklebten Trapezprofilanschlusses (verschiedene Ausführungen) nach [Mein-10].....	80
Abbildung 5.5:	Zerlegung des Anschlusses in Ersatzsysteme nach [Mein-10].....	82
Abbildung 5.6:	Ausführungsvarianten des Anschlussprofils	83

Abbildung 5.7:	Links: Beispiel einer Pfosten-Riegel-Fassade [RP-01]; rechts: Aufbau einer Pfosten-Riegel-Konstruktion [RP-11]	84
Abbildung 5.8:	Links: Konstruktion einer geklebten Hohlprofilverstärkung nach [Mein-10]; rechts: Verbundquerschnitt.....	85
Abbildung 5.9:	Diskontinuitätsbereiche inkl. Angabe der L_{eff} [Mein-10]	87
Abbildung 6.1:	Links: Klebevorrichtung zur Sicherstellung geometrischer Genauigkeit beim Fügen; rechts: Versuchsaufbau - Kopfzugversuch mit zwei Wegaufnehmern.....	90
Abbildung 6.2:	Zugscherprobe.....	93
Abbildung 6.3:	Abhängigkeit der Klebfestigkeit von der Klebschichtdicke [Habe-09]	95
Abbildung 6.4:	Links: Abmaße der Probekörper; Mitte: Versuchsaufbau; rechts: Detail Anschlusswinkel mit spezieller Vorrichtung	96
Abbildung 6.5:	Repräsentative Ergebnisse der Untersuchungen am geklebten Fassadenanschluss.....	97
Abbildung 6.6:	Gegenüberstellung des Temperatureinflusses für Musterbauteil- und Kleinteiluntersuchungen	99
Abbildung 6.7:	Pneumatische Methode für das Einkleben der Verstärkung	101
Abbildung 6.8:	Versuchsaufbau für das Musterbauteil der geklebten Fassadenverstärkung.....	102
Abbildung 6.9:	Repräsentative Ergebnisse der Untersuchungen an der geklebten Fassadenverstärkung.....	103
Abbildung 6.10:	Gegenüberstellung des Temperatureinflusses für Musterbauteil- und Kleinteiltests	104
Abbildung 7.1:	Prozedur für die Analyse der Zuverlässigkeit geklebter Stahlverbindungen	107
Abbildung 7.2:	Detail der geklebten Verstärkung nach [Mein-10]	118
Abbildung 7.3:	Grenzzustandsfunktion für das Modell des geklebten Fassadenanschlusses in Abhängigkeit von X_1 und X_2 im Bemessungsbereich.....	122
Abbildung 7.4:	Links: Grenzzustandsfunktion für das Modell der geklebten Fassadenverstärkung in Abhängigkeit von X_1 und X_2 im	

	Bemessungsbereich, rechts: in Abhängigkeit von X_4 und X_5 im Startpunkt	123
Abbildung 7.5:	Grenzzustandsfunktion für das Modell der geklebten Fassadenverstärkung in Abhängigkeit von X_2 und X_3	126
Abbildung 7.6:	Streudiagramme für $n = 2000$ – Zusammenhang zwischen links: E-Modul der Klebschicht X_2 und Modellantwort Z , rechts: E- Modul des Anschlussprofils X_3 und Modellantwort Z	134
Abbildung 7.7:	Streudiagramme für $n = 2000$ – Zusammenhang zwischen links: E-Modul der Klebschicht X_2 und Modellantwort Z , rechts: E- Modul des Hohlprofils X_3 und Modellantwort Z	134
Abbildung 7.8:	Gegenüberstellung der Wichtungsfaktoren für verschiedene Verteilungen; links: geklebter Fassadenanschluss; rechts: geklebte Fassadenverstärkung	138
Abbildung 7.9:	Prinzip der Bestimmung von Umrechnungsfaktoren	142
Abbildung 7.10:	Umrechnungsfaktoren η_l	144
Abbildung 7.11:	Umrechnungsfaktoren η_m	145
Abbildung A.1:	Beispiel einer einschnittig überlappten Klebverbindung	171
Abbildung E.1:	Ergebnisse der Kleinteilversuche für KP 225	193
Abbildung E.2:	Ergebnisse der Kleinteilversuche für DP 490	196
Abbildung E.3:	Links: Zugprobengeometrie; rechts: Probenentnahme für das Trapezprofil	199
Abbildung E.4:	Ergebnisse der Zugversuche für das Trapezprofil	199
Abbildung E.5:	Ergebnisse der Zugversuche für das Anschlussprofil	201
Abbildung E.6:	Probenentnahme für das Fassadenhohlprofil	204
Abbildung E.7:	Ergebnisse der Zugversuche für das Fassadenhohlprofil	204
Abbildung E.8:	Zugprobenform A 16x80	207
Abbildung E.9:	Ergebnisse der Zugversuche für das Verstärkungsprofil	207
Abbildung F.1:	Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenanschlüsse bei Normalklima	211
Abbildung F.2:	Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenanschlüsse bei $T = -20$ °C	212

Abbildung F.3:	Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenanschlüsse bei $T = 50\text{ °C}$	212
Abbildung F.4:	Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenanschlüsse bei $T = 80\text{ °C}$	213
Abbildung F.5:	Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenverstärkungen bei Normalklima	215
Abbildung F.6:	Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenverstärkungen bei $T = -20\text{ °C}$	215
Abbildung F.7:	Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenverstärkungen bei $T = 50\text{ °C}$	216
Abbildung F.8:	Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenverstärkungen bei $T = 80\text{ °C}$	216
Abbildung H.1:	Rohr- und Fußgängerbrücke (Copyright: Infracor GmbH)	235

Tabellenverzeichnis

Tabelle 3.1:	Funktionsgleichungen und Parameter der Weibullverteilung	42
Tabelle 4.1:	Zielwerte für die Versagenswahrscheinlichkeit P_f in Abhängigkeit der Nutzungsdauer [DIN 1990]	50
Tabelle 4.2:	Invarianzproblem – Sicherheitsindex nach Cornell	55
Tabelle 5.1:	Teilsicherheitsbeiwerte nach [Eurocomp] für verschiedene Randbedingungen	78
Tabelle 6.1:	Zusammenfassung der Kopfzugversuche	91
Tabelle 6.2:	Zusammenfassung der Zugscherversuche	94
Tabelle 7.1:	Ergebnisse der Abhängigkeitstests	113
Tabelle 7.2:	Ergebnisse der Sicherheitsindizes β_c nach Cornell	120
Tabelle 7.3:	Ergebnisse der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung für den geklebten Fassadenanschluss	124
Tabelle 7.4:	Ergebnisse der Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung für den geklebten Fassadenanschluss	127
Tabelle 7.5:	Ergebnisse der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung bei Annahme korrelierter Basisvariablen	130

Tabelle 7.6:	Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulation.....	132
Tabelle 7.7:	Ergebnisse der Sensitivitätsanalyse.....	133
Tabelle 7.8:	Variationskoeffizienten V_{mod} und Teilsicherheitsbeiwerte der Modelle.....	137
Tabelle 7.9:	Ergebnisse des Verfahrens nach Eurocode [DIN 1990].....	139
Tabelle 7.10:	Umrechnungsfaktoren η_t für Temperatureinflüsse.....	146
Tabelle 7.11:	Umrechnungsfaktoren η_m für Einflüsse der Klebschichtdicke....	146
Tabelle 7.12:	Umrechnungsfaktoren η aus der Literatur	148
Tabelle 7.13:	Empfohlene Teilsicherheitsbeiwerte für die Anwendungsbeispiele.....	152
Tabelle A.1:	Zusammenfassung der statistischen Kennwerte der Basisvariablen.....	172
Tabelle D.1:	Quantile der t -Verteilung.....	189
Tabelle E.1:	Verteilungsparameter und charakteristischer Materialkennwert nach [DIN 1990].....	192
Tabelle E.2:	Ergebnisse der Kleinteilversuche – KP 225, σ_k und τ_k in [N/mm ²].....	194
Tabelle E.3:	Charakteristische Materialkennwerte [N/mm ²] für Körapop 225-2K ($d_k = 2,0$ mm).....	195
Tabelle E.4:	Ergebnisse der Kleinteilversuche – DP 490, σ_k und τ_k in [N/mm ²].....	197
Tabelle E.5:	Charakteristische Materialkennwerte [N/mm ²] für DP 490 ($d_k = 0,2$ mm).....	198
Tabelle E.6:	Ergebnisse der Zugversuche – Trapezprofil.....	200
Tabelle E.7:	Charakteristische Materialkennwerte [N/mm ²] für das Trapezprofilblech	201
Tabelle E.8:	Ergebnisse der Zugversuche – Anschlussprofil	202
Tabelle E.9:	Charakteristische Materialkennwerte [N/mm ²] für das Anschlussprofil.....	203
Tabelle E.10:	Ergebnisse der Zugversuche – Fassadenprofil	205

Tabelle E.11:	Charakteristische Materialkennwerte [N/mm ²] für das Fassadenhohlprofil.....	206
Tabelle E.12:	Ergebnisse der Zugversuche – Verstärkungsprofil.....	208
Tabelle E.13:	Charakteristische Materialkennwerte [N/mm ²] für das Verstärkungsprofil.....	209
Tabelle F.1:	Ergebnisse der experimentellen Untersuchungen an Musterbauteilen – geklebter Fassadenanschluss.....	214
Tabelle F.2:	Ergebnisse der experimentellen Untersuchungen an Musterbauteilen – geklebte Fassadenverstärkung.....	217
Tabelle G.1:	Schätzfunktionen der Verteilungsparameter nach der Momentenmethode.....	220
Tabelle G.2:	Schätzfunktionen der Verteilungsparameter nach der Maximum-Likelihood-Methode.....	223
Tabelle G.3:	Ergebnisse der statistischen Schätzverfahren.....	226
Tabelle G.4:	Anderson-Darling-Test: Prozedur für eine hypothetische Weibullverteilung.....	229
Tabelle G.5:	Ergebnisse des Anderson-Darling-Tests.....	230

Verwendete Formelzeichen und Abkürzungen

Formelzeichen (lateinisch)

A	geometrische Größe
A	Fläche
A	Einflussfaktor
a	Konstante, geometrische Größe
A,B	Hilfsfunktion
B	Modellunschärfe
B, b	Breite
b	Modellungenauigkeit, Mittelwertkorrektur
c	Konstante
d	Dicke, Stärke
E	Einwirkung
E	E-Modul
E(.)	Erwartungswert
e	Abstand
F	Kraft
F(.)	Verteilungsfunktion
f	Anteilsfaktor
f	Formfunktion
f(.)	Dichtefunktion oder allg. Funktion
G	Grundvariable
G	Schubmodul
g(.)	Grenzzustand
H	Höhe
h(.)	Grenzzustand im standardisierten Raum
I	Trägheitsmoment
j	Realisation (Simulation)
K	Baustoffeigenschaft
k	Bettungsmodul, Exzentrizitätsfaktor, Klebschubfestigkeit
k	Korrekturfaktor

k	Ablehnungsbereich
L	Likelihood-Funktion
L, l	Länge
m	empirischer Mittelwert
n	Stichprobenumfang
n	Beiwert
P	Wahrscheinlichkeit
p	Linienlast
p, q	Potenz, Faktor
Q	Querkraft
R	Widerstand
r	Wert der Tragfähigkeit
r	empirischer Korrelationskoeffizient
s	empirische Standardabweichung
T	Testgröße
t	Wert der Studentverteilung
u	Variable im u-Raum
V	Versagensbereich
V	Variationskoeffizient
Var(.)	Varianz
X	Basisvariable, Zufallsgröße
x	Realisation
x, z	Richtung
Y	logarithmisch verteilte Zufallsgröße
y	Variable im standardisierten Raum
Z	Zufallsfunktion, Sicherheitsabstand

Formelzeichen (griechisch)

α	Parameter der Weibullverteilung
α	Wichtungsfaktor
α	Irrtumswahrscheinlichkeit
α, β	Beiwert

β	Sicherheitsindex
β	Parameter der Weibullverteilung
δ	Abstand
δ	Streugröße
Φ	Dichtefunktion der Standardnormalverteilung
ϕ	Funktionsparameter
Γ	Gammaverteilung
γ	Teilsicherheitsbeiwert
η	Umrechnungsfaktor
φ	Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung
λ	Schubeinflusszahl, Systemkennzahl
μ	Mittelwert einer stetigen Verteilung
ν	Querkontraktionszahl
θ	Parameter einer stetigen Verteilung
ρ	Korrelationskoeffizient
σ	Standardabweichung einer stetigen Verteilung
σ	Normalspannung
τ	Schubspannung
ξ, ζ	bezogene Länge

Indizes (lateinisch)

A	die Geometrie betreffend
B	die Modellunschärfe betreffend
AP	das Anschlussprofil betreffend
B	die Breite betreffend
d	Bemessungswert
E	die Einwirkung betreffend
e	das Experiment betreffend
eff	effektiver Wert
F	die Einwirkungen betreffend
F	das Fügeteil betreffend

FA	den Fassadenanschluss betreffend
FV	die Fassadenverstärkung betreffend
f	das Versagen betreffend
HP	das Hohlprofil betreffend
i, j	Zählwert
k	charakteristischer Wert
k	die Klebschicht betreffend
L	die Länge betreffend
log	logarithmierter Wert
m	herstellungsbedingte Effekte
m	Mittelwert
M	die Tragfähigkeitseigenschaften betreffend
m	gemittelt
mod	Modellwert
n	den Stichprobenumfang betreffend
Pl	Wert der Platte
R	den Widerstand betreffend
s	den Werkstoff Stahl betreffend
starr	starres Verbundverhältnis
TP	das Trapezprofil betreffend
t	die Theorie betreffend
t	temperaturbedingte Effekte
u	den u-Raum betreffend
ü	die Überlappung betreffend
V	die weibullverteilte Zufallsgröße betreffend
VP	das Verstärkungsprofil betreffend
X	die Zufallsgröße betreffend
Y	die logarithmisch normalverteilte Zufallsgröße betreffend
y	die standardisierte Zufallsgröße betreffend

Indizes (griechisch)

δ	die Streugröße betreffend
ε	die Dehnung betreffend
μ	basierend auf dem Mittelwert
σ	die Normalspannung betreffend
τ	die Schubspannung betreffend

Indizes (arabische Zahlen)

0	Basis, Grundwert
---	------------------

Konstanten

e	Eulersche Zahl (2,7182...)
π	Kreiszahl (3,1415...)
η	3,10

Abkürzungen

2K	Zweikomponenten-Klebstoff
AP	Anschlussprofil
C	Cornell
CF	Kohäsionsbruch (engl.: cohesive failure)
DP 490	Klebstoff DP 490
ETAG	Guideline for European Technical Approval
FORM	Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung (engl.: First Order Reliability Method)
GZG	Grenzzustand der Gebrauchstauglichkeit
GZT	Grenzzustand der Tragfähigkeit
H	Hypothese
HL	Hasofer und Lind
HP	Hohlprofil
KP 225	Klebstoff Körapop 225-2K
MS	silanmodifizierter Klebstoff
PUR	Polyurethan

PVC	P oly v inylchlorid
RC	Schadensfolgeklasse
SORM	Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung (engl.: S econd O rdner R eliability M ethod)
TP	T rapez p rofil
VP	V erstärkung p rofil

1 Motivation der Arbeit

Der nationale und internationale Wettbewerbsdruck in der Baubranche mündet in immer komplexeren Strukturen, ressourceneffizienten Bemessungsprinzipien sowie innovativen Produkt- und Konstruktionsideen [Wern-10]. Eine Aufgabe von Ingenieuren ist es, solche Weiterentwicklungen für die Gesellschaft nutzbar zu machen und dabei ein gefordertes Sicherheitsniveau zu gewährleisten. Dies geschieht auf den Ebenen:

- Charakterisierung
- Absicherung
- Umsetzung.

Die Beschreibung des Trag- und Verformungsverhaltens sowie die Erfassung von Einflussfaktoren auf die noch weitgehend unbekanntem Entwicklungen sind Gegenstand vieler Forschungsanstrengungen. Ziel ist häufig die Bildung von Widerstandsmodellen auf Basis von Versuchsreihen an Substanzproben und großmaßstäblichen Musterbauteilen. Angesichts der verbesserten Rechenleistung entstehen dabei heute oftmals komplexe Bemessungsstrategien, die viele unterschiedliche Effekte der verwendeten Werkstoffe implizieren. Ist die Entwicklung eines Ingenieurmodells z. B. zur Prognose des Tragverhaltens für eine innovative Konstruktion gelungen, wird die Umsetzung dieser angestrebt. Hierbei erfordert die gesellschaftliche Verantwortung bei der Planung und Errichtung von Tragwerken eine wissenschaftlich begründete Absicherung gegen ökonomische Schäden oder Personenschäden. Unter Zuhilfenahme eines akzeptierten Sicherheitsniveaus wird die Zuverlässigkeit der anvisierten Struktur analysiert. Insbesondere für komplexe Modelloperationen und vielseitige Materialeinflüsse gestaltet sich dieser Schritt für das bauwesentypische Vorgehen schwierig. Vereinfachungen und Annahmen sowie fehlende Kenntnisse im Bereich der probabilistischen Techniken beeinflussen die Ergebnisse für die Sicherheitsmaße substantiell, weshalb eine Bestimmung der wahren Systemzuverlässigkeit nicht gewährleistet ist.

Um Neuschöpfungen, seien sie konstruktiver oder theoretischer Art, der Gesellschaft zugänglich zu machen, ist unter Umständen eine Erweiterung des Sicherheitsbegriffs

notwendig. Denn über den Wirkungshorizont des Bauingenieurs hinaus ist das Begriffsfeld in allen gesellschaftlichen Funktionszusammenhängen bedeutsam und nicht selten Entscheidungsträger für die Verwirklichung von Konstruktionen.

An dieser Problemstellung setzt die vorliegende Arbeit an. Übliche zuverlässigkeitstheoretische Verfahrensweisen werden für komplexe Ingenieurmodelle angewandt. Untersuchungsobjekte sind dabei zwei Anwendungsbeispiele aus dem Stahlfassadenbau, bei denen erstmals geklebte Lösungen zum Einsatz kommen. Die Machbarkeit der Konstruktionen konnte bereits in einem Forschungsvorhaben validiert werden [aif 169]. In eigenen Untersuchungen wird die Tragfähigkeit der Konstruktionen unter Nutzung von experimentellen Erhebungen charakterisiert. Des Weiteren werden die Anwendungsgrenzen und Fragestellungen der typischen Methoden der Zuverlässigkeitstheorie im Bauwesen aufgedeckt und diskutiert.

2 Sicherheit und Zuverlässigkeit im Bauwesen

2.1 Begriffsfelder der Sicherheit

Der qualitative Begriff Sicherheit wird als wesentliche Voraussetzung für die Funktionsfähigkeit aller Bereiche des öffentlichen Lebens verstanden. Obwohl Sicherheit ein Grundbedürfnis natürlicher und sozialer Systeme jeder Art und somit von wesentlicher Bedeutung für die Existenz ist, scheint eine Begriffsdefinition problembehaftet [Münk-10]. Zwar findet der Terminus Sicherheit in vielen Forschungsbereichen Anwendung und ist Bestandteil verschiedener Diskurse, trotzdem bleibt eine Definition unklar. Dies ist mit der Vielschichtigkeit und dem stetigen Wandel des Ausdrucks zu begründen [Endr-10]. Die vielfältige Verwendbarkeit des Begriffs zeigt sich zum Beispiel in einem Vergleich der deutschen und englischen Terminologie. Während im englischen Sprachraum unterschiedliche Bedeutungen durch die Worte security (Gefahrenabwehr) und safety (Betriebssicherheit) geprägt werden, findet dies im Deutschen keine Verwendung. Darüber hinaus gehört Sicherheit zum Wortschatz in allen Lebensbereichen der modernen Welt und wird dort für viele verschiedene Bedeutungen verwendet. Eine allgemeine und übergreifende Auslegung des Begriffs erscheint daher nicht möglich [Münk-10].

In [Schn-96] wird der Versuch unternommen, die Begriffsdefinition für die Bedeutung im Bauwesen einzuschränken. Nach Schneider liegt Sicherheit vor, wenn das Risiko für Schäden ausbleibt oder auf ein akzeptiertes Maß beschränkt werden kann. Dieser individuelle Grundbedarf, der auch als Erhalt der physischen und psychischen Unversehrtheit durch die Abwesenheit von Gefährdung verstanden werden kann, wird durch die Gemeinschaft befriedigt [Böck-09]. Hierfür werden im Bauwesen Maßnahmen ergriffen, um das Risiko für Personen- und Sachschäden zu minimieren und das Tragwerk sicher zu gestalten. Genauer gesagt ist nicht das Bauwerk als sicher zu bezeichnen, sondern Personen und Objekte im Einflussbereich der Konstruktion. Welches gesellschaftliche und ökonomische Ausmaß ein zu erwartender Schaden zur Folge hat, hängt dabei stark von der Nutzung der Struktur ab, weshalb für die Normung im Bauwesen Schadensfolgeklassen definiert werden [DIN 1990]. Die Einnormung eines Tragwerkes in eine Schadensfolgeklasse ist stark von gesellschaftli-

cher Subjektivität geprägt, auch wenn dies in scheinbar objektiven und wissenschaftlich begründeten Bemessungsmodellen mündet. Denn jeder Schadensfolgeklasse ist nach [DIN 1990] eine Zuverlässigkeitsklasse zugehörig, die einen spezifischen Wert der Zuverlässigkeit für das Bauwerk fordert und die von der vorgesehenen Nutzungsdauer der Konstruktion abhängt. Der projektierende Ingenieur spricht demzufolge nicht von Sicherheit, sondern von Zuverlässigkeit, und verfolgt das Ziel, die Zweckbestimmung der Konstruktion während der geplanten Nutzungsdauer mit hoher Wahrscheinlichkeit zu gewährleisten. Der Begriff Wahrscheinlichkeit kennzeichnet hierbei, dass nicht die Abwesenheit von Gefahr, sondern ein größtmögliches Freisein von der Gefährdung angestrebt wird [Hamp-89].

Im statistischen Sinne beschreibt Zuverlässigkeit die Wahrscheinlichkeit für den Nichtausfall eines Systems, wofür oftmals ein Zeitraum festgelegt wird. Diese Definition unterscheidet sich scheinbar stark von der Bedeutung des Wortes Zuverlässigkeit im Bauwesen laut Eurocode 0 [DIN 1990, Abschnitt 1.5.2.17], wo die Begrifflichkeit behandelt wird als

„Fähigkeit eines Tragwerks oder Bauteils die festgelegten Anforderungen innerhalb der geplanten Nutzungszeit zu erfüllen“.

Die Disparität der Definitionen ist jedoch nur scheinbar. Zwar wird laut Normung die Zuverlässigkeit als Eigenschaft des Systems betrachtet, diese wird allerdings durch messbare Größen auf Basis beobachteter Ausfallhäufigkeiten empirisch oder mit Hilfe der Wahrscheinlichkeitsrechnung bestimmt. Der Terminus der technischen Zuverlässigkeit setzt demnach die statistische Zuverlässigkeit voraus. Beide Begriffsbedeutungen werden bei der Erstellung von Standards und Normen verbunden, indem der Versuch unternommen wird, Risiken und Unsicherheiten für die ingenieurmäßige Bemessung rational zu behandeln. Bereits ohne Berücksichtigung der Risikoaversion der Menschheit bereitet die methodische Entscheidungsfindung große Probleme, da alle Größen, die in die Bemessung einfließen, in der Realität natürlichen Streuungen unterliegen, welche indirekt in den aktuellen Normen des Bauwesens integriert sind [Thof-82].

Die Ermittlung eines angemessenen Sicherheitsniveaus erfordert daher die Quantifizierung dieser Unsicherheiten durch zur Verfügung stehende Mittel und Untersu-

chungen der Einflüsse auf die tragende Struktur. Zu unterscheiden sind hierbei epistemische und aleatorische Unsicherheiten.

Des Weiteren werden Vorkehrungen zur Gewährleistung einer gewissen Sicherheit ergriffen. Zum einen ist ein spezifischer Sicherheitsabstand zu fordern, welcher außerdem eine wirtschaftliche Bemessung erlauben soll, und zum anderen sind Maßnahmen zur Vermeidung von menschlichen Fehlhandlungen und zur Begrenzung des Schadensmaßes wahrzunehmen.

Mathematisch lässt sich die Forderung nach einem entsprechenden Sicherheitsabstand Z wie folgt ausdrücken.

$$Z = R - E \geq 0 \quad (2.1)$$

Hierin ist R der Widerstand einer Konstruktion, den sie der Einwirkung E entgegensetzen kann. Die alleinige Forderung nach einem Abstand der größer Null ist, wäre zwar trivial und daher einfach zu lösen, allerdings blieben dann Wirtschaftlichkeit und geringer Materialeinsatz unberücksichtigt. Aus diesem Grund sind die Planer gezwungen, den Sicherheitsabstand Z so gering wie möglich, aber größer Null zu halten, wofür sich ebenfalls ohne größere Schwierigkeiten eine optimale Lösung finden ließe, wenn der Widerstand und die Einwirkungen bekannt wären. Während des Planungsprozesses sind jedoch die tatsächlichen Einwirkungen und die Eigenschaften des noch nicht vorhandenen Bauwerkes ungewiss und die Größen R und E sind von heterogenen Parametern abhängig, wie in Abbildung 2.1 exemplarisch dargestellt.

Das Beispiel veranschaulicht die Abhängigkeiten der Widerstands- und Einwirkungsgrößen einer Stahlklebverbindung, wie sie im Fassadenbau zum Einsatz kommen könnte. Die Tragfähigkeit einer Klebverbindung wird durch die Tragfähigkeiten der einzelnen Bestandteile, also der Füge-teile und der Klebschicht, bedingt, wobei die Füge-teilfestigkeit von der Güte des verwendeten Stahls abhängt. Des Weiteren beeinflusst die Füge-teildicke das Maß der Dehnung der Stahlbauteile und bestimmt somit grundlegend das Verformungsverhalten des gesamten Anschlusses sowie die Spannungsanteile in der Klebschicht. Klebungen mit dünneren Füge-teilen weisen i.d.R. kleinere Kleb-festig-keiten auf [Habe-09]. Die Komponente Klebschicht leistet einen wesentlichen Beitrag an dem Tragverhalten der Verbindung, ihre Kleb-festigkeit wird durch viele Faktoren stark beeinflusst, von denen einige exemplarisch in Abbildung 2.1 illustriert werden. Es ist bekannt, dass die Tragwirkung einer Klebung

durch die Geometrie der Klebfläche und die Klebschichtdicke geprägt wird (s. Kapitel 5.1 und Abbildung 6.3). Analog zum Einfluss der Stahlgüte auf die Fügeiteilfestigkeit wirkt sich auch die Art des vorliegenden Klebstoffes auf die ertragbare Anschlusskraft aus, wobei die Beschaffenheit wiederum vom molekularen Aufbau der ausgehärteten Klebfuge geprägt wird. Ebenfalls spielen die Bedingungen beim Auftrag der Kleberaube und während der Aushärtung eine wichtige Rolle für die sich einstellenden Eigenschaften der Klebschicht. Auch Luftfeuchtigkeit, Temperatureinwirkung und andere Umweltfaktoren können die Klebfestigkeit erheblich senken. Der in Abbildung 2.1 eingeführte Fassadenanschluss wird in Kapitel 5.2 umfassend beschrieben.

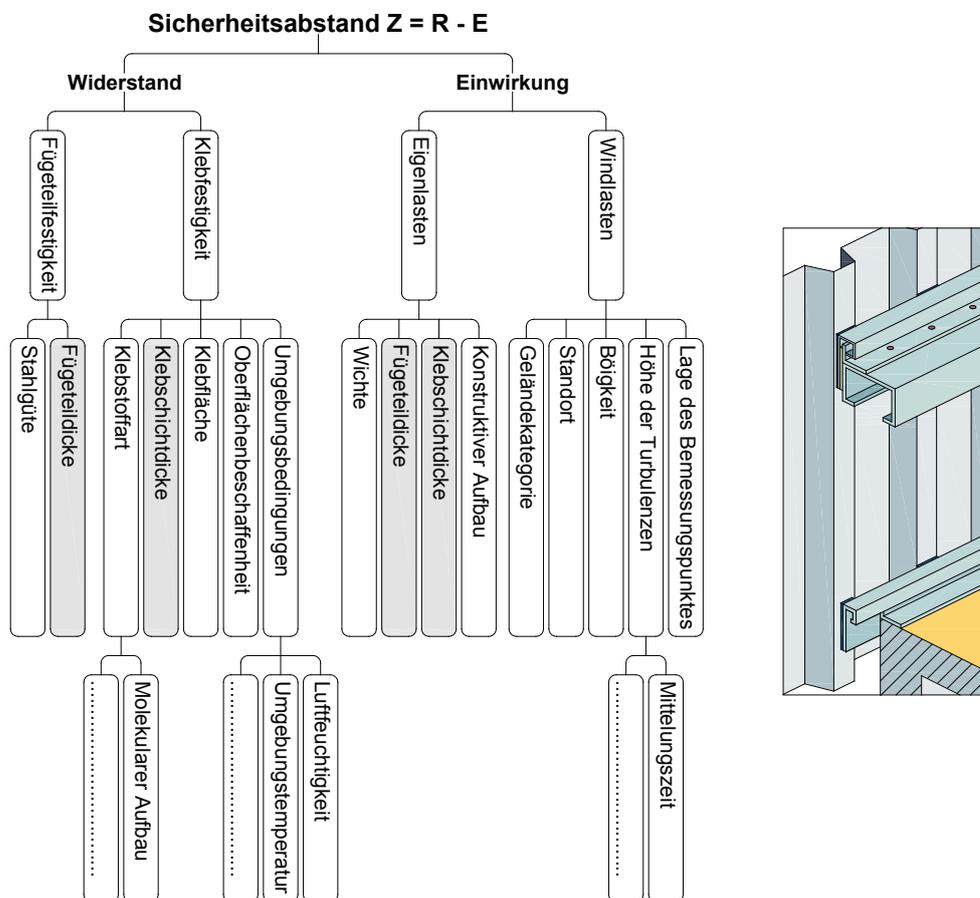


Abbildung 2.1: Abhängigkeiten der Größen R und E am Beispiel einer geklebten Stahlverbindung

Ähnliche Zusammenhänge lassen sich auch für die Einwirkungsseite finden, die im vorliegenden Beispiel auf Eigenlasten und Windeinwirkungen beschränkt werden. Die ständige Belastung aus den Eigengewichten wird durch den konstruktiven Aufbau bestimmt, so sind hier ebenfalls die Fügeiteil- und Klebschichtdicke am Betrag

der Beanspruchung beteiligt. Es ist zu erkennen, dass eine doppelsinnige Abhängigkeit vorliegt, weil die Abmaße der Bauteile nicht nur die Tragfähigkeit eines Elementes, sondern auch dessen Gewicht steuern. Widerstand R und Einwirkung E können von identischen Parametern abhängen, was bei der Berechnung der Zuverlässigkeit einer Konstruktion zu berücksichtigen ist. Wie im Weiteren gezeigt wird, ist es jedoch gemäß [DIN 1990] zulässig, die vorgestellte Korrelation zwischen R und E zu vernachlässigen (s. Kapitel 3.1)

Der Bauingenieur benötigt aufgrund der geschilderten Problematik ein Hilfsmittel, um trotz Risiko und Ungewissheit mit kleiner Versagenswahrscheinlichkeit projektieren zu können. Anhand statischer Berechnungen werden die zu erwartenden Lasten abgeschätzt und anschließend die inneren Kräfte mit theoretischen System- oder Partialmodellen bestimmt [Wern-10], sodass ein Vergleich der Beanspruchungen mit den Beanspruchbarkeiten schließlich die Basis für eine Entscheidung liefert. Die dafür verwendeten Modelle stellen wiederum selbst nur Prognosen dar, die Abweichungen aufweisen und somit Unsicherheitsquellen beinhalten. Sie enthalten aleatorische und epistemische Unsicherheiten, die zum Teil unbekannt sind und nur mit großem Aufwand identifiziert und quantifiziert werden können [Reut-12]. Aleatorische Unsicherheiten umfassen die Auswirkung der statistischen Streuungen der Modelleingangsparameter auf die Modellantwort (s. auch Kapitel 3.4.5). Mit der epistemischen Unsicherheit wird die Abweichung zwischen prognostizierten und beobachteten Verhalten des Systems oder Teilsystems beschrieben. Die Ursachen für epistemische Unsicherheiten liegen somit in unzureichender Kenntnis sowie unvollständigen oder nur beschränkt gültigen Informationen bei der Entwicklung der Modelle begründet.

Der planende Ingenieur arbeitet mit vereinfachten Annahmen, fordert zur Vermeidung zeitintensiver Berechnungsverfahren Einfachheit und konzentriert sich somit auf wesentliche Einflüsse. Durch die stetige Entwicklung der Computertechnik sind heutzutage bereits komplexere Modelle möglich, welche die genauere Beschreibung der Realität zum Ziel haben. Allerdings erhöht sich bei solch komplexen Modellen die Gefahr von Anwendungsfehlern [Thof-82]. Die Begrifflichkeit Realität erfordert an dieser Stelle eine genauere Eingrenzung für die im Rahmen der Arbeit behandelten Fragestellungen. Werner definiert in [Wern-10] den Begriff wie folgt

„Realität – stellt die natürliche Bedingung für die Erstellung und Nutzung von Bauwerken dar.“

Als natürliche Bedingung wird somit die Ausprägung eines beobachtbaren, aber beobachtungsunabhängigen Objektes verstanden (erkenntnistheoretischer Realismus).

Unabhängig von der Modellstruktur werden in der Regel deterministische Theorien mit absoluten Eingangsgrößen angewandt, obwohl in der Realität solche Größen stochastischer Natur sind. Z. B. streuen die Eigenschaften von Baustoffen und die Einwirkungen sind Zufallsfunktionen in Abhängigkeit von der Zeit, worauf im weiteren Verlauf noch eingegangen wird (Kapitel 3.3).

Die beschriebenen Phänomene sind dem Ingenieur nicht unbekannt [Hamp-89], weshalb er versucht, die zufälligen Erscheinungen durch probabilistische Modelle auf Grundlage von Stichproben zu berücksichtigen. Aber auch hier verbirgt sich eine weitere Fehlerquelle, da zuverlässige statistische Aussagen einen hohen Stichprobenumfang erfordern, der in der Praxis nicht zur Verfügung steht (Parameterunsicherheit).

Selbst wenn es gelungen ist, das Problem für einen kleinen Sicherheitsabstand mit ausreichender Zuverlässigkeit zu lösen, so sind die Auswirkungen durch menschliche Fehlhandlungen nicht in den Berechnungsablauf integriert. Qualitätsmängel der Tragkonstruktion, die durch menschliche Fehlleistungen z. B. während der Bauausführung verursacht werden, können nicht durch Teilsicherheitsbeiwerte in der Berechnung berücksichtigt werden. Stattdessen müssen Strategien verfolgt werden, die eine angestrebte Sicherheit gewährleisten. Z. B. werden von Natur oder Mensch verursachte Katastrophenfälle in der aktuellen Normungslandschaft durch entsprechende Bemessungssituationen bedacht. Als Beispiel seien hier Einwirkungen aus Erdbeben [DIN 1998] oder Anprall eines Fahrzeuges und Innenraumexplosion [DIN 1991/1-7] genannt. Dementgegen können nicht alle Eventualitäten, die im Laufe der Lebensdauer eines Bauwerkes eintreten können, vorhergesagt und bei der Planung beachtet werden.

Dieser Sachverhalt wird am Beispiel des Kernkraftwerkes in Fukushima-Daiichi deutlich, welches zwar für Einwirkungen aus Erdbeben der Stärke 8 geplant und konstruiert, jedoch im Jahr 2011 durch eine 14 Meter hohe Tsunami-Welle als Folge einer Erschütterung der Magnitude 9 überflutet wurde. Da die historischen Daten seit

über 800 Jahren keine stärkeren Erdstöße für diese Region auswiesen, schätzten Experten die Lage für die Errichtung des Kernkraftwerkes als unkritisch ein [BfS-12] – mit verheerenden Folgen.

Generell können mögliche Gefahren durch Kontrollen während der Nutzungsdauer einer Konstruktion eingedämmt werden [Hamp-91], allerdings sind die meisten Bauwerke auf die Planung und Ausführung beschränkt und werden keinen zusätzlichen Kontrollen unterzogen. Nur für exponierte Bauwerke, wie z. B. Brücken, Staudämme und Kernkraftwerke, existieren Vorschriften für die regelmäßige Prüfung und Sichtung der tragenden Struktur. Aber selbst durch die vorgeschriebenen Kontrollen kann nicht jeder Versagensfall vorausgesehen und verhindert werden, weshalb so zu konstruieren ist, dass die Folgen durch einen Verlust der Tragfähigkeit gemildert und Todesfälle vermieden werden. Z. B. sollte sich das Versagen eines tragenden Elementes im Vorfeld durch Rissbildung ankündigen, sodass ausreichend Zeit zum Evakuieren und zur Einleitung von Verstärkungsmaßnahmen bleibt. Durch die Wahl von statisch unbestimmten Systemen mit Redundanzen, von duktilen Baustoffen und von konstruktiven Lösungen mit ausreichendem Deformationsvermögen kann das Bestreben nach Maßnahmen zur Begrenzung des Schadensausmaßes verfolgt werden.

2.2 Der Zuverlässigkeitsbegriff in Normen

Normen spielen im Bauwesen eine zentrale Rolle, weil sie Anforderungen für den Tragwerksplaner spezifizieren, um ein minimal akzeptables Sicherheitslevel zu erfüllen. Die heutige Vorgehensweise bei der Konzeption von Normen im Bauwesen hat sich über viele Jahrzehnte entwickelt, beruht auf den Erfahrungen antiker Baumeister und entstand aus dem „trial-and-error“ Prinzip (engl.: Versuch-und-Fehler), welches durch die Herleitung erster analytischer Ansätze abgelöst wurde. Weiter kam es zur Anwendung statistischer Methoden der Zuverlässigkeitstheorie, deren erste Beschreibungen auf Mayer [Mayer-62] (1926), Streletzki (1947) und Wierzbicki (1936) zurückzuführen sind [Nowa-00]. Sie erkannten, dass Widerstand und Einwirkung Zufallsgrößen sind und dass jede Struktur endlich viele Versagensmodi besitzt. Ihre Modelle wurden von Freudenthal 1956 [Freu-56] weiterentwickelt, welcher umfassende Faltungsfunktionen formulierte, die für eine Handrechnung allerdings zu kom-

plex waren. Die Anwendung der Zuverlässigkeitstheorie im Bauwesen war erst durch die Pionierarbeit von Cornell [Corn-69] sowie Hasofer und Lind [Haso-74] in den späten 1960er Jahren möglich. 1969 schlug Cornell einen „second-moment“ (engl.: zweites Moment) Zuverlässigkeitsindex vor (s. Abschnitt 4.4.1), welcher von Hasofer und Lind 1974 zu einem forminvarianten Index umformuliert und durch Rackwitz und Fiessler [Fies-76] mit Hilfe einer numerisch effizienten Prozedur berechenbar gemacht wurde. Ende der 1970er Jahre erreichten die Methoden einen Reifegrad, der einen Einsatz für die Normung von Bauwerken erlaubte, dennoch wird die Zuverlässigkeitstheorie bis heute nur auf einzelne Teilsysteme des Tragwerks angewandt. Genauer müsste die Systemzuverlässigkeit des Gesamtsystems bestimmt werden, was aber aufgrund der Komplexität der Aufgabe [Reut-12] noch nicht in die Normungslandschaft aufgenommen wurde. Nach Nowak und Collin [Nowa-00] kann gleichwohl von einer Entwicklung zu Modellen ausgegangen werden, die das Verhalten des Tragwerkes im Ganzen und somit das Systemversagen berücksichtigen.

Nach heutigem Normungsstand werden Sachverhalte in Ingenieurmodellen erfasst und numerisch-mathematisch durch Bemessungsgrößen zugänglich gemacht, wobei im Nachweis meist für die Größen des Widerstandes, der Einwirkungen und der Teilsicherheiten ein einziger Wert steht und das Ergebnis folgerichtig in Form einer Zahl erscheint. Das bedeutet, dass die Denkweisen und Arbeiten der Tragwerksplaner deterministisch sind. Für verschiedene Strukturen wird festgelegt, welche Einflüsse mindestens zu berücksichtigen sind, was eine stetige Weiterentwicklung der Normendokumente nach sich zieht, die sich i.d.R. in Intervallen von 3-10 Jahren ereignet [Thof-82]. Dabei werden neue Konstruktionstypen, ein tiefgreifender Kenntnisstand über das Tragverhalten, veränderte Herstellungstoleranzen und Qualitätskontrollen sowie besseres Wissen bezüglich der Einwirkungen in die Normen aufgenommen. Neuere Standards, wie z. B. der Eurocode, sind i.d.R. umfangreicher als ihre Vorgänger, behandeln eine große Spanne konstruktiver Elemente und berücksichtigen außerdem Ergebnisse zahlreicher experimenteller sowie theoretischer Studien. Dafür müssen verständlicherweise komplexere Dokumente integriert und genutzt werden, deren Anwendung die Bemessungskosten und die Risiken für Fehlinterpretation erhöht. Dementgegen können durch wissenschaftlichere Bemessungsansätze, eine exakte Anwendung vorausgesetzt, die generelle Sicherheit bei gleich-

bleibenden Baukosten gesteigert, ein gleiches Sicherheitsniveau bei geringeren Baukosten gewährleistet oder eine Kombination beider Verbesserungen erwirkt werden. Das entsprechende von der Gesellschaft akzeptierte Niveau der Bauwerkssicherheit wird dabei vom Normenkomitee durch die Festlegung von charakteristischen Kennwerten, Teilsicherheiten und Einwirkungsgrößen vorgegeben.

Die Bemessungsgleichungen werden durch das Normungskomitee mit Beratung durch teilnehmende Ingenieure, Wissenschaftler und Forscher auf objektivem Weg eingeführt. Jedoch werden Normen nicht allein durch rationale Entscheidungen entwickelt, weil eine gewisse Subjektivität bei der Festlegung der akzeptablen Versagenswahrscheinlichkeit immer vorherrschen wird [Wern-10]. Welche Überlegungen für den Entwurf von Bemessungsmodellen erforderlich sind, wird in den nachfolgenden Kapiteln dargelegt.

3 Basisvariablen und Modelle

3.1 Das Bemessungsmodell

Im Kapitel 2.1 wurde bereits auf das Bemessungsproblem und in diesem Zusammenhang auf Basisvariablen hingewiesen. In diesem Teil der Arbeit soll erläutert werden, wie Einflüsse aus den Eigenschaften von Zufallsgrößen auf die Zuverlässigkeit eines Bauwerkes berücksichtigt werden und wie Basisvariablen zu definieren sind.

In der Bemessungspraxis wird die Beanspruchbarkeit R der Beanspruchung E gegenübergestellt und gefordert, dass R größer als E ist. So wird z. B. die Tragfähigkeit eines geklebten Anschlusses mit der aus einer Windeinwirkung resultierenden Kraft verglichen. Der Anschluss ist in diesem Beispiel ein Teilsystem des Tragwerkes. Die Anforderung für die Nachweisführung ist in der Gleichung (3.1) formuliert und lässt sich vom Sicherheitsabstand Z (Gleichung (2.1)) ableiten.

$$R \geq E \quad (3.1)$$

Andere mögliche Beschreibungen der Gleichung sind nachfolgend angegeben und grenzen die Zustände „Versagen“ und „kein Versagen“ ab.

$$R - E \geq 0 \quad \text{kein Versagen} \quad (3.2)$$

$$R - E < 0 \quad \text{Versagen} \quad (3.3)$$

Der Begriff Versagen beschreibt hierbei allerdings nicht allein den Einsturz eines Gebäudes, sondern das Überschreiten eines festgesetzten Grenzzustandes, welcher z. B. auch die Gebrauchstauglichkeit betreffen kann. Die Begrifflichkeiten Versagen und Grenzzustand werden in den Kapiteln 4.2 und 4.3 ausführlicher behandelt und sollen an dieser Stelle nur Erwähnung finden.

Aufgrund der stochastischen Natur der Größen R und E werden sie im Rahmen einer Bemessung mit Teilsicherheiten beaufschlagt. So werden Widerstandsparameter durch einen Teilsicherheitsbeiwert γ_M dividiert, welcher Vereinfachungen und Unsicherheiten in den mechanischen Modellen sowie die statistische Variabilität der Werkstoffeigenschaften aufgrund ihrer natürlichen Streuung und der Herstellungsgenauigkeiten berücksichtigt. Auf der Einwirkungsseite werden ebenfalls mit einem Teilsicherheitsbeiwert γ_F Einflüsse aus Leit- und Begleiteinwirkungen einbezogen.

Diese Zusammenhänge sind in Abbildung 3.1 am Beispiel des heute gültigen Eurocode dargestellt.

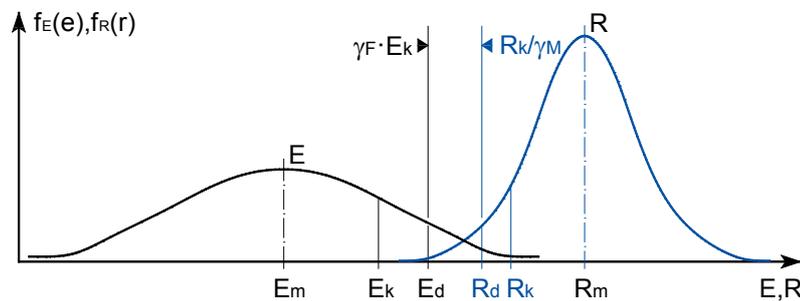


Abbildung 3.1: Prinzip des Nachweiskonzeptes nach Eurocode

Es ist zu erkennen, dass durch die Rechenoperation mit den Teilsicherheiten sogenannte Bemessungsvariablen gebildet werden, die durch den Index d (engl.: design) gekennzeichnet sind. Die Grafik macht außerdem deutlich, dass R und E mit ihren statistischen Verteilungen berücksichtigt werden und somit von der deterministischen Denkweise Abstand genommen wird. Die Art und Form der statistischen Dichtefunktionen $f_E(e)$ und $f_R(r)$ werden wesentlich von den Basisvariablen bestimmt, welche als Eingangsgrößen für die Ingenieurmodelle zur Vorhersage von Widerständen und Einwirkungen eingeführt werden. Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass die Prozedur gemäß Eurocode [DIN 1990] von einer Unabhängigkeit zwischen Einwirkungs- und Widerstandsseite ausgeht, was auch für die im Rahmen der vorliegenden Arbeit behandelten Anwendungsfälle der Klebtechnologie im Stahlbau angenommen wird. Somit werden die Einwirkungsgrößen als bekannt und im Eurocode 1 [DIN 1991] definiert betrachtet, weshalb sich die folgenden Erläuterungen im Wesentlichen auf die Merkmale der Klebverbindung als Widerstandsgrößen beziehen. Zunächst soll aber kurz die Annahme einer Trennung von Einwirkung und Widerstand diskutiert werden, denn wie bereits in Kapitel 2.1 dargestellt, scheint eine separate Behandlung von E und R nicht zweifelsfrei möglich zu sein. Durch die Einführung von sogenannten Wichtungsfaktoren α_i (s. Kapitel 4.5) wird im Eurocode der Versuch unternommen, die Einflüsse aus Einwirkung und Widerstand zu wichten. Da die Ausprägung der Wichtungsfaktoren jedoch vom Grenzzustand abhängt und somit durch die Eigenschaften der Basisvariablen beeinflusst wird, ist eine allgemeingültige Angabe der α_i nicht möglich. Die Empfehlungen im Eurocode [DIN 1990] sind daher als Abschätzung auf Grundlage einer Näherung zu verstehen.

„Die Anwendung dieses Näherungsansatzes setzt natürlich eine vorherige Kenntnis der Reihenfolge der Bedeutung der einzelnen Zufallsgrößen voraus.“
[Spae-92]

3.2 Basisvariablen

Das Verhalten eines Tragwerkes oder seiner Teilelemente kann anhand einer verfeinerten Basis, also durch Beachtung der einflussgebenden Parameter, präziser in einem Modell beschrieben werden. Bei einer großen Anzahl an Variablen (14 Parameter gemäß Abbildung 2.1) kann dies jedoch zu komplexen mathematischen Ausdrücken führen, die unter Umständen nur mit unverhältnismäßig hohem Aufwand gelöst werden können. Im Sinne der Übersichtlichkeit und für eine geringe Fehleranfälligkeit sollten daher nur wesentliche Parameter als Modelleingangsgrößen festgelegt werden, sodass die Zweckbestimmung des Ingenieurmodells (z. B. Traglastprognose) mit ausreichender Genauigkeit gewährleistet werden kann. Solche Parameter werden als Basisvariablen bezeichnet, sind durch eine größere, zur Verfügung stehende Datenmenge gekennzeichnet und können der Widerstands- oder Einwirkungsseite zugeordnet werden. Allerdings ist eine strikte Trennung nicht immer möglich, was am Beispiel der Einflussgrößen auf die Tragfähigkeit einer Stahlklebverbindung in Abbildung 2.1 deutlich gemacht wurde.

Jene Basisvariablen, die schließlich für den Nachweis bzw. für die Kalibrierung von Bemessungskonzepten eingesetzt werden, tragen auch häufig die Bezeichnung Bemessungsvariablen und werden i.d.R. mit den Parametern Mittelwert und Standardabweichung eingeführt [Schn-96]. Die Bemessungsvariablen können statistisch korreliert sein (s. Kapitel 4.4.2), was entsprechend zu berücksichtigen ist. Alle übrigen Kennwerte werden als deterministisch behandelt und durch eine absolute Zahl integriert.

3.3 Das Widerstandsmodell

Um Aussagen über die berücksichtigten Einflüsse im Bemessungsmodell treffen zu können, ist eine verfeinerte Betrachtung der Widerstandsgröße R als allgemeine Kapazität des Systems oder Teilsystems notwendig. Im Hinblick auf die zu erwartenden

Unschärfen wird in der Literatur häufig nachfolgendes Widerstandsmodell vorgeschlagen [Schn-96].

$$R = B \cdot K \cdot A \quad (3.4)$$

Hierin beschreiben B die Einflüsse aus Modellunsicherheiten, K aus Baustoffeigenschaften und A aus Abmessung und daraus abgeleitete Größen. Sind diese Parameter unkorreliert, so lassen sich die statistischen Kennwerte Mittelwert und Varianz der Widerstandsgröße R einfach berechnen. Im Fall einer Klebverbindung kann allerdings nicht von einer Unabhängigkeit zwischen Anschlussgeometrie und Klebfestigkeit ausgegangen werden, was bei der Betrachtung der aleatorischen Unsicherheit des Widerstandsmodells zu berücksichtigen ist. Der Korrelation von Basisvariablen kann durch die Einführung einer multivariaten Verteilungsfunktion Rechnung getragen werden (s. Kapitel 7.2.3).

Einflüsse auf das Trag- und Verformungsverhalten einer Konstruktion werden vom Ingenieur aus Gründen der Einfachheit bewusst, aber auch unbewusst vernachlässigt. Vereinfachungen, unerkannte Randbedingungen und Einflüsse sowie vernachlässigte Interaktionen zwischen Basisvariablen wirken sich auf die Modellunschärfe aus. Die entstehenden Differenzen zwischen den Ergebnissen von Berechnung und Beobachtung können mathematisch durch die Gleichung (3.5) ausgedrückt werden.

$$b = \frac{r_e}{r_t} \quad (3.5)$$

Die Notation erfolgt hierbei in Anlehnung an Eurocode 0 Anhang Z [DIN 1990]. Das Formelzeichen r kennzeichnet den Wert eines Widerstandes und wird in Ergebnisse der theoretischen Berechnung (Index t) und des Experiments (Index e) eingeteilt. An dieser Stelle sei angemerkt, dass ein Experiment als Modell der Realität angesehen werden muss, weil während der Versuchsdurchführung im Labor Randbedingungen wie Lagerung, Umwelteinflüsse, Belastung und Geschwindigkeit gezielt gesteuert werden und nicht den realen Bedingungen des Tragwerks entsprechen. Häufig werden außerdem Komponenten des Gesamtsystems experimentell untersucht, sodass der Versuch als Modell eines Teilsystems zu verstehen ist. Die Wechselwirkung von Modell und Realität wird in [Wern-10] ausführlich diskutiert.

Experimentelle Untersuchungen und Vergleiche der damit gewonnen Erkenntnisse mit den Resultaten eines mechanischen Modell liefern ein Histogramm der diskreten Verteilungsfunktion für die Modellunschärfe B , woraus Mittelwert m_B und Standard-

abweichung s_B bestimmt werden können [Schn-96]. Aus der Definition ist ersichtlich, dass sich für gute Modelle ein Mittelwert m_B von ungefähr 1 ergeben würde, weil die Abweichungen zur Beobachtung sehr klein wären. In der Praxis arbeitet der Ingenieur mit konservativen Modellen, welche die Tragfähigkeit des Systems oder Teilsystems unterschätzen und somit Werte größer 1 für den Mittelwert der Modellunschärfe liefern.

Die Standardabweichung s_B wird nicht allein durch die Güte des Modellansatzes bestimmt, sondern ebenfalls durch die aleatorische Unsicherheit und durch die systematischen Versuchs- und Messfehler wesentlich beeinflusst. Als allgemeine Entscheidungshilfe ist in der Literatur ein Schätzwert von $s_B < 10\%$ [Schn-96] für gute Modelle zu finden. Stehen mehrere Ansätze für die Prognose zur Verfügung, so kann eine Bewertung der Bemessungsvorschläge auf einem Vergleich der Parameter der Modellunschärfen fundieren.

Manchmal sind die Modellparameter auch über den Bemessungsbereich veränderlich, was in Abbildung 3.2 dargestellt ist.

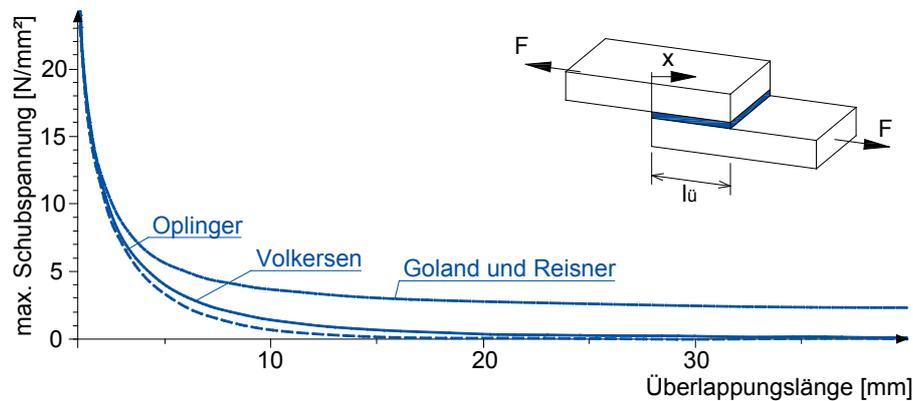


Abbildung 3.2: Vergleich der Ergebnisse verschiedener analytischer Ansätze für die Berechnung von einschnittig überlappten Klebverbindungen im Bemessungsbereich $l_{\bar{u}} = 0$ bis 40 mm

Hierfür werden drei verschiedene mechanische Ansätze für die Berechnung der maximalen Schubspannung am Überlappungsende einer einschnittig überlappten Klebverbindung untersucht, deren Grundgedanken in Kapitel 5.1 näher erläutert werden. Das Gleichungssystem nach Goland und Reisner [Gola-44] ist eine Weiterentwicklung der Formulierungen nach Volkersen [Volk-58], weil es zusätzlich die Wirkungen aus dem entstehenden Moment aufgrund der Lastexzentrizität in der Klebschicht integriert. In dem Modell nach Oplinger [Opli-97] werden außerdem die nichtlinea-

ren Füge­teil­ver­for­mun­gen mitein­be­zo­gen. Die Dif­fe­ren­zen zwi­schen den Er­geb­nis­sen die­ser un­ter­schie­dli­chen Me­tho­den sind nicht für je­den Wert der Über­lap­pungs­länge iden­tisch. Es zeich­net sich eine Ab­hän­gig­keit der Er­geb­nis­un­ter­schiede vom Be­mes­sungs­be­reich ab.

Der Ein­fluss von Bau­stoff­ei­gen­schaften auf das sto­chas­ti­sche Ver­hal­ten der Be­mes­sungs­grö­ße R in Gleichung (3.4) er­schließt sich be­reits aus den Er­fah­run­gen im Um­gang mit Ma­te­ri­a­lien. Die Zu­ver­läs­sig­keit der Aus­sa­ge über die Kenn­werte ist da­bei auch vom Stich­pro­ben­um­fang ab­hän­gig, so­dass die Mo­dell­un­si­cher­heit schon auf­grund der feh­len­den In­for­ma­tio­nen aus Ex­pe­ri­men­ten und Vor­ken­nt­nis­sen wächst. Wei­ter­hin be­steht die Sch­wie­ri­g­keit, La­bor­ver­su­che auf das re­ale Bauteil zu über­tra­gen, da zu er­war­ten ist, dass die Streuungen im Bau­werk auf­grund der völ­lig un­ter­schie­dli­chen Ver­hält­nis­se im Trag­werk grö­ßer aus­fal­len wer­den. Da­rüber hi­naus sind die Ei­gen­schaften un­ter Um­stän­den zu­sätz­lich von der Zeit ab­hän­gig, wie es im Fall einer Stahl­kleb­ver­bin­dung zu ver­mu­ten ist. Ein ein­fa­cher An­satz zur Ein­be­zie­hung sol­cher Ef­fek­te ist in Gleichung (3.6) for­mu­liert und wird durch so­ge­nannte Über­tra­gungs­va­ri­a­blen (auch Um­rech­nungs­fak­to­ren) rea­li­siert [Schn-96].

$$K = G \cdot \eta \tag{3.6}$$

Die Bau­stoff­ei­gen­schaft im re­alen Trag­werk lässt sich dem­nach durch das Pro­dukt einer ef­fek­tiv mess­ba­ren Grund­va­ri­a­blen G und einem Um­rech­nungs­fak­tor η be­stim­men. Für die vor­lie­gen­de Ar­beit wer­den Um­rech­nungs­beiwerte für Ein­flüsse aus der Um­ge­bungs­be­dingung Tem­pe­ra­tur η_t (Index t – engl.: tem­pe­ra­ture de­pen­dent ef­fects) so­wie einer Va­ri­a­tion der Kleb­schicht­dicke η_m (Index m – engl.: man­u­fac­tu­ring ef­fects) er­re­chnet und in Ka­pi­tel 7.4.1 vor­ge­stellt.

Eine wei­tere Un­si­cher­heits­quel­le für das Wi­der­stands­mo­dell aus Gleichung (3.4) stel­len die geo­me­tri­schen Grö­ßen des struk­tu­rel­len Ele­men­tes dar. Für den Kalib­rie­rungs­pro­zess einer Norm wer­den die geo­me­tri­schen Kenn­werte i.d.R. de­ter­mi­nis­tisch be­han­delt, weil ihre Mit­tel­werte m_A nah an den no­mi­nel­len Werten lie­gen [Thof-82], zum Teil ent­stehen aber auch sys­te­ma­ti­sche Ef­fek­te, die im Fall einer Kleb­ver­bin­dung schon wäh­rend der Her­stel­lung auf­tre­ten könn­en. Durch Vo­lu­men­ver­rin­ge­run­gen in Fol­ge der hö­he­ren Dichte der aus­ge­här­te­ten Kleb­schicht ge­gen­über den flüs­si­gen Aus­gangs­poly­me­ren, durch Ab­gabe von Spalt­pro­duk­ten und durch die nach­träglich Ab­gabe von Lö­sun­gs­mit­tel­n ent­stehen bei der Aushärtung Sch­rum­pfun­gen, die

zu einer Abnahme der Klebschichtdicke führen [Eich-66, Habe-09]. Neben den sich dadurch entwickelnden Eigenspannungen, die das eigentliche Problem der Schrumpfung darstellen, entspricht die sich tatsächlich einstellende Klebschichtdicke nicht der vorgesehenen. Eine Besonderheit der stochastischen Natur von geometrischen Eigenschaften ist die Unabhängigkeit der Standardabweichung s_A von dem absoluten Wert der Abmaße, weil die Streuungen lediglich durch die Fertigungstoleranzen bestimmt werden. Daraus lässt sich ableiten, dass für kleinere Strukturen die Streuungen stärker ins Gewicht fallen.

Den behandelten Parametern der Modellunschärfe, der Materialeigenschaften und der geometrischen Größen kommt im Bauwesen große Bedeutung zu, weil sie die Wirtschaftlichkeit sowie das Trag- und Verformungsverhalten einer Konstruktion grundlegend prägen können. Für zuverlässigkeitstheoretische Betrachtungen ist es somit unerlässlich, die wesentlichen Basisvariablen zu erkennen und entsprechende probabilistische Modelle für diese zu entwickeln, was im nachfolgenden Kapitel näher erläutert wird.

3.4 Probabilistische Modelle für Basisvariablen

Um ein geeignetes Modell für eine Basisvariable entwickeln zu können, müssen Aussagen über die sogenannte Grundgesamtheit getroffen werden, welche die Menge aller statistischen Erhebungen mit übereinstimmenden Kriterien beschreibt. Am Beispiel der Klebfestigkeit von Klebstoffen auf Epoxidharzbasis müssten alle Klebstoffe mit dieser Basis getestet werden, wobei die Menge der Grundgesamtheit unendlich ist bzw. gegen unendlich strebt. In der Praxis kann ein solcher Umfang aus wirtschaftlichen und zeitlichen Gründen nicht bewältigt werden, weshalb die Wahrscheinlichkeitstheorie als Hilfsmittel benötigt wird. Mit ihr können zufällig ausgewählte Stichproben der deskriptiven Statistik als Information genutzt werden, um mit Hilfe von mathematischen Modellen auch Angaben über den begrenzten Stichprobenumfang hinaus zu erlauben. Das Vertrauen ist dabei durch die Größenordnung der Stichprobe limitiert. Das Prinzip bei der Vorgehensweise in der Wahrscheinlichkeitstheorie ist in Abbildung 3.3 illustriert.

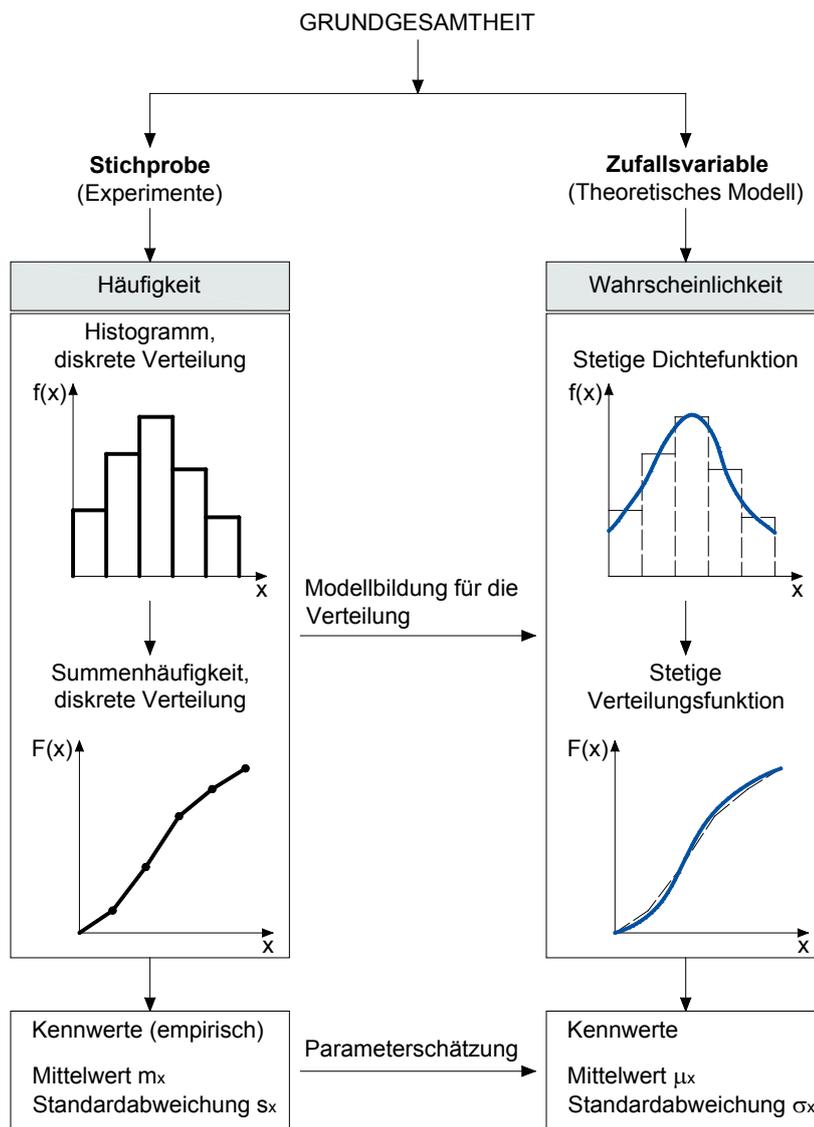


Abbildung 3.3: Prinzip der Wahrscheinlichkeitstheorie

Die Grafik macht deutlich, dass im Allgemeinen versucht wird, eine diskrete Verteilung als Ergebnis von Experimenten in eine stetige Verteilung als theoretisches Modell für die Grundgesamtheit zu überführen. Die Vorgehensweise für die Wahl eines probabilistischen Modells einer Basisvariablen lässt sich demnach in zwei Abschnitte einteilen. Zunächst ist eine annehmbare Wahrscheinlichkeitsverteilung zu integrieren, welche in der Lage ist, die physikalischen Eigenschaften zu charakterisieren. In einem zweiten Schritt sind die Parameter der stetigen Funktionen durch bestimmte statistische Methoden zu schätzen. Auf die Problematik der Parameterschätzung und ihrer Qualitätskriterien wird in Kapitel 7.2.1 im Zusammenhang mit den eigenen Er-

gebnissen für die Anwendungsfälle der Klebtechnologie im Fassadenbau näher eingegangen.

3.4.1 Eigenschaften stetiger Zufallsgrößen

Um die Basisvariablen mit Hilfe von theoretischen Modellen der Wahrscheinlichkeitstheorie näherungsweise abbilden zu können, ist die Auseinandersetzung mit den statistischen Verteilungstypen erforderlich. Jede physikalische Größe weist spezifische Merkmale auf, weshalb jeder Kennwert Aufmerksamkeit bei der Auswertung und Aufbereitung der Daten benötigt. Prinzipiell sind aber einige allgemeingültige Regeln bekannt, die sich aus der Tatsache ableiten, dass bei größer werdendem Stichprobenumfang die stetige Dichtefunktion der Einhüllenden des Histogramms entspricht (s. Abbildung 3.3).

Ist die stetige Dichtefunktion $f_X(x)$ oder die stetige Verteilungsfunktion $F_X(x)$ durch eine Funktionsgleichung, eine Wertetabelle oder eine grafische Darstellung bekannt, kann die Verteilung für die Zufallsvariable X vollständig beschrieben werden. Exemplarisch sind solche Funktionen in der Abbildung 3.4 dargestellt.

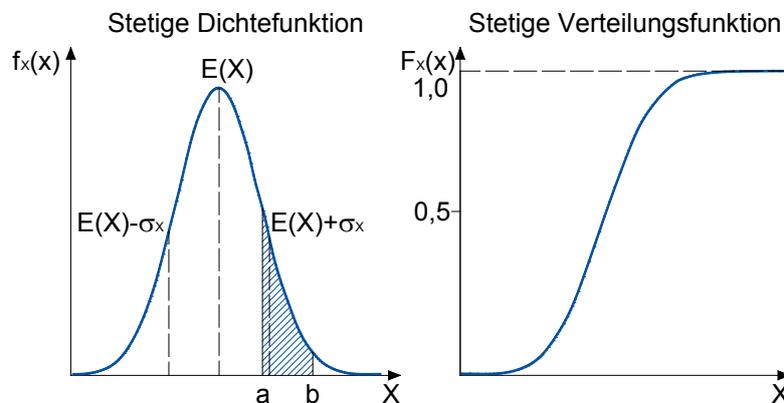


Abbildung 3.4: Stetige Dichte- und Verteilungsfunktionen

Eine der wesentlichen Eigenschaften von stetigen Dichtefunktionen wird in der nachfolgenden Gleichung aufgeführt.

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx = 1 \quad (3.7)$$

Die Formulierung macht deutlich, dass bei überzählbar vielen Werten einer Zufallsvariablen X die Summe aller ihnen zugeordneten Wahrscheinlichkeiten am Ende die Wahrscheinlichkeit 1 des sicheren Ereignisses ergibt. Somit liegt der wesentliche

Vorteil stetiger Verteilungsfunktionen gegenüber diskreten in der Möglichkeit, die Wahrscheinlichkeit 1 als Fläche unter der Dichtefunktion darzustellen. Das legt nahe Teilflächen als Teilwahrscheinlichkeiten zu interpretieren und durch das Lösen von bestimmten Integralen zu berechnen.

Eine Funktionsgleichung für die Verteilung einer stetigen Zufallsgröße X kann dann gefunden werden, wenn die Formulierung für die Dichtefunktion bekannt ist und sich integrieren lässt.

$$F_X(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^x f_X(u) du \quad (3.8)$$

Die Gleichung illustriert, dass die Wahrscheinlichkeit P dafür, dass die Variable X kleiner oder gleich einer Realisation x ist, dem Wert der Verteilungsfunktion $F_X(x)$ an der Stelle x entspricht. Diese Wahrscheinlichkeit kann ebenfalls als Fläche unterhalb der Verteilungsfunktion, welche bei $-\infty$ beginnt und bei x endet, angesehen werden.

Wichtige Kennwerte, die für die eigenen Analysen häufige Anwendung finden sind Erwartungswert und Varianz bzw. Standardabweichung stetiger Verteilungsfunktionen. Diese Lage- und Streuungsparameter sind quantitativ erfassbar, wenn charakteristische Kennwerte der Verteilung bekannt sind. Es ist dabei nicht zwingend die Funktion in allen Einzelheiten zu kennen, da eine Beschreibung der Zufallsgröße X auch über ihre sogenannten Momente möglich ist, welche die Grundlage für die Berechnung von Mittelwert und Varianz darstellen. Das i -te Moment einer stetigen Verteilung lässt sich gemäß Gleichung (3.9) bestimmen.

$$m_i = \int_{-\infty}^{\infty} x^i \cdot f_X(x) dx \quad (3.9)$$

Desweiteren können Zufallsvariablen durch zentrale Momente charakterisiert werden, welche auf das erste Moment, dem Mittelwert, bezogen sind. Die Berechnung des i -ten zentralen Momentes einer stetigen Verteilung ist in Gleichung (3.10) wiedergegeben.

$$\mu_i = \int_{-\infty}^{\infty} (x - m_1)^i \cdot f_X(x) dx \quad (3.10)$$

Aus den Definitionen in den Gleichungen (3.9) und (3.10) lassen sich Beziehungen zwischen Moment und zentrales Moment ableiten, die die Basis für die Bestimmung von Lage- und Streuungsparametern einer Verteilung bilden. So ergeben sich der Mittelwert aus dem ersten Moment und die Varianz aus dem zweiten zentralen Moment.

Der Erwartungswert $E(X)$ einer Zufallsgröße X ergibt sich als Mittelwert eines häufig wiederholten Experimentes. Dieser Zusammenhang wird im Gesetz der großen Zahlen ausgenutzt und z. B. für die Parameterschätzung von statistischen Funktionen (s. Kapitel 7.2.1) verwendet. Die Beziehung für den Erwartungswert lautet gemäß der Herleitung in Gleichung (3.9).

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx \quad (3.11)$$

Wesentlich für die Zuverlässigkeitstheorie ist außerdem die Interpretation des Streuungsparameters $Var(X)$. Die Varianz beschreibt die mittlere quadratische Abweichung vom Erwartungswert und lässt sich aus dem zweiten zentralen Moment nach Gleichung (3.10) bestimmen.

$$Var(X) = E \left[(X - E(X))^2 \right] = \int_{-\infty}^{\infty} (x - E(X))^2 \cdot f_X(x) dx \quad (3.12)$$

Die in der Wissenschaft oftmals verwendete Standardabweichung $\sigma(X)$ einer stetigen Verteilung ergibt sich als Quadratwurzel der Varianz.

$$\sigma(X) = \sqrt{Var(X)} \quad (3.13)$$

Eine grafische Interpretation der Lage- und Streuungsparameter $E(X)$ und $\sigma(X)$ ist in der Abbildung 3.4 ausgeführt.

Für die Entwicklung eines wahrscheinlichkeitstheoretischen Modells von Widerstandswerten stehen zahlreiche Verteilungsfunktionen zur Verfügung. Die im Rahmen dieser Arbeit verwendeten Verteilungstypen werden in den folgenden Kapiteln vorgestellt. Betrachtungsgegenstand sind die Normalverteilung, die logarithmische Normalverteilung und die Weibullverteilung, die häufig in der Literatur für die Beschreibung von Materialkennwerten empfohlen werden. Darüber hinaus werden in verschiedenen Quellen z. B. auch die Gumbel-Verteilung [Spae-92] und die Maximum-Entropie-Verteilung [Reut-12] vorgeschlagen. Im Sinne der Übersichtlichkeit

und der vorgestellten Zielsetzung einer kritischen Auseinandersetzung mit der in der aktuellen Norm beschriebenen Vorgehensweise, werden ausschließlich die drei zuerst genannten Verteilungsfunktionen betrachtet. In [DIN 1990] werden diese Verteilungsfamilien für Materialeigenschaften empfohlen. Diese Empfehlung wird ebenfalls in [Stra-00a] speziell für statistische Analysen an geklebten Verbindungen gegeben.

3.4.2 Normalverteilung

Die Normalverteilung hat im Ingenieurwesen eine zentrale Bedeutung, weil einfache Lösungsmöglichkeiten existieren, wenn die Basisvariablen normalverteilt sind und die Gleichung des Grenzzustandes eine Linearfunktion der Basisvariablen ist. Die Tatsache, dass für diesen Sonderfall eine einfache Lösung gefunden werden kann, ist Grundlage für die entwickelten Näherungslösungen anderer Problemstellungen in der Zuverlässigkeitstheorie. Außerdem können viele beobachtete Größen in der Natur und Technik mit Hilfe der Normalverteilung beschrieben werden [Spae-92].

Die Normalverteilung ist symmetrisch und wird durch die Parameter μ_X und σ_X charakterisiert. Ihre Dichtefunktion lautet

$$f_X(x) = \frac{1}{\sigma_X \cdot \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu_X)^2}{2\sigma_X^2}}. \quad (3.14)$$

Die Verteilungsfunktion lässt sich gemäß Gleichung (3.8) durch Integration der Dichteverteilung entwickeln, was jedoch aufgrund der Eigenschaften der Exponentialfunktion Probleme bereitet und die Ursache für die Darstellung des allgemeinen Ansatzes in Gleichung (3.15) ist.

$$F_X(x) = \frac{1}{\sigma_X \cdot \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(u-\mu_X)^2}{\sigma_X^2}} du \quad (3.15)$$

Der Vorteil einer Normalverteilung liegt darin begründet, dass die Funktionsparameter μ_X und σ_X den Lage- und Streuungsparameter Mittelwert und Standardabweichung entsprechen, die durch geschicktes Variieren sowohl sehr enge als auch sehr breite Funktionen abbilden können. Für den Bauingenieur ist zudem von besonderer Bedeutung, dass Linearkombinationen, gleichgültig welchen Verteilungstyps, ebenfalls normalverteilt sind, worauf in Kapitel 3.4.5 ausführlich eingegangen wird.

3.4.3 Logarithmische Normalverteilung

Eine Zufallsgröße Y ist mit den Parametern μ_Y und σ_Y logarithmisch normalverteilt, falls die Variable X als natürlicher Logarithmus von Y mit den gleichen Parametern normalverteilt ist. Allerdings ist die Bedeutung von μ_Y und σ_Y eine andere als im Fall der Normalverteilung, sie sind lediglich formale Funktionswerte. Erwartungswert $E(Y)$ und Varianz $Var(Y)$ der Zufallsvariablen Y sind aus der Definition der Momente von stetigen Verteilungsfunktionen herleitbar (s. Kapitel 3.4.1).

Betrachtet man eine normalverteilte Zufallsgröße X mit $X \sim N(\mu_X; \sigma_X)$, die in die Zufallsvariable $Y = e^X$ transformiert wird, so lässt sich die Verteilungsfunktion für Y mit Hilfe der statistischen Rechenregeln wie folgt bestimmen.

$$F_Y(y) = \frac{1}{\sigma_Y \cdot \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\ln y} e^{-\frac{(u-\mu_Y)^2}{2\sigma_Y^2}} du \quad (3.16)$$

Die Dichtefunktion kann durch Ableiten des Ausdrucks in Gleichung (3.16) gewonnen werden.

$$f_Y(y) = \frac{dF_Y(y)}{dy} = \frac{1}{\sigma_Y \cdot \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln y - \mu_Y)^2}{2\sigma_Y^2}} \cdot \frac{1}{y} = \frac{1}{y} \cdot f_X(\ln y) \quad (3.17)$$

Erwartungswert und Varianz der Größe Y lassen sich aus den Beziehungen für die Momente einer Verteilungsfunktion ableiten (s. Gleichungen (3.11) und (3.12)).

$$E(Y) = E(e^X) = e^{\mu_Y + \frac{\sigma_Y^2}{2}} \quad (3.18)$$

$$Var(Y) = e^{2\mu_Y + \sigma_Y^2} \cdot (e^{\sigma_Y^2} - 1) \quad (3.19)$$

Die logarithmische Normalverteilung lässt sich als Modell für multiplikativ wirkende Einzeleinflüsse verwenden und kommt deshalb oft für Ermüdungsuntersuchungen zum Einsatz. Außerdem können die Zufallsgrößen Y_i keine negativen Werte annehmen, weshalb die logarithmische Normalverteilung häufig für die Beschreibung von Materialeigenschaften Verwendung findet [Spae-92].

3.4.4 Extremwertverteilungen

In der Zuverlässigkeitstheorie tragender Konstruktionen sind Größtwerte (z. B. für Belastungen) und Kleinstwerte (z. B. für Bauteilwiderstände) von großer Bedeutung. Wenn für eine Zufallsgröße X mit der Dichtefunktion $f_X(x)$ und der Verteilung $F_X(x)$ eine unabhängige Folge V von Realisierungen vom Umfang n entnommen wird, dann

ist auch die Folge V eine Zufallsgröße. Die Extremwertverteilung wird durch die Eigenschaften der Ausgangsverteilungen der Zufallsgröße X gesteuert, wobei aus symmetrischen Ausgangsfunktionen unsymmetrische Extremwertverteilungen entstehen können. Von besonderem Interesse ist nun die Frage, gegen welche Verteilung die Extremwerte von X für einen sehr großen Stichprobenumfang n streben. Solche Funktionen werden als asymptotische Extremwertverteilungen bezeichnet und sind nicht vom mittleren Bereich der Ausgangsfunktion abhängig, sondern beziehen sich stärker auf die Grenzbereiche, die sogenannten Schwänze.

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird auf den Typ III, die sogenannte Weibullverteilung zurückgegriffen, weil diese in Richtung des Extremwertes an einem Punkt x_0 begrenzt und in die andere Richtung unbegrenzt ist. Sie eignet sich für die Abbildung von Lasten mit oberen Grenzen, der Lebensdauer ermüdungsbeanspruchter Bauteile und für Festigkeitseigenschaften [Spae-92], die hier untersucht werden sollen. In der Tabelle 3.1 sind die verwendeten Notationen für die Parameterbildung zusammengefasst, hierin charakterisiert Γ die Gammaverteilung.

Tabelle 3.1: Funktionsgleichungen und Parameter der Weibullverteilung

Dichtefunktion	$f_V(x) = \frac{\beta}{\alpha^\beta} \cdot X^{(\beta-1)} \cdot e^{-\left(\frac{x}{\alpha}\right)^\beta} \quad (3.20)$
Verteilungsfunktion	$F_V(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\alpha}\right)^\beta} \quad (3.21)$
Mittelwert	$\mu_V = \alpha \cdot \Gamma\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \quad (3.22)$
Varianz	$\sigma_V = \sqrt{\alpha^2 \left(\Gamma\left(1 + \frac{2}{\beta}\right) - \Gamma^2\left(1 + \frac{1}{\beta}\right) \right)} \quad (3.23)$

3.4.5 Funktionen von Zufallsgrößen

Eine der wichtigsten Funktionen von Basisvariablen ist die Linearkombination, die in allgemeiner Form in Gleichung (3.24) dargestellt ist.

$$Z = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \cdot X_i \quad (3.24)$$

Die Größe Z könnte ein Bauteilwiderstand sein, der sich als Summe von Einzelwiderständen ergibt und eine globale Konstante a_0 sowie weitere Konstanten a_i enthält,

die den jeweiligen Basisvariablen X_i zugeordnet sind. Interessant für die Sicherheitsbetrachtungen sind nun die Verteilung der Zufallsfunktion Z und die Beschreibung der Lage- und Streuungsparameter für Z , wobei oftmals für die interessierende Größe Z keine Versuchsergebnisse vorliegen, sodass die gesuchten Parameter aus den statistischen Daten der Basisvariablen X_i geschätzt werden müssen. Bei diesem Berechnungsschritt sind die Korrelationskoeffizienten ρ statistisch abhängiger X_i unbedingt zu beachten, weil sie wesentlichen Einfluss auf das Ergebnis von Zuverlässigkeitsanalysen haben können. Die Ergebnisse für Mittelwert und Standardabweichung einer Linearkombination Z sind in den Gleichungen (3.25) und (3.26) angegeben.

$$\mu_Z = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \cdot \mu_{X_i} \quad (3.25)$$

$$\sigma_Z^2 = E[(Z - \mu_Z)^2] = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_i \cdot a_j \cdot \rho_{X_i, X_j} \cdot \sigma_{X_i} \cdot \sigma_{X_j} \quad (3.26)$$

Die Berechnung des Mittelwertes gestaltet sich im Fall einer linearen Funktion der X_i einfach, da die Korrelation der Variablen keinen Einfluss auf das Ergebnis hat. Eine komplexe Gleichung erhält man allerdings für die Standardabweichung σ_Z bei abhängigen Größen X_i .

Auf die genannte Weise kann die Zufallsgröße Z charakterisiert werden, auch wenn keine Aussagen über die Verteilung von Z möglich sind. Sind die Basisvariablen unkorreliert und normalverteilt, so ergibt sich die Linearkombination ebenfalls als Normalverteilung, was als Sonderfall eine fundamentale Basis für die Ableitung der Sicherheitskennwerte nach Eurocode bildet [Spae-92].

Im weiteren Sinne kann der geschilderte Zusammenhang auch auf das Produkt von logarithmisch normalverteilten Basisvariablen X_i angewandt werden, so kann ein Produkt bzw. Quotient von Zufallsvariablen X_i und Konstanten a_0 beispielsweise die nachfolgende Funktion Z ergeben.

$$Z = a_0 \cdot \frac{X_1 \cdot X_2}{X_3} \quad (3.27)$$

Durch Bilden des natürlichen Logarithmus auf beiden Seiten der Gleichung ergibt sich die Größe $\ln Z$ als Summe der $\ln X_i$, wobei Unabhängigkeit der logarithmisch normalverteilten Basisgrößen vorausgesetzt wird.

$$\ln Z = \ln a_0 + \ln X_1 + \ln X_2 - \ln X_3 \quad (3.28)$$

Gemäß der Konvergenzaussage für Linearkombinationen ist die Zufallsvariable $\ln Z$ normalverteilt und im Umkehrschluss gilt, dass Z logarithmisch normalverteilt ist. Somit können die Rechengesetze für Mittelwert und Standardabweichung auf die Gleichung (3.28) angewandt werden.

$$\mu_{\ln Z} = \ln a_0 + \sum_{i=1}^n \pm \mu_{\ln X_i} \quad (3.29)$$

$$\sigma_{\ln Z}^2 = \sum_{i=1}^n \sigma_{\ln X_i}^2 \quad (3.30)$$

$$\text{mit: } \mu_{\ln X_i} = \ln(\mu_{X_i}) - \frac{1}{2} \cdot \sigma_{\ln X_i}^2 \quad (3.31)$$

$$\sigma_{\ln X_i}^2 = \ln \left(1 + \frac{\sigma_{X_i}^2}{\mu_{X_i}^2} \right) \quad (3.32)$$

Selbst wenn nicht alle X_i logarithmisch normalverteilt sind, können die angegebenen Gleichungen genutzt werden [Nowa-00]. Dementgegen kann dann nicht mehr die Aussage getroffen werden, dass die Zufallsgröße Z einer logarithmischen Normalverteilung folgt.

In den vorangegangenen Erläuterungen wurden ausschließlich Linearfunktionen behandelt, dementgegen sind im Bauwesen die Bemessungsgleichungen oftmals nicht-linear, weshalb eine Näherungslösung zur Bestimmung der Streuungs- und Lageparameter benötigt wird. Eine nichtlineare Funktion Z von Basisvariablen X_i aus Gleichung (3.33) wird dafür linearisiert, um anschließend die Kennwerte μ_Z und $Var(Z)$ für die neue Funktion schätzen zu können.

$$Z = f(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (3.33)$$

Durch die Entwicklung der Taylor-Reihe für eine solche Kombination und die alleinige Berücksichtigung der linearen Glieder erhält man den Ausdruck für Z in Gleichung (3.34).

$$Z = f(x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*) + \sum_{i=1}^n (X_i - x_i^*) \cdot \left. \frac{\partial f}{\partial X_i} \right|_{(x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)} \quad (3.34)$$

Hierin ist x_i^* der deterministische Bemessungspunkt, dessen Bestimmung einen iterativen Vorgang erfordert, welcher in Kapitel 4.4.2 thematisiert wird. Aus dieser line-

ren Variante der Funktion können nun die Parameter Mittelwert und Varianz bestimmt werden.

Sind Widerstands- und Einwirkungswerte Kombinationen von Basisvariablen und weisen somit andere statistische Eigenschaften auf als ihre Ausgangsfunktionen, werden sie zu mehrdimensionalen Zufallsvariablen, auch als Zufallsvektor bezeichnet, unter Anwendung von statistischen Rechenregeln zusammengefasst.

$$\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)^T \quad (3.35)$$

Die Tragfähigkeit einer einschnittigen Klebverbindung ist ein Beispiel für einen Zufallsvektor, welcher sich aus den Basisvariablen Klebschichtdicke, Überlappungslänge, Fügeteilsteifigkeit und weiteren zusammensetzt. Die Verteilungsfunktion der mehrdimensionalen Zufallsgröße ist anhand der n Ausgangsfunktionen gemäß Gleichung (3.36) zu bestimmen.

$$F_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = F_{\mathbf{X}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = P[(X_1 \leq x_1) \cap (X_2 \leq x_2) \cap \dots \cap (X_n \leq x_n)] \quad (3.36)$$

Die interessierende Dichtefunktion wird durch Ableiten der statistischen Verteilung gewonnen.

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = f_{\mathbf{X}}(x_1, x_2, \dots, x_n) = \frac{\partial^n}{\partial x_1 \partial x_2 \dots \partial x_n} F_{\mathbf{X}}(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (3.37)$$

Sind die mehrdimensionalen Verteilungs- und Dichtefunktionen für die untersuchten Basisvariablen bekannt, so lassen sich die bedingten Funktionen herleiten.

$$F_{X_1|X_2}(x_1|x_2) = P(X_1 \leq x_1 | X_2 = x_2) = \frac{\int_{-\infty}^{x_1} f_{\mathbf{X}}(u_1, x_2) du_1}{\int_{-\infty}^{\infty} f_{\mathbf{X}}(u_1, x_2) du_1} \quad (3.38)$$

$$f_{X_1|X_2}(x_1|x_2) = \frac{\partial F_{X_1|X_2}(x_1|x_2)}{\partial x_1} = \frac{f_{\mathbf{X}}(x_1, x_2)}{\int_{-\infty}^{\infty} f_{\mathbf{X}}(u_1, x_2) du_1} \quad (3.39)$$

Mit solchen bedingten Verteilungs- und Dichtefunktionen ist es möglich, Einflüsse für Bemessungsbereiche mit Hilfe statistischer Methoden zu untersuchen. So kann z. B. der Einfluss der Kleblänge auf die maximal ertragbare Last eines geklebten Trapezprofilanschlusses (s. Abbildung 3.5) für einen definierten Referenzbereich analysiert werden. An dem Diagramm in Abbildung 3.5 lässt sich leicht erkennen, dass die Relation der Kennwerte rechnerische Bruchkraft F und Kleblänge L_k vom interessierenden Bemessungsbereich abhängt. Ab ca. 60 mm Kleblänge kann die Beanspruchbarkeit des Anschlusses im Beispiel nur noch unwesentlich gesteigert werden, weshalb solche Werte für L_k unwirtschaftlich sind. Das für dieses Beispiel

angenommene Ingenieurmodell wird in Kapitel 5.2 ausführlich beschrieben und in Kapitel 7 mittels probabilistischer Verfahren untersucht.

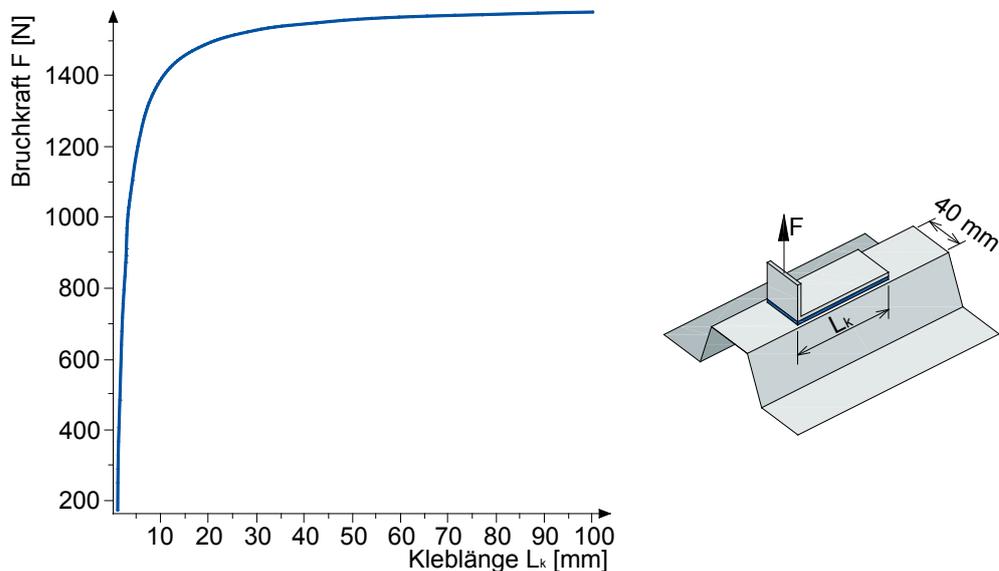


Abbildung 3.5: Abhängigkeit der rechnerischen Bruchkraft F von der Kleblänge L_k für einen geklebten Trapezprofilanschluss

Neben den vorgestellten Verteilungsparametern von Z , sind häufig Informationen über den Einfluss der einzelnen Eingabeparameter X_i auf die Ausgabewerte Z von wesentlichem Interesse. Mit Hilfe von Sensitivitätsanalysen kann die Auswirkung auf die Modellantwort untersucht und der Einfluss quantifiziert werden. In Abhängigkeit der Zielsetzung der Sensitivitätsanalyse, wie z. B. Parameter Priorisierung oder Parameter Fixierung (s. [Salt-08]), stehen dem Anwender eine Vielzahl an Sensitivitätsanalysemethoden zur Verfügung. Für eine Einschätzung der Sensitivität der im Rahmen dieser Arbeit betrachteten Ingenieurmodelle wird ein Analyseverfahren auf Basis des Rangkorrelationskoeffizienten angewandt, welches in Kapitel 7.3.3 vorgestellt wird.

4 Die Zuverlässigkeitstheorie im Bauwesen

4.1 Allgemeines

Ein Bauwerk ist so zu bemessen, dass seine Tragfähigkeit, Gebrauchstauglichkeit, Dauerhaftigkeit und Wirtschaftlichkeit gewährleistet werden können. Solche Ansprüche sind im Bauwesen durch sogenannte Grenzzustandsgleichungen beschreibbar, welche die Zufallsgrößen für die Beurteilungsbasis des Bemessungsproblems implizieren. Es muss entsprechend der Definition für den Sicherheitsabstand aus Gleichung (2.1) gefordert werden, dass der Grenzzustand den akzeptierten Bereich vom Versagen abgrenzt, was zu dem nachfolgenden Ausdruck führt.

$$g(a_0, X_1, X_2, \dots, X_n) = 0 \quad (4.1)$$

Von Interesse für den Entwurf einer Konstruktion ist die Wahrscheinlichkeit für die Überschreitung des Grenzzustandes, welche als Versagenswahrscheinlichkeit P_f bezeichnet wird.

$$P(g < 0) = P_f \quad (4.2)$$

Es existieren im Wesentlichen vier Klassen von Methoden zur Ermittlung der Versagenswahrscheinlichkeit, welche nach ihrem Grad der Komplexität eingeteilt werden [Schn-96, Spae-92].

In sogenannten Level-I-Methoden wird eine Berechnung mit Teilsicherheiten durchgeführt. Der Nachweis $E < R$ ist deterministisch, sodass die Bemessungsvariablen mit einer absoluten Größe, z. B. dem Mittelwert, einem Nennwert oder dem charakteristischen Wert, eingeführt werden. Aussagen über die Versagenswahrscheinlichkeit sind allerdings nicht möglich, somit liegt die Verantwortung für die Sicherheit beim Normenkomitee, welches zur Berücksichtigung der streuenden Einflüsse Teilsicherheitsbeiwerte festsetzt.

Werden die Basisvariablen durch zwei Verteilungsparameter charakterisiert, spricht man von einem Level-II-Verfahren. Aussagen über die Versagenswahrscheinlichkeit, die mit solchen Theorien gewonnen werden, haben nominellen Charakter, weil mit einer Näherung gearbeitet wird, bei der ein ausgewählter Punkt der Funktion eines Grenzzustandes im Raum der Basisvariablen angenommen wird und somit die Grenzzustandsgleichungen und gegebenenfalls auch die Verteilungsfunktionen ver-

einfacht werden. Mit Hilfe dieser Strategien werden die Sicherheitskennwerte einer semiprobabilistischen Norm erhoben und Sicherheitsindizes oder äquivalente, operative Versagenswahrscheinlichkeiten eingeführt, um die Festlegungen auf eine rationale Grundlage fundieren zu können [Spae-92]. Vollprobabilistische Ansätze (Level-III-Methoden) beziehen für den Nachweis wahrscheinlichkeitstheoretische Modelle für das Gesamtsystem oder für Teilsysteme unter Beachtung der Verteilungsfunktion der Basisvariablen und der exakten Grenzzustandsgleichung ein [Schn-96]. Werden zusätzlich ökonomische Daten für den Entwurfsprozess implementiert, spricht man von zuverlässigkeitstheoretischer Optimierung [Spae-92]. Im Rahmen jener Level-IV-Modelle können Probleme, wie z. B. die Minimierung aller Kosten während der Nutzungsdauer bei Berücksichtigung potentieller Versagenkosten, gelöst werden. Die gebräuchlichste Methode ist die Monte-Carlo-Simulation. Die beiden letztgenannten Ansätze der Zuverlässigkeitstheorie sind Hilfsmittel für Forschung und Wissenschaft.

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit werden verschiedene Methoden zur Kalibrierung zweier Bemessungskonzepte für Klebverbindungen im Stahlbau angewandt. Die Erläuterung zur exakten Vorgehensweise bei solchen Verfahren ist in Kapitel 4.4 gegeben und die Ergebnisse der eigenen Untersuchungen können dem Kapitel 7 entnommen werden. Im Vorfeld sind die Begriffe Versagen (Kapitel 4.2) und Grenzzustand (Kapitel 4.3) genauer zu definieren.

4.2 Versagen und Nutzungsdauer

Im Sinne der Zuverlässigkeitstheorie spricht man von Versagen, wenn ein definierter Grenzzustand überschritten wird, sodass das System oder Teilsystem nicht mehr den gestellten Anforderungen entspricht. Der Grenzzustand ist dafür mit Hilfe von Einwirkungs- und Widerstandsgrößen zu beschreiben. Die Schwierigkeit besteht in der Vorhersage zukünftiger Einwirkungen und der Kennwerte des Widerstandes fundierend auf dem Informationsstand zum Bemessungszeitpunkt. Eine Möglichkeit wäre die Aufstellung von Versagenhäufigkeiten als Schätzwerte der Versagenswahrscheinlichkeit durch Schadensstatistiken im Sinne der Wahrscheinlichkeitstheorie (Abbildung 3.3). Allerdings ist diese Vorgehensweise nur für kurzlebige Massenerzeugnisse sinnvoll. Da das Versagen von Bauwerken und Tragwerksteilen schwer-

wiegende Folgen haben kann, werden sie im Allgemeinen so geplant und konstruiert, dass ihre Zweckbestimmung zuverlässig gewährleistet werden kann. Deshalb sind Versagenserscheinungen von Tragwerken selten, sodass die Überführung einer diskreten Verteilung der Versagenserscheinungen in eine stetige einen großen Stichprobenumfang erfordert, der nicht zur Verfügung steht. Zusätzlich existieren nur wenige gleichartige Bauwerke und strukturelle Elemente, da sie mindestens den ortstypischen Randbedingungen anzupassen sind. Es ist ersichtlich, dass im Sinne der deskriptiven Statistik keine einheitliche Grundgesamtheit gefunden werden kann. Selbst wenn eine Versagensstudie möglich wäre, ist die Nutzungsdauer der Konstruktionen zu lang, sodass die Ergebnisse erst zur Verfügung stünden, wenn sie höchstens historisch interessant wären. Es kann jedoch ausgenutzt werden, dass die Bauwerkseigenschaften durch Größen beeinflusst werden, die Massencharakter haben. So werden Baustoffe in großen Mengen produziert sowie kontrolliert und die Lasten sind Erscheinungen mit häufigen Wiederholungen, die beobachtet und gemessen werden können. Werden auf die Modelle und Gesetze der Mechanik die Regeln der Statistik angewandt, so kann unter Berücksichtigung von Basisvariablen die Wahrscheinlichkeit für den Versagenseintritt abgeschätzt werden. Diese Vorgehensweise beschreibt die Hauptaufgabe der Zuverlässigkeitstheorie im Bauwesen.

Bei der mathematischen Ermittlung der Versagenswahrscheinlichkeit werden ausschließlich aleatorische und epistemische Unsicherheitsquellen berücksichtigt. Menschliche Fehlhandlungen, wie z. B. Nachlässigkeit, können in den Berechnungsablauf nicht integriert werden und müssen durch entsprechende Maßnahmen verhindert bzw. deren Folgen gemindert werden (s. Kapitel 2.1). Aufgrund der Vernachlässigung menschlicher Fehlleistungen in der zuverlässigkeitstheoretischen Betrachtung könnte die Aussage getroffen werden, dass die relative Versagenshäufigkeit größer als die theoretische Versagenswahrscheinlichkeit ist, unter der Voraussetzung, dass ein Ingenieurmodell in der Lage wäre, das reale Systemverhalten exakt vorherzusagen. In der Bemessungspraxis werden jedoch Vereinfachungen und Annahmen für die Ingenieurmodelle verwendet, sodass diese Aussage nicht gerechtfertigt ist.

Die theoretische Versagenswahrscheinlichkeit reagiert empfindlich auf Änderungen im wahrscheinlichkeitstheoretischen Modell der Basisvariablen, weil die flachen Sektoren der Verteilungsfunktionen (Schwänze) zwar von besonderem Interesse

sind, sich jedoch nur schwer abbilden lassen. Es wären Annahmen notwendig, die die Ergebnisse für die kleinen Versagenswahrscheinlichkeiten stark beeinflussen [Spae-92]. Ferner überlappen sich die Schwänze der Verteilungsfunktionen nicht mehr, bei Annahme von Lasten, die selten unterschritten und Widerständen, welche selten überschritten werden [Weye-04]. Aus diesen Gründen wird die operative Versagenswahrscheinlichkeit als Vergleichsgröße und Entscheidungshilfe für Aussagen über das Versagen und die Zuverlässigkeit eingeführt. Sie ist eine bedingte Wahrscheinlichkeit, sie gilt nur unter bestimmten Voraussetzungen, z. B. nur für spezifische Verteilungen der Basisvariablen, und sie ist direkt an ein Modell gebunden. Die operative Versagenswahrscheinlichkeit kann somit nicht als objektives Maß für die Sicherheit eines Systems herangezogen werden. Wenn im Folgenden nicht anders gekennzeichnet, wird mit dem Begriff Versagenswahrscheinlichkeit die operative Versagenswahrscheinlichkeit charakterisiert.

Anhand der Tatsache, dass Einwirkungs- und Widerstandsgrößen, wie z. B. Windwirkungen und Klebfestigkeiten, von der Zeit abhängen, lässt sich ableiten, dass auch die Versagenswahrscheinlichkeit eine Funktion der Zeit ist. Je größer die betrachtete Zeitspanne ist, desto größer wird die Möglichkeit der Überschreitung eines Grenzzustandes und auch die entsprechende Versagenswahrscheinlichkeit P_f steigt. Diese Zusammenhänge zwischen Nutzungsdauer und Versagenswahrscheinlichkeit sind Hintergrund der Zuverlässigkeitsanforderungen des Eurocode [DIN 1990], die in der Tabelle 4.1 für eine Schadensfolgeklasse RC 2 zusammengefasst sind.

Tabelle 4.1: Zielwerte für die Versagenswahrscheinlichkeit P_f in Abhängigkeit der Nutzungsdauer [DIN 1990]

Grenzzustand	Nutzungsdauer	
	1 Jahr	50 Jahre
Tragfähigkeit	$2,0 \cdot 10^{-5}$	$7,2 \cdot 10^{-5}$
Ermüdung		$6,7 \cdot 10^{-2}$ bis $7,2 \cdot 10^{-5}$
Gebrauchstauglichkeit (irreversibel)	$1,9 \cdot 10^{-3}$	$6,7 \cdot 10^{-2}$

Die ausgewählte Kategorie RC 2 umfasst Konstruktionen, deren Versagen eine mittlere Auswirkung für Wirtschaft und Menschenleben darstellt. Typische Tragwerke des Hochbaus, wie z. B. Wohnhäuser, werden in diese Gruppe eingeordnet. Im

Grenzzustand der Tragfähigkeit beträgt die anvisierte maximale Versagenswahrscheinlichkeit $P_f = 7,2 \cdot 10^{-5}$ für einen Nutzungszeitraum von 50 Jahren.

4.3 Grenzzustände

Das aktuelle Nachweisprinzip im Bauwesen zeichnet sich durch die Bemessung in unterschiedlichen Grenzzuständen aus, dabei werden im Allgemeinen die Grenzzustände der Tragfähigkeit (GZT) und der Gebrauchstauglichkeit (GZG) unterschieden. Im Ingenieurwesen zielt eine Bemessung (auch Dimensionierung) auf die Festlegung von Maßen und Eigenschaften des Tragwerks und seiner Teile auf Grundlage objektiver Kriterien ab.

Im GZT wird der Verlust des globalen oder lokalen Gleichgewichts (Stabilitätsversagen, Bruch von Querschnittsteilen) behandelt, während eine Begrenzung der Systemverformungen im GZG erfolgt.

Die Grenzzustände beziehen sich auf das Gesamtsystem oder auf einzelne Teilsysteme und benötigen zur quantitativen Erfassung die Definition von Grenzwerten z. B. für Dehnungen, Spannungen, Verformungen oder Rissweiten. [Spae-92]. Weiterhin ist es erforderlich, die Grenzzustände in Abhängigkeit der direkt messbaren Basisvariablen z. B. mit Hilfe eines mechanischen Modells zu beschreiben, wie in Gleichung (4.1) dargelegt. Mit der Funktion in Abhängigkeit der Basisvariablen X_i und der Konstanten a_0 soll dem Ingenieur ein Hilfsmittel zur Verfügung gestellt werden, um zwischen theoretischem Versagen und Funktionsfähigkeit einer Konstruktion zu unterscheiden, was in Abbildung 4.1 an einem Beispiel verdeutlicht wird.

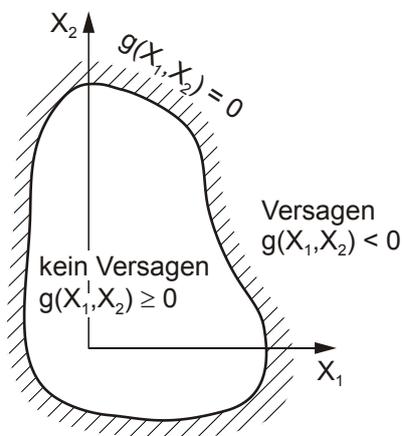


Abbildung 4.1: Definition des Grenzzustandes im zweidimensionalen Raum nach [Spae-92]

Exemplarisch dargestellt ist die geometrische Bedeutung einer beliebigen Grenzzustandsfunktion in einem zweidimensionalen Raum, welcher durch die Versagensoberfläche in einen sicheren und einen unsicheren Bereich geteilt wird.

Bei der Formulierung der Funktion g ist darauf zu achten, dass sie mindestens einmal nach allen X_i differenzierbar ist. In den Modellen sind die X_i entsprechend ihrer stochastischen Natur unter Zuhilfenahme geeigneter Verteilungsfunktionen zu charakterisieren. Das Entwickeln der Grenzzustandsfunktion und das Identifizieren der wesentlichen Basisvariablen ist Voraussetzung für die darauffolgende Zuverlässigkeitsanalyse zur Ermittlung der Versagenswahrscheinlichkeit. Die im Rahmen der vorliegenden Arbeit angewandten Methoden der Zuverlässigkeitstheorie werden im folgenden Abschnitt erläutert.

4.4 Methoden der Zuverlässigkeitstheorie

4.4.1 Die Momentenmethode

Bei der Momentenmethode erfolgt die Bestimmung zuverlässigkeitstheoretischer Maße auf Grundlage der statistischen Momente der Basisvariablen (s. Kapitel 3.4.1), die den Zufallsvektor \mathbf{X} bilden.

$$\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_n)^T \quad (4.3)$$

Die Untersuchungen erfolgen somit im n -dimensionalen Raum (Originalraum) und jedem Punkt

$$\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_n)^T \quad (4.4)$$

wird eine Verteilungsdichte $f_{\mathbf{X}}$ zugeordnet. Die Grenzzustandsgleichung (Gleichung (4.1)) teilt den Originalraum in einen sicheren und unsicheren Bereich (Versagensbereich V). Gemäß der Definition in Gleichung (3.8) kann die Versagenswahrscheinlichkeit durch Integration der Verteilungsdichte $f_{\mathbf{X}}$ über den Versagensbereich V bestimmt werden.

$$P_f = \int_V f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x} \quad (4.5)$$

$$V = \{\mathbf{x} | g(\mathbf{x}) < 0\} \quad (4.6)$$

Die strenge Lösung der Zuverlässigkeitstheorie in Gleichung (4.5) ist eine einfache mathematische Formulierung, die sich aus den Eigenschaften stetiger Zufallsgrößen

ergibt, ihre Umsetzung bereitet jedoch in den meisten Fällen Schwierigkeiten, da Verteilungsdichten häufig nicht geschlossen integrierbar sind. Selbst wenn das Problem auf wenige Basisvariablen mit integrierbaren Verteilungsdichten reduziert wird, steigt der Rechenaufwand mit der Potenz der Anzahl der x_i . Aus diesem Grund wurden viele Vereinfachungen und Annäherungen an die strenge Lösung entwickelt. Eine der einfachsten Herangehensweisen ist die Momentenmethode, die auch dann angewandt werden kann, wenn die stetigen Verteilungsfunktionen der Basisvariablen unbekannt sind. Dies ist von wesentlichem Vorteil, da die Verteilungsfunktionen von Zufallsgrößen in der Praxis nur selten adäquat erfasst werden können [Gala-81]. Die Momentenmethode stützt sich auf die ersten Momente wie Erwartungswert und Varianz der Basisgrößen, da sich diese mit vertretbarem Aufwand ermitteln lassen. Das Sicherheitsmaß ist dabei nicht die Versagenswahrscheinlichkeit, sondern ein Sicherheitsindex β , der vom Verteilungstyp der Basisvariablen unabhängig ist. Ausgangspunkt ist dabei die Sicherheitsmarge Z in der folgenden Form.

$$Z = R - E = g(X_1, X_2, \dots, X_n) \quad (4.7)$$

Als Differenz der Variablen R (Widerstand) und E (Einwirkung) ist der Sicherheitsabstand Z eine Funktion von stochastischen Größen und entspricht im einfachsten Fall einer Linearkombination (s. Kapitel 3.4.5). Erwartungswert und Standardabweichung für Z , deren Verhältnis das Sicherheitsmaß β_C beschreibt, können mit den Gleichungen (3.25) und (3.26) bestimmt werden.

$$\beta_C = \frac{m_Z}{\sigma_Z} \quad (4.8)$$

Auf diese Weise wird der Sicherheitsindex von Cornell [Corn-67, Corn-69] formuliert, weshalb er mit dem Index C gekennzeichnet ist.

Bisher wurde lediglich eine lineare Funktion von Basisvariablen beachtet, was nur für sehr einfache Probleme angenommen werden kann, da komplexe und umfangreiche Modelle der Mechanik nichtlineare Zusammenhänge ergeben, die durch eine Reihenentwicklung einbezogen werden können. Mit Hilfe einer Taylorreihenentwicklung kann die Funktion Z im interessierenden Bereich linearisiert, also um den Bemessungspunkt \mathbf{x}^* , sodass die ursprünglich nichtlineare Grenzzustandsgleichung die folgende Form erhält.

$$Z \approx Z(X_i^*) - \sum_{i=1}^n X_i^* \cdot \left. \frac{\partial Z}{\partial X_i} \right|_* + \sum_{i=1}^n X_i \cdot \left. \frac{\partial Z}{\partial X_i} \right|_* = 0 \quad (4.9)$$

Die höheren und gemischten Glieder der Taylorreihe werden vernachlässigt, wodurch sich nun die gewünschte Analogie zu Gleichung (3.24) ergibt, dabei entsprechen die ersten beiden Terme a_0 und die partiellen Ableitungen im Bemessungspunkt x_i^* den a_i . Die linearisierte Form der Grenzzustandsgleichung entspricht der Tangente an die ursprüngliche Grenzzustandsgleichung im Punkt \mathbf{x}^* . Da jedoch zunächst die Koordinaten des Bemessungspunktes unbekannt sind, schlägt Cornell vor, die Reihenentwicklung im Erwartungswert vorzunehmen.

Die beschriebene Vorgehensweise bewirkt eine Zusammenfassung der einzelnen Verteilungsdichten $f_{X_1}(x_1)$ bis $f_{X_n}(x_n)$ zu einer Verteilungsfunktion $f_Z(z)$, die durch die Koordinatenachse in den sicheren und unsicheren Bereich getrennt wird. Der Sicherheitsindex β_C kann somit als Anzahl der Standardabweichungen σ_Z zwischen dem Koordinatenursprung und dem Mittelwert m_Z verstanden werden (Abbildung 4.2).

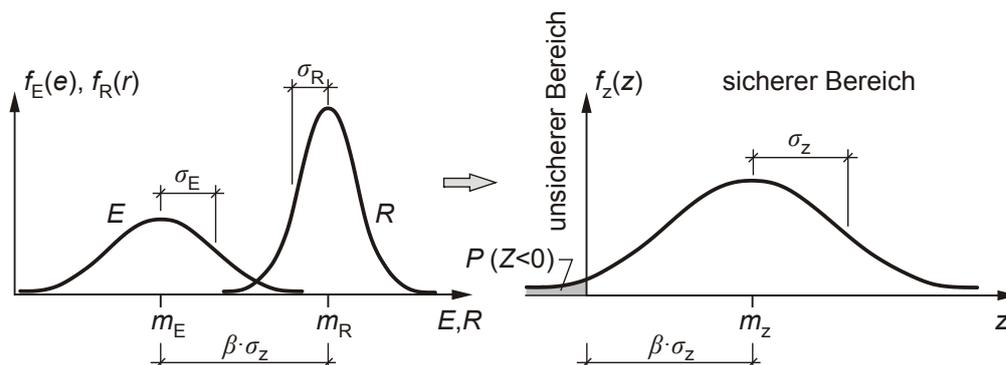


Abbildung 4.2: Prinzip des R-E-Modells [Schn-96]

Die Berechnung des Sicherheitsindex nach Cornell gestaltet sich einfach und liefert für normalverteilte Basisvariablen und eine lineare Funktion Z die exakte Lösung. Grundsätzlich stellt das Verfahren auch für andere Verteilungstypen und Funktionen eine gute Näherung dar [Spae-92]; gleichwohl wird das Ergebnis ungenauer, je stärker die Schwänze der Verteilungen von der Normalverteilung abweichen. Eine mögliche Lösung für diese Problematik bietet die Tail-Approximation (tail – engl.: Schwanz), die von Rackwitz und Fiessler [Fies-76] vorgeschlagen wurde. Das Vorgehen wird im Abschnitt 4.4.2 erläutert und kann der Literatur [Nowa-00] entnommen werden. Es sei an dieser Stelle jedoch darauf hingewiesen, dass dieses Verfah-

ren insbesondere für nichtlineare Grenzzustandsgleichungen mit nicht-normalverteilten Basisvariablen einen enormen Rechenaufwand darstellen kann, weil für jeden Iterationsschritt und für jede schwankende Größe eine neue Normalverteilung im Bemessungspunkt angenähert werden muss.

Des Weiteren ist der Sicherheitsindex nach Cornell nicht invariant gegenüber äquivalenter, mathematischer Formulierungen der Grenzzustandsgleichung. Das bedeutet, die Größe von β_C wird maßgeblich durch die spezielle Form von $g(\mathbf{X})$ beeinflusst, was im Anhang A anhand eines Beispiels ausführlich dargestellt ist. Tabelle 4.2 fasst die Ansätze und Ergebnisse des Beispiels zusammen.

Die Resultate in Tabelle 4.2 illustrieren, dass unterschiedliche Sicherheitsindizes für divergente Ansätze der Formulierung der Grenzzustandsgleichung gewonnen werden können, auch wenn die mathematischen Ausdrücke die gleiche Lösung des Grenzzustandsproblems liefern. Das macht eine Interpretation des Ergebnisses entsprechend schwierig. Insbesondere für komplexe mathematische Formulierungen der Grenzzustandsfunktion ist das Verfahren nach Cornell daher ungeeignet.

Tabelle 4.2: Invarianzproblem – Sicherheitsindex nach Cornell

Ansatz	Sicherheitsindex β_C
$g_1 = R - E$	5,1
$g_2 = \frac{R}{E} - 1$	4,4

Der Grund für die fehlende Invarianz des Sicherheitsindex β_C ist, dass der Punkt, in dem die Taylorreihe entwickelt wird, nicht auf $g(\mathbf{x}) = 0$ liegt. Ziel muss es daher sein, einen Bemessungspunkt auf der Versagensoberfläche zu definieren und an diesem die Reihenentwicklung durchzuführen. Dabei entsteht jedoch die Frage, welcher der unendlich vielen Punkte auf $g(\mathbf{x}) = 0$ dafür geeignet ist. Die Antwort ergibt sich aus der Definition des Sicherheitsindex als kleinster Abstand zwischen dem Koordinatenursprung und der Grenzzustandsgleichung. Ein iteratives Verfahren wird erforderlich, um diesen Bemessungspunkt zu bestimmen, wobei zunächst ein Standardisieren der Zufallsgrößen gemäß Gleichung (4.10) erfolgt.

$$y_i = \frac{x_i - m_{xi}}{\sigma_{xi}} \quad (4.10)$$

Die so entstandenen Zufallsgrößen y_i schwanken mit einer Standardabweichung von 1 um den Mittelwert 0 im y -Raum, weshalb im Weiteren eine Grenzzustandsfunktion $h(\mathbf{y})$ zu definieren ist.

$$h(\mathbf{y}) = g(m_{x1} + \sigma_{x1} \cdot y_1, \dots, m_{xn} + \sigma_{xn} \cdot y_n) = 0 \quad (4.11)$$

Auch für diesen Raum gilt: der Sicherheitsindex ist der kleinste Abstand δ zwischen dem Koordinatenursprung und der Funktion $h(\mathbf{y}) = 0$. Es entsteht die nachfolgende Extremwertaufgabe mit Nebenbedingung.

$$\delta = \min\{(\mathbf{y}^T \mathbf{y})^{1/2} | h(\mathbf{y}) = 0\} \quad (4.12)$$

Für das Lösen dieser Extremwertaufgabe wird, ähnlich dem Verfahren nach Cornell, eine Taylorreihenentwicklung im Bemessungspunkt vorgenommen, wobei sich diese Aussage nun auf den standardisierten Raum und die Funktion $l(\mathbf{y})$ bezieht. Wird diese in die Hessesche Normalform

$$l(\mathbf{y}) = \delta - \boldsymbol{\alpha}^T \cdot \mathbf{y} = 0 \quad (4.13)$$

überführt, können der Wichtungsvektor $\boldsymbol{\alpha}$ und der gesuchte kürzeste Abstand δ zwischen dem Nullpunkt und der Grenzzustandsfunktion gefunden werden, welche nicht nur der Bestimmung des Sicherheitsindex dienen, sondern auch eine Verbesserung bei der Berechnung des Bemessungspunktes \mathbf{y}^* ermöglichen. Der Sicherheitsindex β_{HL} ergibt sich schließlich zu

$$\beta_{HL} = \begin{cases} \delta, & \text{wenn } h(\mathbf{0}) > 0 \\ -\delta, & \text{wenn } h(\mathbf{0}) < 0 \end{cases} \quad (4.14)$$

Das beschriebene Verfahren wurde 1974 von Hasofer und Lind [Haso-74] entwickelt, um die fehlende Invarianz nach Cornell zu korrigieren, und ist im Anhang B.2 vollständig beschrieben.

Im besten Fall konvergiert die Methode in Abhängigkeit von der Funktion im standardisierten Raum gegen den minimalen Abstand. Bei komplexer geometrischer Gestalt der Grenzzustandsfunktion können jedoch mehrere Minima vorhanden sein, sodass es sinnvoll ist, mehrere Startpunkte zu wählen, um den Bemessungspunkt auffindig zu machen und einen Überblick über die Lösungsmenge zu erhalten [Spae-92]. Je glatter die Funktion für den Sicherheitsabstand im y -Raum, desto schneller konvergiert das Verfahren. Aufgrund der Nähe zum Sicherheitsindex von

Cornell liefert bereits der erste Iterationsschritt die Lösung für lineare $h(\mathbf{y})$. Hinsichtlich der genannten Vorteile ist β_{HL} die Grundlage für die normative Entwicklung in vielen Ländern [Schn-96]. Ein entscheidender Nachteil ergibt sich jedoch aufgrund der Linearisierung der Grenzzustandsfunktion im Bemessungspunkt. Damit wird das Verfahren bezüglich der Form der Funktion im interessierenden Bereich invariant, was Abbildung 4.3 an einem Beispiel verdeutlicht.

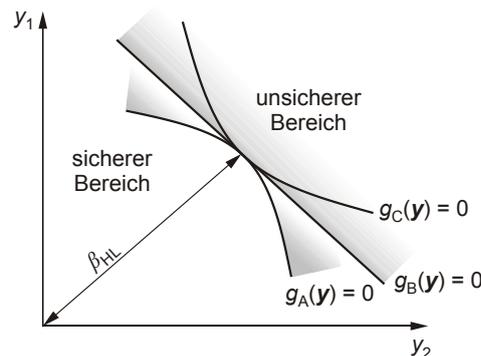


Abbildung 4.3: Unterschiedliche Krümmungen von Grenzzustandsgleichungen mit gleichem Sicherheitsindex β_{HL} [Spae-92]

Dargestellt sind drei verschiedene Grenzzustandsfunktionen bzw. zwei unterschiedliche Formen und eine linearisierte Funktion, die sich im Bemessungspunkt berühren. Für alle Funktionen ist der kleinste Abstand zwischen Koordinatenursprung und Bemessungspunkt und somit auch β_{HL} gleich groß. Dabei ist leicht zu erkennen, dass die Grenzzustandsgleichung $g_C(\mathbf{y}) = 0$ zuverlässiger als $g_A(\mathbf{y}) = 0$ sowie $g_B(\mathbf{y}) = 0$ ist. Die Krümmung der Funktionen kann mit der Methode nach Hasofer und Lind nicht berücksichtigt werden, hierfür sind verfeinerte Level-II-Methoden erforderlich, die im Folgenden erläutert werden.

4.4.2 Zuverlässigkeit auf Grundlage stetiger Verteilungsfunktionen

Im Weiteren soll davon ausgegangen werden, dass die Verteilungsfunktionen der Basisvariablen bekannt sind oder sinnvoll geschätzt werden können. Damit verbundene Informationen sind nun nutzbar, infolgedessen es möglich ist, Versagenswahrscheinlichkeiten zu bestimmen sowie Optimierungsaufgaben zu lösen.

Ausgangspunkt der Methoden ist die strenge Lösung nach Gleichung (4.5) für normalverteilte Basisgrößen und eine lineare Grenzzustandsgleichung. Wieder wird der kürzeste Abstand zwischen dem Koordinatenursprung und der Grenzfunktion ge-

sucht. Die Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung, auch FORM (engl.: **F**irst **O**rdner **R**eliability **M**ethod) genannt, knüpft an diese Lösung an und resultiert in einer allgemeinen Formulierung für nichtlineare Funktionen von nicht normalverteilten X_i . Hierfür ist, ähnlich dem Vorgehen bei der Momentenmethode, eine Überführung der Grenzzustandsgleichung in den y -Raum notwendig. Mit Hilfe einer Transformation aller Basisvariablen X_i in standardisierte, normalverteilte Y_i wird dies verwirklicht. Dabei sollen die Wahrscheinlichkeiten einander entsprechender Punkte im x -Raum und y -Raum identisch sein. Daraus lässt sich die Transformationsbeziehung in Gleichung (4.15) ableiten [Spae-92].

$$x_i = F_{X_i}^{-1}(\phi(y_i)) \quad (4.15)$$

Beziehungsweise gilt im standardisierten Raum

$$y_i = \Phi^{-1}(F_{X_i}(x_i)). \quad (4.16)$$

Dabei sind in den Gleichungen (4.15) und (4.16) $F_{X_i}^{-1}$ die inverse Verteilungsdichte der Basisvariablen X_i und Φ die Verteilungsdichte der Standardnormalverteilung.

Diese Transformation ist im Allgemeinen nichtlinear, selbst wenn die Grenzzustandsfunktion im x -Raum linear ist. Die Überführung in den Standardraum wird durchgeführt, um Zufallsgrößen mit positiven Eigenschaften zu erhalten, die besonders einfach zu behandeln sind. Folgende Vorteile ergeben sich durch die Umwandlung:

- die Zufallsgrößen Y_i sind unabhängig
- alle Zufallsgrößen sind normalverteilt und standardisiert
- der Mittelwert μ_{Y_i} aller Zufallsgrößen Y_i nimmt den Wert 0 an
- die Standardabweichung der Y_i beträgt $\sigma_{Y_i} = 1$.

Die dazugehörige Grenzzustandsfunktion im y -Raum wird durch $h(\mathbf{y})$ ausgedrückt und stellt eine Hyperfläche im n -dimensionalen standardisierten Raum dar, die diesen in einen sicheren und einen unsicheren Bereich aufteilt. Die Aufgabe besteht in der Bestimmung der Versagenswahrscheinlichkeit mit Hilfe der Integration der n -dimensionalen Verteilungsdichte $h(\mathbf{y})$ über den Versagensbereich. Aufgrund der bereits geschilderten Probleme bei dieser Zielsetzung ist eine Näherung erforderlich. Bei der FORM wird die Grenzzustandsfunktion $h(\mathbf{y})$ durch eine Tangentialhyperebene $l(\mathbf{y})$ im Bemessungspunkt \mathbf{y}^* ersetzt, welcher auf $h(\mathbf{y}) = 0$ liegt und den kürzesten

Abstand zum Nullpunkt aufweist. Diese Ebene kann durch die Entwicklung einer Taylorreihe von $h(\mathbf{y})$ im Bemessungspunkt gewonnen werden und wird anschließend in die Hessesche Normalform überführt. Das Vorgehen liefert letztlich Formulierungen für den Wichtungsvektor $\boldsymbol{\alpha}$ und den kürzesten Abstand δ über die Extremwertaufgabe mit Nebenbedingung in (4.12). Im Gegensatz zur Momentenmethode kann jedoch eine Näherung für die Versagenswahrscheinlichkeit P_f angegeben werden, denn für den Halbraum $l(\mathbf{y}) < 0$ mit linearisierter Grenzzustandsfunktion gilt

$$P_f = \Phi(-\beta) \quad (4.17)$$

mit β gemäß Gleichung (4.14). Für die Originalbereiche $h(\mathbf{y}) < 0$ bzw. $g(\mathbf{x}) < 0$ gilt der Zusammenhang näherungsweise [Spae-92].

Bisher unbeantwortet blieb jedoch die Frage nach der Lösung für den minimalen Abstand δ aus Gleichung (4.12). In Komponentenschreibweise und unter Berücksichtigung der Transformationsbeziehung der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung (Gleichung (4.15)) lässt sich diese Extremwertaufgabe folgendermaßen definieren

$$\delta^2 = \min \left\{ \sum_{i=1}^n y_i^2 \left| g \left(F_{X_1}^{-1}(\phi(y_1)), \dots, F_{X_n}^{-1}(\phi(y_n)) \right) = 0 \right. \right\}. \quad (4.18)$$

Das Problem vereinfacht sich, wenn das Minimum von δ^2 statt δ gesucht wird, wobei sich die Lage des Minimums natürlich nicht verändert. Die Suche führt zu einer Optimierungsaufgabe mit einem mathematischen Lösungsverfahren beruhend auf der Tail-Approximation nach Rackwitz und Fiesler [Fies-76] und wird im Anhang B.3 in Gänze vorgestellt.

Das Vorgehen der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung (FORM) liefert die exakte Lösung für normalverteilte Basisvariablen und einer Linearkombination dieser. Auch für andere Verteilungstypen bietet sie im Allgemeinen eine gute Näherung, weil die Verteilungsdichte der Standardnormalverteilung mit wachsendem Abstand vom Koordinatenursprung schnell abnimmt. Für nichtlineare Grenzzustandsfunktionen ist die Näherung ausreichend, wenn diese im Bemessungspunkt genügend glatt sind. Eine starke Krümmung der Funktion $g(\mathbf{x}) = 0$ bzw. $h(\mathbf{y}) = 0$ kann jedoch zu einem Über- oder Unterschätzen der Versagenswahrscheinlichkeit führen, was in Abbildung 4.4 für ein Beispiel gezeigt wird.

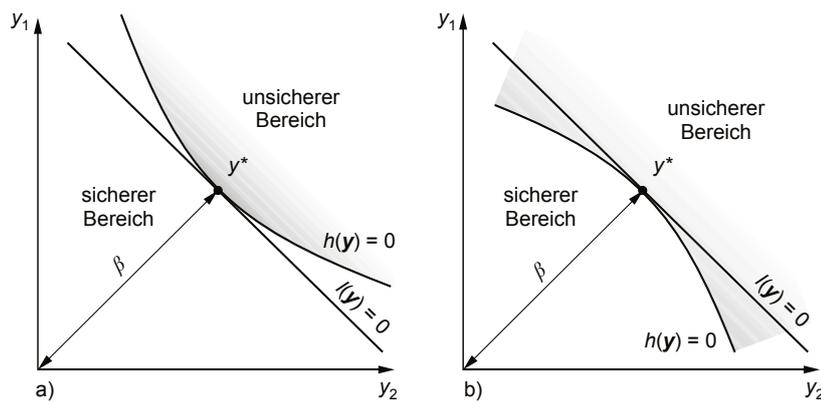


Abbildung 4.4: Versagensprognosen für verschiedene Grenzzustandsfunktionen nach der FORM; links: konkav gekrümmter, sicherer Bereich; rechts: konvex gekrümmter, sicherer Bereich [Spae-92]

Dargestellt sind zwei Beispiele für die Krümmung der Grenzzustandsfunktion im standardisierten, zweidimensionalen Raum mit zugehöriger Tangentialebene $l(\mathbf{y}) = 0$, die sich in diesen Beispielen zu einer Geraden vereinfacht. In beiden Fällen soll der Abstand des Bemessungspunktes auf $h(\mathbf{y}) = 0$ zum Koordinatenursprung gleich groß sein, was ein identisches Ergebnis für die Versagenswahrscheinlichkeit P_f zur Folge hat. Im Fall a) liefert die FORM eine Lösung, die auf der sicheren Seite liegt, da der Versagensbereich dabei überschätzt wird. Fall b) hingegen zeichnet sich durch den konvex gekrümmten, sicheren Bereich aus, sodass hier die Versagenswahrscheinlichkeit des Systems unterschätzt wird. Komplexe mechanische Modelle, die zu gekrümmten Grenzzustandsfunktionen führen, bedürfen daher Zuverlässigkeitsmethoden höherer Ordnung.

Eine Berücksichtigung der Krümmung der Grenzzustandsfunktion gelingt durch die Anwendung der Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung, welche auch als SORM (engl.: **S**econd **O**rdere **R**eliability **M**ethod) bezeichnet wird. Sie baut auf den Lösungen der FORM auf, wobei die Krümmung durch die quadratischen Glieder der Taylorreihe einbezogen wird. Die Grenzzustandsgleichung im standardisierten Raum erhält somit die komplexere Form in Gleichung (4.19).

$$h(\mathbf{y}) = h(\mathbf{y}^*) + (\mathbf{y} - \mathbf{y}^*)^T \cdot \nabla h(\mathbf{y}^*) + \frac{1}{2} (\mathbf{y} - \mathbf{y}^*)^T \cdot \mathbf{B}_y \cdot (\mathbf{y} - \mathbf{y}^*) \quad (4.19)$$

Hierin ist \mathbf{B}_y die Matrix der zweiten und gemischten Ableitungen der standardisierten Funktion $h(\mathbf{y})$ am Bemessungspunkt \mathbf{y}^* . Die Bestimmung der Versagenswahrscheinlichkeit solcher gekrümmter Hyperflächen erfordert spezifische mathematische Verfah-

ren. Verschiedene Methoden für die Lösung dieses Zuverlässigkeitsproblems wurden ab den späten 70er Jahren entwickelt. Eine simple Näherung für P_f wurde 1984 durch Breitung [Brei-84] veröffentlicht und basiert auf einer Beschreibung der Versagenswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der Hauptkrümmungen der Funktion im y -Raum. Die Problematik liegt dabei in der Bestimmung dieser Hauptkrümmungen, wofür in [Brei-84] der Vorschlag einer speziellen Koordinatentransformation erfolgt, welche im Anhang B.4 vorgestellt wird.

Die Anwendung der SORM mit dem Lösungsverfahren nach Breitung gestaltet sich durch eine vorgeschaltete Berechnung nach der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung mit integrierter Normal-Tail-Approximation besonders einfach. Der Vorteil der SORM ist die höhere Genauigkeit gegenüber den anderen, bereits vorgestellten Verfahren und bei Anwendung eines geeigneten Computerprogramms bedeutet der Einsatz der Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung gegenüber der FORM keinen wesentlichen Mehraufwand außer einer erhöhten Rechenzeit.

Im Weiteren soll die statistische Abhängigkeit der Basisvariablen Berücksichtigung finden, wofür eine mehrdimensionale Verteilungsfunktion F_X gemäß Gleichung (4.20) untersucht wird.

$$F_X(x_1, \dots, x_n) = \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} f_X(s_1, \dots, s_n) ds_1 \dots ds_n \quad (4.20)$$

Eine Überführung der mehrdimensionalen Funktion in einen y -Raum gestaltet sich nun komplexer. Die Transformationsbeziehung lautet

$$F_X(x_1, \dots, x_n) = \Phi(y_1) \cdot \dots \cdot \Phi(y_n). \quad (4.21)$$

Es ist leicht zu erkennen, dass die transformierten Basisvariablen y_i im Standardraum unabhängig sind, womit die Ausgangsbasis für die Anwendung der FORM bzw. SORM geschaffen werden konnte. Notwendig für die Überführung ist die Kenntnis über die bedingten Wahrscheinlichkeiten der Größen X_i . Die Transformation erfolgt schließlich schrittweise, wobei zunächst die Variable X_1 in eine dazugehörige standardisierte, normalverteilte Zufallsgröße y_1 umgewandelt wird. Im Anschluss wird die bestimmte Wahrscheinlichkeit für X_2 unter der Bedingung, dass X_1 der Realisierung x_1 entspricht, berechnet. Dann wird auch X_2 in eine entsprechende normierte Basisvariable y_2 überführt, usw.

$$y_1 = \Phi^{-1}(F_1(x_1)) \quad (4.22)$$

$$y_2 = \Phi^{-1}(F_2(x_2|x_1)) \quad (4.23)$$

$$y_n = \Phi^{-1}(F_n(x_n|x_{n-1}, \dots, x_1)) \quad (4.24)$$

Ist die Transformation durchgeführt folgt ein zu den anderen Verfahren analoges Vorgehen, welches Inhalt des Anhangs B.5 ist.

Die Schwierigkeit bei dieser Methode besteht in der Erfassung der bedingten Verteilungsfunktionen und ihrer Ableitungen. Desweiteren ist die Transformation von der Nummerierung der Basisvariablen im Originalraum abhängig, weshalb verschiedene Lösungen für die gleiche Grenzzustandsgleichung entstehen können. Oftmals ist es außerdem schwierig, eine mehrdimensionale Verteilungsfunktion auf Grundlage der Zufallsgrößen zu bestimmen, da im Allgemeinen nicht genügend Informationen über die Basisvariablen und ihre Korrelationen vorhanden sind [Nowa-00].

Für vergleichende Zwecke im Rahmen der vorliegenden Arbeit soll in einem letzten Schritt für die Versagenswahrscheinlichkeit, welche auf Grundlage stetiger Verteilungsfunktionen der Basisgrößen bestimmt wurde, ein zugehöriges Sicherheitsmaß β_V ermittelt werden. Dieses Vorgehen hat sich im Bauwesen durchgesetzt, da die Versagenswahrscheinlichkeit eine empfindliche Größe ist und stärker schwankt als übliche Bemessungsparameter, wie z. B. Querschnittswerte [Spae-92]. Darüber hinaus ist P_f kein Sicherheitsmaß, sondern aufgrund der Integration über den Versagensbereich ein „Unsicherheitsmaß“. Ausgehend von der Formulierung (4.17) wird das Sicherheitsmaß wie folgt definiert.

$$\beta_V = -\Phi^{-1}(P_f) \quad (4.25)$$

Für die Interpretation der zuverlässigkeitstheoretischen Untersuchungen an geklebten Stahlkonstruktionen im Kapitel 7.3 ist zu beachten, dass β_V trotz der Analogie zu β_{HL} und β_C nicht den kürzesten Abstand zwischen Koordinatenursprung und Bemessungspunkt beschreibt, sondern die Krümmung der Grenzzustandsfunktion durch eine verschobene Tangentialhyperebene berücksichtigt.

4.4.3 Die Monte-Carlo-Simulation

Im Gegensatz zu den klassischen Verfahren der Zuverlässigkeitstheorie, die eine exakte oder näherungsweise Bestimmung der Versagenswahrscheinlichkeit mit Hilfe

analytischer Mittel ermöglichen, beruht die Monte-Carlo-Methode auf einer stochastischen Simulation und erlaubt die Ermittlung der Versagenswahrscheinlichkeit mit statistischen Mitteln. Mit Hilfe eines Zufallsgenerators werden j zufällige Realisationen x_{ij} der Basisvariablen unter Beachtung ihrer Verteilungen erzeugt. Jeder Datensatz dieser j Realisationen dient als Eingangsgrößen für das Prognosemodell und liefert somit eine Modellantwort. Eine anschließende statistische Auswertung der Ergebnisse der Grenzzustandsfunktion liefert die Versagenswahrscheinlichkeit P_f . Dazu werden die Sätze der Realisationen j_V gezählt, die in der Simulation zu einem Versagen (Überschreiten des Grenzzustandes) geführt haben. Aus dem Verhältnis der Versagensfälle zur Gesamtanzahl der Realisationen lässt sich die gesuchte Versagenswahrscheinlichkeit ableiten.

$$P_f = P(Z < 0) \approx \frac{j_V}{j} \quad (4.26)$$

Das bedeutet, dass die Monte-Carlo-Simulation auf Grundlage der deskriptiven Statistik arbeitet (s. Abbildung 3.3). Analog zu üblichen Auswertungsmethoden experimentell erhobener Daten ist ein wesentliches Ziel die Erfassung und Reduktion der Streuung der Ergebnisse. Um eine ausreichend zuverlässige Aussage über die Versagenswahrscheinlichkeit zu erhalten, ist eine große Anzahl Realisationen und demzufolge Simulationen bedeutend. Dieser Zusammenhang kann unter Zuhilfenahme des Variationskoeffizienten der Versagenswahrscheinlichkeit $P(Z < 0)$ verdeutlicht werden [Schn-96].

$$\text{Var}(P(Z < 0)) \approx \frac{1}{\sqrt{j \cdot P(Z < 0)}} \quad (4.27)$$

Wird die in der Norm [DIN 1990] angegebene Versagenswahrscheinlichkeit $P_f = 7,2 \cdot 10^{-5}$ (Tabelle 4.1) für den Grenzzustand der Tragfähigkeit in einem Bezugszeitraum von 50 Jahren betrachtet und zusätzlich ein Variationskoeffizient gemäß Gleichung (4.27) kleiner als 10% gefordert, ergibt sich eine Mindestanzahl an Realisationen von $j = 1,4 \cdot 10^6$.

Der Vorteil der Monte-Carlo-Methode ist, dass die j Ergebnisse der Strukturanalyse ein sogenanntes Metamodell bilden, welches ohne großen Mehraufwand z. B. für Sensitivitätsanalysen genutzt werden kann. Hinsichtlich der Bedeutung der Begrifflichkeit des Metamodell existieren zahlreiche wissenschaftliche Diskurse. Für die

Definition des Metamodellbegriffs im Rahmen dieser Arbeit wird auf die Spezifikation in [ISO 19508] zurückgegriffen.

„A metamodel is a model used to model modeling itself.“

Mit Hilfe eines Metamodells können übergeordnete Informationen über die Modellierung gewonnen werden (s. Kapitel 7.3.3).

Das Prinzip der Monte-Carlo-Simulation ist denkbar einfach, ihre Umsetzung erfordert jedoch in vielen Fällen einen erheblichen numerischen Aufwand. Zum einen sind Zufallszahlen zu erzeugen, die der spezifischen Verteilung der Basisvariablen gehorchen. Die Häufigkeitsverteilung der Realisationen muss also gegen diese spezifische Verteilung konvergieren. Zum anderen müssen die j zufälligen Realisationen statistisch unabhängig sein. Wie mit dieser Problematik umgegangen wird, ist dem Kapitel 7.3.3 zu entnehmen.

4.5 Das semiprobabilistische Bemessungskonzept nach Eurocode

Im Abschnitt 2.2 wird die Entwicklung der Normungslandschaft ab den 1970er Jahren kurz beschrieben. Die Formung von Bemessungsnormen ist nicht abgeschlossen und besteht aufgrund laufender Forschungen und dem stetigen Erkenntnisgewinn fort. Einfache Bemessungsmethoden werden durch wissenschaftlichere Ansätze ersetzt, die aus empirischen und theoretischen Untersuchungen abgeleitet werden. Dies hat im Allgemeinen die Integration komplexerer Bemessungsmodelle in den Normen zur Folge, was nicht in jedem Fall als Optimierung zu interpretieren ist. Generell führen komplexe Berechnungsmodelle und umfangreiche Normendokumente zu einem gesteigerten Risiko der Anwendungsfehler. Solange die verbesserten wissenschaftlichen Methoden nicht in einer Verbesserung der Normen resultieren, kann weder von einer Senkung der Kosten hinsichtlich Konstruktion und Wartung, noch von einer Zunahme der System- bzw. Bemessungszuverlässigkeit ausgegangen werden. Unter Berücksichtigung dieser kritischen Gesichtspunkte wird das semiprobabilistische Bemessungskonzept der heute gültigen Eurocodes untersucht.

Das Vorgehen nach Eurocode [DIN 1990] stellt eine Vereinfachung der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung dar, wobei die Ausgangsbasis durch die Wahrscheinlichkeit des Erreichens des Grenzzustandes gebildet wird.

$$P(E > R) = \Phi(-\beta) \tag{4.28}$$

Die Analogie zu Gleichung (4.17) ist leicht zu erkennen. In der Normung erfolgt jedoch eine strikte Trennung nach Einwirkungs- und Widerstandsgrößen, auch wenn dies nicht in jedem Fall zweifelsfrei möglich ist (s. Kapitel 2.1). Der Nachweis erfolgt schließlich auf Grundlage sogenannter Bemessungswerte der Einwirkung und des Widerstandes, die so definiert werden, dass die Wahrscheinlichkeit für das Über- bzw. Unterschreiten klein ist. Der Nachweis kann wie folgt geschrieben werden.

$$E_d < R_d \quad (4.29)$$

Die Wahrscheinlichkeit für das Erreichen des Grenzzustandes kann somit entsprechend umformuliert werden.

$$P(E > E_d) = \Phi(-\alpha_E \cdot \beta) \quad (4.30)$$

$$P(R < R_d) = \Phi(-\alpha_R \cdot \beta) \quad (4.31)$$

Die Wichtungsfaktoren α_i lassen sich mit Hilfe der FORM ermitteln und sind im Eurocode [DIN 1990] zu $\alpha_E = 0,7$ und $\alpha_R = -0,8$ definiert. Sie idealisieren die Lage des Bemessungspunktes analog zum Wichtungsvektor der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung (Gleichung (B.29)).

Die entsprechenden Bemessungswerte der Größen beinhalten sogenannte charakteristische Werte R_k bzw. E_k sowie Teilsicherheitsbeiwerte γ und sind in Gleichung (4.32) präzisiert.

$$E_d = E_k \cdot \gamma_F \quad \text{und} \quad R_d = \frac{R_k}{\gamma_M} \quad (4.32)$$

Die Teilsicherheitsbeiwerte berücksichtigen dabei die Streuungen der stochastischen Größen, Modellunsicherheiten und die geforderte Zielversagenswahrscheinlichkeit nach Eurocode. Mit ihnen lassen sich die tatsächliche und die Nennkapazität der Struktur steuern. Ebenso bestimmen sie die Größe der Bauteilabmessungen und des Eigengewichts, wodurch sie Einfluss auf die entstehenden Kosten haben. Außerdem kann die Sicherheit des Systems mit Hilfe der Teilsicherheitsbeiwerte gesteigert werden. Wie eingangs (Kapitel 3.1) erläutert wurde, konzentrieren sich die Betrachtungen in dieser Arbeit auf die Widerstandsseite. Der Teilsicherheitsbeiwert γ_M wird gemäß [DIN 1990] mit Hilfe probabilistischer Techniken in Kombination mit experimentellen Ergebnissen bestimmt. Voraussetzung ist dabei ein allgemeines Modell zur Vorhersage des Widerstandes eines Systems oder Teilsystems als Funktion von

stochastischen (X_i) und ggf. deterministischen (a_j) Größen, welches auch als Widerstandsmodell bezeichnet wird.

$$R_{mod} = f(\mathbf{X}, \mathbf{a}) \quad (4.33)$$

Die Essenz des Verfahrens wird durch den Vergleich von Testresultaten mit den Werten des Modells charakterisiert, wobei für die Bemessungsvariablen (Basisvariablen, die im Modell berücksichtigt werden; s. Kapitel 3.2) die sogenannten nominalen Werte eingesetzt werden. Im Eurocode finden Festigkeitseigenschaften (z. B. Klebfestigkeit τ_k) als 5%-Quantile und Steifigkeitsparameter (z. B. Strukturmodul E_k) als Mittelwerte Anwendung. Die übrigen Größen a_j werden hingegen als Messergebnisse in die Methode implementiert. Die Vorgehensweise erlaubt daher die Berücksichtigung der stochastischen Natur der Basisvariablen sowie die Streuung der experimentellen Ergebnisse. Die Prozedur nach [DIN 1990] kann genutzt werden, um einen Vorschlag zur Korrektur der verwendeten Modellfunktion zu erarbeiten oder die Entwicklung einer Gleichung für die Bestimmung des charakteristischen Wertes des Widerstandes zu ermöglichen [Stra-97]. Von besonderem Interesse ist jedoch häufig das Ergebnis γ_M als Teilsicherheitsbeiwert der Widerstandsseite. Die Vorgehensweise erfolgt schrittweise unter der Annahme logarithmisch normalverteilter Daten für die Basisvariablen X_i sowie die Testergebnisse $R_{exp,i}$ und wird im Folgenden vorgestellt. Eine umformulierte Prozedur für normalverteilte Größen wurde durch van Straalen [Stra-97] entwickelt und ist dem Anhang C zu entnehmen.

Das Widerstandsmodell muss aufgrund der Forderung nach logarithmisch normalverteilten Basisvariablen folgende Form aufweisen (s. Kapitel 3.4.5).

$$R_{mod}(\mathbf{X}, \mathbf{a}) = c \cdot \prod_{i=1}^n X_i^{p_i} \cdot \prod_{j=1}^m a_j^{q_j} \quad (4.34)$$

Hierin sind c eine Konstante und p_i sowie q_j mögliche Potenzen der stochastischen und deterministischen Variablen.

Wurde die entsprechende Formulierung gefunden, erfolgt der Vergleich experimenteller Werte mit den Ergebnissen des Modells, dabei werden für jeden durchgeführten Versuch die Messwerte in das Modell eingesetzt und ausgewertet. Zunächst sind für alle Basisvariablen die Mittelwerte und für die Größen a_j die gemessenen Werte

zu verwenden. Das Vorgehen resultiert in einer Optimierung des Bemessungsmodells durch Multiplikation mit der Mittelwertkorrektur b_R .

$$b_R = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \frac{R_k}{R_{mod}(\mathbf{X}_\mu, \mathbf{W}_k)} \quad (4.35)$$

Hierbei sind für die streuenden Größen die gemessenen Werte oder die Mittelwerte \mathbf{X}_μ anzusetzen, wenn keine gemessenen Werte vorliegen. Um den Unterschied zwischen Modell und Versuch quantifizieren zu können, wird die Streugröße δ eingeführt und für jeden Datensatz bestimmt.

$$\delta_k = \ln \left(\frac{R_k}{b_R \cdot R_{mod}(\mathbf{X}_\mu, \mathbf{W}_k)} \right) \quad (4.36)$$

Mit Hilfe der statistischen Theorie können Mittelwert, Standardabweichung und Variationskoeffizient der Streugröße berechnet werden.

$$\mu_\delta = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \delta_k \quad (4.37)$$

$$\sigma_\delta = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{k=1}^n (\delta_k - \mu_\delta)^2} \quad (4.38)$$

$$V_\delta = \sqrt{\exp(\sigma_\delta^2) - 1} \quad (4.39)$$

An die geschilderten Berechnungsschritte schließt sich eine Verträglichkeitsprüfung an. Das bedeutet, mit Hilfe statistischer Mittel wird kontrolliert, ob Modell und Experiment kompatibel sind. Jedoch gibt die Norm [DIN 1990] an dieser Stelle lediglich Hinweise, welche Strategie verfolgt werden kann, und schlägt folgende Möglichkeiten zur Reduktion der Streuung vor:

- Anpassung des analytischen Modells
- Klasseneinteilung der experimentellen Ergebnisse und separate Behandlung dieser Klassen
- Nutzung spezifischer, statistischer Techniken, falls die genutzte Verteilung nicht mit den Versuchen übereinstimmt.

Von einer Gliederung des Datensatzes mit Hilfe von Klassen ist jedoch abzuraten, da häufig nur eine verhältnismäßig kleine Stichprobe zur Verfügung steht und entsprechende Erfahrungen fehlen. Eine unzulängliche Klasseneinteilung kann das Ergebnis

beeinflussen. Ist die Annahme logarithmisch normalverteilter Daten nicht korrekt, kann eine Umformulierung der Prozedur nach Eurocode für andere Verteilungstypen zur Lösung führen. Im Rahmen dieser Arbeit ist neben der logarithmischen Normalverteilung ebenso die Normalverteilung von besonderem Interesse (Anhang C).

Der Schritt der Verträglichkeitsprüfung ist notwendig, da für analytische Modelle häufig Vereinfachungen und Annahmen getroffen werden, die sich als Modellunsicherheit auf das Ergebnis der zuverlässigkeitstheoretischen Untersuchungen auswirken (s. Kapitel 2.1). Um die Einflüsse aus Streuung der Zufallswerte und Modellungenauigkeiten zu wichten, werden zunächst die Variationen aller Basisvariablen V_{X_i} kombiniert. Entspricht das Modell der Formulierung in Gleichung (4.34), ergibt sich die kombinierte Standardabweichung für das Modell zu

$$\sigma_{mod} = \sqrt{\ln \left[\left(\sum_{i=1}^n p_i^2 \cdot V_{X_i}^2 \right) + 1 \right]}. \quad (4.40)$$

Diese wird wiederum mit dem Variationskoeffizienten der Streugröße δ kombiniert, was zur Standardabweichung σ_R führt.

$$\sigma_R = \sqrt{\ln \left[\left(\sum_{i=1}^n p_i^2 \cdot V_{X_i}^2 \right) + V_\delta^2 + 1 \right]}, \quad (4.41)$$

Eine Wichtung der verschiedenen Einflüsse erfolgt über die Wichtungsfaktoren α .

$$\alpha_{mod} = \frac{\sigma_{mod}}{\sigma_R} \quad (4.42)$$

$$\alpha_\delta = \frac{\sigma_\delta}{\sigma_R} \quad (4.43)$$

Damit ist Grundlage für die Bestimmung des charakteristischen Widerstandes geschaffen.

$$R_k(\mathbf{X}, \mathbf{a}) = \frac{b_R \cdot R_{mod}(\mathbf{X}_\mu, \mathbf{W}_k)}{\exp(t_{n-1,k} \cdot \alpha_\delta \cdot \sigma_\delta \cdot \sqrt{1 + 1/n} + 1,645 \cdot \alpha_{mod} \cdot \sigma_{mod} + 0,5 \cdot \sigma_R^2)} \quad (4.44)$$

Hierin ist $t_{n-1,k}$ ein 5%-Quantil der Student'schen t -Verteilung, welches in Abhängigkeit von der Anzahl der Testdaten ermittelt wird. Die Verteilung nach Student kommt hier zum Einsatz, da die standardisierte Schätzfunktion des Stichprobenmittelpunktes normalverteilter Daten nicht mehr normalverteilt, sondern t -verteilt ist,

wenn die zur Standardisierung des Mittelwertes benötigte Varianz des Merkmals mit der Stichprobenvarianz geschätzt werden musste. Auch der Wert 1,645 in Gleichung (4.44) ergibt sich durch diesen Verteilungstyp bei Annahme unendlich vieler Testdaten ($t_{\infty,k} = 1,645$). Im Anhang D ist die Studentverteilung für verschiedene Freiheitsgrade ($n-1$) ausgewertet.

Analog zum Vorgehen nach Gleichung (4.44) erfolgt die Berechnung des Bemessungswertes des Widerstandes, wobei sich der einseitige Vertrauensbereich der t -Verteilung aufgrund der Normempfehlung ändert. Dieser ergibt sich aus der Zielversagenswahrscheinlichkeit

$$\Phi(\alpha_R \cdot \beta) = \Phi(0,8 \cdot 3,8) = 0,998817. \quad (4.45)$$

Somit ist das gesuchte Quantil der t -Verteilung

$$\alpha_d = 1 - 0,998817. \quad (4.46)$$

Für das α_d Quantil der Student'schen t -Verteilung erfolgt die tabellarische Auswertung ebenfalls im Anhang D.

Der Bemessungswert des Widerstandes lautet dann

$$R_d(\mathbf{X}, \mathbf{a}) = \frac{b_R \cdot R_{mod}(\mathbf{X}_\mu, \mathbf{W}_k)}{\exp(t_{n-1,d} \cdot \alpha_\delta \cdot \sigma_\delta \cdot \sqrt{1 + 1/n} + 3,04 \cdot \alpha_{mod} \cdot \sigma_{mod} + 0,5 \cdot \sigma_R^2)}. \quad (4.47)$$

Anhand des charakteristischen und des Bemessungswertes kann eine erste Schätzung für den Teilsicherheitsbeiwert berechnet werden.

$$\gamma_M = \frac{R_k}{R_d} \quad (4.48)$$

Da gemäß Eurocode jedoch mit nominellen Werten \mathbf{X}_k , wie zum Beispiel 5%-Quantilen, und nicht mit Mittelwerten \mathbf{X}_μ zu bemessen ist, wird der Teilsicherheitsbeiwert in einem letzten Schritt korrigiert.

$$\bar{\gamma}_M = k_c \cdot \gamma_M \quad (4.49)$$

Der Korrekturfaktor k_c entspricht dabei dem nachfolgenden Verhältnis.

$$k_c = \frac{R_{mod}(\mathbf{X}_k, \mathbf{a})}{R_k} \quad (4.50)$$

Die beschriebene Prozedur kommt für die untersuchten Beispiele der Klebtechnologie im Stahlbau zur Anwendung, wobei verschiedene Verteilungstypen der Bemessungswerte

sungsvariablen betrachtet werden. Die Ergebnisse dieser Analysen sind dem Kapitel 7.4 zu entnehmen.

5 Klebverbindungen im Stahlbau

5.1 Allgemeines

Die Klebtechnologie ist aus vielen Bereichen des alltäglichen Lebens nicht mehr wegzudenken, so wird sie zum Beispiel seit vielen Jahren in der Verpackungs-, Geräte- und Elektroindustrie eingesetzt. Für den Automobilbau, die Luft- und Raumfahrttechnik gewinnt das Fügeverfahren „Kleben“ zunehmend an Bedeutung – auch im Bauwesen kann auf eine lange Tradition der Anwendung der Klebtechnologie verwiesen werden. Mörtel zum Verlegen keramischer Fliesen zum Beispiel ist ein Klebstoff [Buca-06]. Der Baustoff Beton kann ebenso als Klebstoff verstanden werden, wobei hier ein Verbund zwischen Zement und Zuschlägen sowie dem Bewehrungsstahl hergestellt wird. Ein weiteres Anwendungsbeispiel der Klebtechnologie im Bauwesen stellt die Befestigung von Verglasung im Fassadenbau mittels elastischer Silikone dar und wird als Structural Silicon Glazing (engl.: strukturelle Silikonverglasung) bezeichnet [Feld-06].

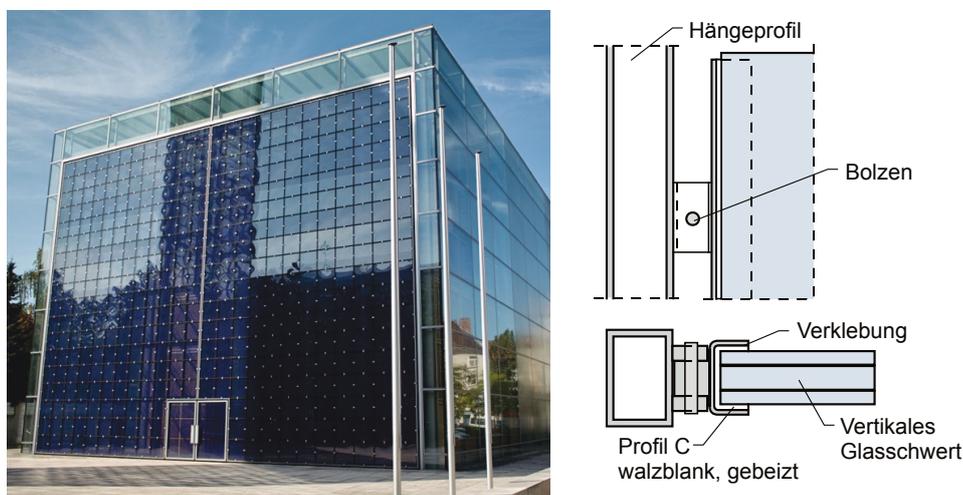


Abbildung 5.1: Links: Ansicht der Herz-Jesu Kirche; rechts: Detail – Anschluss des vertikalen Glasschwertes [Hagl-02]

Jedoch ist das strukturelle Kleben im Bauwesen kaum vertreten, auch wenn einige wenige Ausführungen mit lastabtragenden Klebungen die innovativen Möglichkeiten deutlich aufzeigen. Ein eindrucksvolles Beispiel ist die Herz-Jesu Kirche in München (Abbildung 5.1), deren wesentliches Tragsystem durch einen eingespannten Stahlrahmen gebildet und in [Hagl-02] vorgestellt wird. Horizontal und vertikal verlau-

fende Glasschwerter, welche mit Hilfe von Silikonklebstoffen verklebt wurden, leiten die Belastung in den Rahmen ab. Die Lasteinleitung von den Schwertern in die primäre Struktur erfolgt mittels Bolzenverbindungen und Edelstahl-Profilen, mit denen die Glasschwerter verklebt sind. Klebungen auf der Baustelle wurden bei diesem Vorhaben vollständig vermieden, stattdessen erfolgte die Herstellung aller Klebfugen im Werk unter kontrollierten Konditionen. Die nichtgeregelte Bauart der Herz-Jesu Kirche erforderte eine Zustimmung im Einzelfall, welche durch die oberste Bauaufsichtsbehörde erteilt wurde. Dafür waren experimentelle Untersuchungen zum Tragverhalten der Verklebungen in Anlehnung an die Richtlinie für europäische Zulassungen [ETAG] notwendig, welche sich mit SSG-Fassaden (Structural Sealant Glazing – engl.: strukturelle, verklebte Verglasung) beschäftigt. Im Vordergrund der Untersuchungen standen die Tragfähigkeit der Verbundglaskörper und des Anschlusses der Glasschwerter an die Edelstahlprofile bei Variation der Umgebungstemperatur und unter Dauerlast. Schließlich wurden die Klebfugen so geplant, dass schälende Beanspruchungen und adhäsives Versagen ausgeschlossen werden konnten. Die Herz-Jesu Kirche stellt mit ihrer imposanten Edelstahl-Glas-Fassade die wohl bedeutendste Anwendung der strukturellen Verklebungen in Deutschland dar.

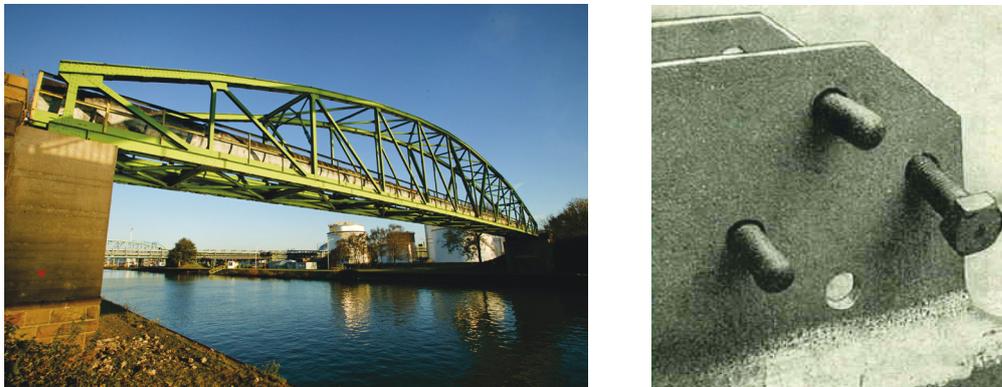


Abbildung 5.2: Links: erste geklebte Rohr- und Fußgängerbrücke (Copyright: Infracor GmbH); rechts: Detail - Schrauben mit Lochspiel [Trit-63]

Ein nicht weniger beeindruckendes Beispiel ist die erste geklebte Rohr- und Fußgängerbrücke über den Lippe-Seitenkanal bei Marl (Abbildung 5.2). Das Tragwerk, mit einer Spannweite von 56 m, wurde 1955 bis 1956 auf dem Grundstück des Chemie-parks der Evonik Industries AG errichtet und wird heute noch genutzt. Bei diesem Stahlfachwerk wurden die Diagonalen erstmals mit Hilfe von Klebungen an die Knotenbleche angeschlossen, um eine Erhöhung bzw. Ersetzung des Gleitwiderstandes

von Schraubverbindungen zu erzielen [Trit-63]. Aufgrund mangelnder Erfahrung und fehlendem Vertrauen sowie für eine einfache und sichere Montage wurden zusätzlich Schrauben angeordnet, die jedoch ein Lochspiel von 2 mm aufweisen, sodass diese erst nach Versagen der Klebschicht durch Abscheren beansprucht werden. In einem Bericht [Trit-63] über das Tragwerk aus dem Jahre 1963 wurden intakte Klebungen beschrieben, Schäden sind bis heute nicht bekannt [Zach-16].

Die rasant fortschreitenden Entwicklungen in der Klebtechnologie sowie im Stahlleichtbau und die wachsenden Anforderungen an leichte und filigrane, lichtdurchflutete Konstruktionen führen zu einem gesteigerten Interesse am Fügeverfahren Kleben im Bauwesen. Dies wird durch zahlreiche Forschungsbemühungen widerspiegelt, von denen einige im Folgenden exemplarisch vorgestellt werden.

Zur Vermeidung von Stabilitätsversagen bei dünnwandigen Profilen und zur Steigerung der Tragfähigkeit von Rahmenecken mit schlanken Stegen liefert das Aufkleben von Verstärkungen eine innovative Lösung. Diese Möglichkeit wird in [Past-06] vorgestellt und diskutiert. Als Alternative zu konventionellen, geschweißten orthotropen Fahrbahnplatten stellt Feldmann [Feld-06] geklebte Hohlplattenelemente vor. Eine ästhetisch ansprechende Verwendung der strukturellen Klebungen wird in dem europäischen Forschungsprojekt INNOGLAST [Feld-07] untersucht. Ziel ist es, die Tragfähigkeit hybrider Stahl-Glas-Träger zu validieren, wobei die Flansche aus Stahl sowie der Steg aus Glas gefertigt werden und der Verbund der Materialien durch eine linienförmige Klebschicht realisiert wird. Im Vordergrund des Vorhabens stehen die Klebstoffauswahl, die Klebfugegeometrie, Versuche zum Tragverhalten sowie die Berechnung des Trägers mittels Finite-Elemente-Methode.

Geklebte Fassadenanschlüsse, Hohlprofilverstärkungen und Brückendeckkonstruktionen werden in dem Vorhaben „Neue Konstruktionen durch Einsatz von Klebverbindungen im Stahlbau“ [aif 169] thematisiert. Hier erfolgt eine ganzheitliche Betrachtung hinsichtlich Tragfähigkeit, Gebrauchstauglichkeit und Reproduzierbarkeit der Konstruktionen. Themen wie klebgerechtes Konstruieren, Klebstoffauswahl, Oberflächenvorbehandlung und Ausführung der Klebung unter Werkstattbedingungen werden fokussiert. Experimentelle Untersuchungen an Musterbauteilen liefern die Basis Konstruktionsempfehlungen und zeigen die Vorteile geklebter Verbindungen gegenüber klassischen Verbindungsmethoden auf. In [Mein-10] zeigt Mainz ein-

drucksvoll, dass die geklebten Trapezprofilanschlüsse und verstärkten Hohlprofile mit handrechnungsgeeigneten Bemessungsmethoden dimensioniert werden können. Die zwei zuletzt genannten Anwendungsbeispiele sind Schwerpunkte der vorliegenden Arbeit und werden in den Abschnitten 5.2 und 5.3 eingehend behandelt.

Das Interesse an der innovativen Klebtechnologie steigt zunehmend, was an der langen Liste der Forschungsanstrengungen zu erkennen ist, die weiter ergänzt werden kann. Dennoch steht das Bauwesen diesem Fügeverfahren zurückhaltend gegenüber, obwohl es zum Beispiel in der Automobilindustrie bereits gängige Praxis ist. Dies ist zum einen mit den abweichenden Bemessungsverfahren zu begründen: Während in der Fahrzeugbranche eine Massenproduktion verwirklicht werden kann, indem Klebverbindungen in aufwendigen Simulationen berechnet und in Crash-Situationen validiert werden, ist dies im Bauwesen nicht möglich. Jedes Bauwerk erhält unterschiedliche Belastungen, d.h. die Tragwerke sind individuell den jeweiligen Beanspruchungen und Anforderungen in Abhängigkeit des Standortes und der Nutzung anzupassen. Demnach ist eine Massenproduktion hier nicht denkbar [Thof-82].

Zum anderen bestehen Zweifel hinsichtlich der Dauerhaftigkeit und Medienbeständigkeit von Klebverbindungen. Auch wenn diese Problematik Gegenstand vieler Forschungsvorhaben ist, liegen kaum Erkenntnisse bezüglich bauwesenstypischer Zyklen vor, wie zum Beispiel einer Nutzungsdauer von 50 Jahren.

Darüber hinaus stellt die Klebtechnik eine besondere Herausforderung für die Bemessung dar, weil das Tragverhalten von Klebungen sehr komplex und die Beschreibung eines sich einstellenden Spannungszustandes in der Klebschicht entsprechend schwierig ist. Seit der Entwicklung des ersten Berechnungsansatzes sind zahlreiche Modelle verschiedener Grundlagen mit unterschiedlicher Genauigkeit und Komplexität entstanden. Volkersen [Volk-38] unternimmt 1938 den ersten Versuch zur Beschreibung der Spannungsverteilung an einer einschnittig überlappten Verbindung (s. Abbildung 3.2) auf Grundlage der Kraftverteilung in schubbeanspruchten Nietverbindungen. Er nimmt linear-elastisches Werkstoffverhalten der Füge­teile und der Klebschicht, eine reine Schubbelastung der Klebfuge sowie homogene Werkstoffe an. 1944 greifen Goland und Reissner [Gola-44] die Strategie von Volkersen auf und erweitern sie durch die Berücksichtigung des Kräftegleichgewichts rechtwinklig zur Klebfläche und der Momenteneinwirkung. Das neue Verfahren liefert realitätsnähere

Ergebnisse [Habe-09], da in der Praxis häufig Schubbeanspruchungen mit Normalspannungen am Überlappungsende überlagert werden, was für das Versagen der Verbindung maßgebend wird. Oplinger [Opli-97] komplettiert 1997 das Modell von Goland und Reissner durch Einbeziehung der Schubverformungen der Füge-teile und der Klebschichtdeformationen. Diese drei Methoden werden für einen Vergleich der Ergebnisse bei einschnittig überlappten Klebverbindungen im Abschnitt 3.3 untersucht.

Der Anspruch, eine exakte Beschreibung des Spannungsverlaufes in einer Klebschicht zu realisieren, führte zu immer komplexeren mathematischen Beziehungen in den Prognosemodellen, z. B. durch die Berücksichtigung des nichtlinearen Klebstoffverhaltens. Solche Verfahren, wie sie z. B. durch Mortensen [Mort-98] oder van Straalen [Stra-00] entwickelt wurden, besitzen große Bedeutung in der Klebtechnologie, sind jedoch aufgrund des Ansatzes nichtlinearer Differentialgleichungssysteme umfangreich und erfordern komplexe numerische Methoden. Ihre Anwendung für die Bemessung im Bauwesen, für die noch heute häufig handrechenbare Modelle verlangt werden, ist nicht ohne weitere Berechnungshilfen möglich. Durch die Schwierigkeit einer adäquaten Beschreibung des Tragverhaltens von Klebschichten, aufbauend auf theoretischen Modellen, entstanden in den 1960er Jahren zahlreiche empirisch begründete Verfahren.

Die bedeutendsten sind das Modell nach Winter [Wint-61] auf Grundlage eines Gestaltfaktors, die Methode nach Cornelius und Stier [Corn-63] auf Basis der maximalen Spannungskonzentration am Überlappungsende einer einschnittig überlappten Verbindung und das Verfahren nach Eichhorn und Braig [Eich-60], welches auf den maximalen Füge-teilspannungen beruht. Nicht selten basieren die Prozeduren auf identischen, theoretischen Zusammenhängen, unterscheiden sich jedoch in der Verknüpfung experimenteller Ergebnisse mit den theoretischen Modellen voneinander und liefern somit verschiedene Resultate. Diese Dimensionierungsverfahren machen deutlich, dass eine Annäherung der Erkenntnisse aus Versuchen mittels einfacher mathematischer Funktionen häufig nicht möglich und das Implementieren zahlreicher Einflüsse auf die Klebschichttragfähigkeit entsprechend komplex ist. Die neuesten Entwicklungen fundieren auf bruchmechanischen Ansätzen. Als Beispiel sei hier das Modell von Weißgraeber und Becker [Weiß-13] genannt, welches ein gekoppel-

tes Versagenskriterium in Abhängigkeit von Festigkeit und Bruchzähigkeit definiert. Es führt zu einem Optimierungsproblem bezüglich der vorhandenen Energiefreisetzungsrates, die einem kritischen Grenzwert gegenübergestellt wird, welcher eine umfangreiche experimentelle Bestimmung benötigt. Von großer Bedeutung ist das Modell nach Meinz [Mein-10], welches für zwei spezielle Anwendungsfälle von Stahlfassadenkonstruktionen entwickelt wurde und in den Abschnitten 5.2.2 und 5.3.2 vorgestellt wird. Meinz leitet eine handrechnungsgerechte Methode auf Grundlage des elastisch gebetteten Balkens her. Das Modell ist für das Bauwesen sehr gut geeignet, da es auf einer dem Ingenieur bekannten Theorie fundiert.

Die Hürden bei der exakten mechanischen Charakterisierung einer Klebfuge basieren auf zahlreichen heterogenen Abhängigkeiten, denen die Klebschichttragfähigkeit und das Verformungsverhalten unterliegen. Dies beinhaltet Effekte aus Temperatur, Zeit und UV-Strahlung sowie Kriechinflüsse und das Alterungsproblem. Qualitativ lassen sich die Auswirkungen dieser Effekte gut ausdrücken, jedoch ist eine quantitative Erfassung kaum möglich. Aus diesem Grund ist eine klebgerechte Gestaltung (Abbildung 5.3) von wesentlicher Bedeutung.

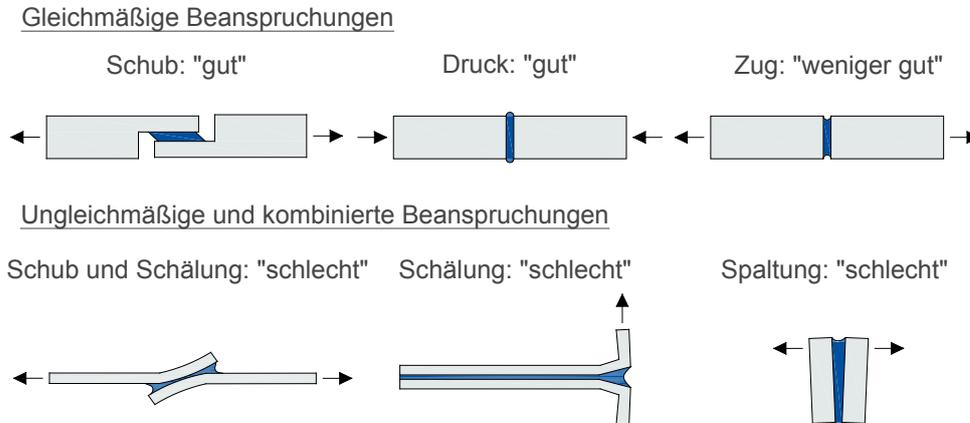


Abbildung 5.3: Eignung von Klebverbindungen für verschiedene Beanspruchungen [Mein-10]

So sind komplexe mehrdimensionale Spannungszustände in Klebschichten zu vermeiden und die Konstruktion sollte so ausgeführt werden, dass Beanspruchungen aus Tragwerksverformung und Zwänge nicht durch die Klebfuge ertragen werden müssen. Der Grund hierfür ist weniger die Tragfähigkeit der Klebverbindungen, als die Reproduzierbarkeit und Vorhersage des realen Spannungszustandes.

Aus der Sicht der Nachweisführung kann nur auf wenige Normen und Richtlinien verwiesen werden, die eine Bemessung geklebter Verbindungen ermöglichen. Ein

Beispiel aus dem Bauwesen ist die Richtlinie ETAG 002 (guideline for European technical approval for structural sealant glazing systems), welche die Grundlagen für die Bemessung von tragenden Klebverbindungen in Glaskonstruktionen beinhaltet. Die Vorgehensweise nach [ETAG] erlaubt eine Gegenüberstellung charakteristischer Werte der Einwirkung mit zulässigen Spannungen, wobei die Widerstandswerte mit Hilfe von Versuchen an definierten Fügeiteiloberflächen zu bestimmen sind. Das Konzept gilt als veraltet, da die aktuelle Normung auf Teilsicherheiten und Bemessungswerten aufbaut (s. Kapitel 3.1), wie es Eurocomp Design Code [Eurocomp] für den Nachweis und die Bemessung von Polymer-Verbund-Konstruktionen umgesetzt wird. Für die Berechnung der Klebverbindung von Kunststoffen ist zu überprüfen, ob vorgegebene Maximalwerte für Schub- und Zugspannungen eingehalten werden. Grundlage sind Modelle zur Vorhersage des Klebschichtwiderstandes, wobei perfekter Verbund zwischen Klebfuge und Fügeiteil angenommen wird, sodass kohäsives Versagen oder Fügeiteilversagen vor einem Adhäsionsbruch maßgebend wird. Die notwendigen Klebschichteigenschaften können mit Hilfe spezifischer Versuche, die im Eurocomp Design Code beschrieben sind, ermittelt oder den Datenblättern der Klebstoffhersteller entnommen werden. Von besonderem Interesse für die Nachweisführung sind spezielle Randbedingungen, wie die Quelle der Klebschichteigenschaften, die Methode der Applikation, die Art der Belastung und die Umgebungsbedingungen, welche mit Hilfe von Teilsicherheiten in die Bemessung integriert werden. Tabelle 5.1 gibt eine Übersicht über die Beiwerte, die sich nach Eurocomp Design Code ergeben. Die Nachweisführung erfolgt mit dem kombinierten Teilsicherheitsbeiwert nach Gleichung (5.1).

$$\gamma_M = \gamma_{m,1} \cdot \gamma_{m,2} \cdot \gamma_{m,3} \cdot \gamma_{m,4} \quad (5.1)$$

Für die Bemessung von geklebten Aluminiumverbindungen wird im Eurocode 9 [DIN 1999] ein Teilsicherheitsbeiwert von $\gamma_M \geq 3,0$ angegeben. Dieser Wert wird im Normtext als hoch bezeichnet und durch die potentiell großen Streuungen der Klebschichteigenschaften, die Festigkeitsabnahme infolge Alterung und fehlenden Erfahrungen begründet. Gemäß der Empfehlung in [DIN 1990] wird an dieser Stelle das Prinzip der „sicheren Seite“ verfolgt. Im Abschnitt 4.2 des Eurocode 0 [DIN 1990] wird folgende Vorgehensweise empfohlen:

„Wenn keine Teilsicherheitsbeiwerte vorliegen, die statistisch abgeleitet sind, sind auf der sicheren Seite liegende Werte zu verwenden“.

Vergleicht man die Angabe im Eurocode 9 für Aluminiumklebungen jedoch mit den Werten, die sich nach Tabelle 5.1 ergeben können, ist die Frage noch zu diskutieren, ob ein Divisor von 3,0 auf der sicheren Seite liegt.

Tabelle 5.1: Teilsicherheitsbeiwerte nach [Eurocomp] für verschiedene Randbedingungen

$\gamma_{m,1}$	Quelle der Klebstoffkennwerte	Datenblätter	1,50
		Versuche	1,25
$\gamma_{m,2}$	Methode der Klebstoffapplikation	Manuell, ohne Kontrolle der Klebschichtdicke	1,50
		Manuell, mit Kontrolle der Klebschichtdicke	1,25
		bewährte Methode mit reproduzierbaren und kontrollierten Prozessparametern	1,00
$\gamma_{m,3}$	Art der Belastung	Langzeitbelastung	1,50
		Kurzzeitbelastung	1,00
$\gamma_{m,4}$	Umgebungsbedingungen	abweichend von den Klebstofftestbedingungen	2,00
		Klebstoffkennwert wurde unter Betriebsbedingungen ermittelt	1,00

Neben den vorgestellten Normen und Richtlinien liefert auch die Empfehlung des Bau-Überwachungsvereins [BÜV], welche sich mit tragenden Kunststoffteilen im Bauwesen beschäftigt und später näher betrachtet wird (Kapitel 7.4.1), Hinweise für die Bemessung von geklebten Verbindungen.

Wie gezeigt wurde, sind die momentan verfügbaren Normen und Richtlinien zum Teil veraltet bzw. für Stahlkonstruktionen nicht anwendbar, jedoch findet die Klebtechnologie im Normungstext des Eurocode 3 [DIN 1993] bzw. [DIN 1993/1-8], welcher die Bemessung von Stahlbauteilen regelt, keine Berücksichtigung. Die anvisierten Analysen sollen daher Anhaltspunkte für die normungsnahe Aufarbeitung von Stahlklebverbindungen liefern und kritisch hinterfragen.

5.2 Geklebte Fassadenanschlüsse

5.2.1 Konstruktion eines geklebten Fassadenanschlusses

Die Tragfähigkeit und Gebrauchstauglichkeit geklebter Trapezprofilanschlüsse im Fassadenbau wurde bereits in dem abgeschlossenen Forschungsvorhaben [aif 169] demonstriert. Mainz [Mein-10] entwickelte darauf aufbauend ein geeignetes ingenieurmäßiges Modell für die Vorhersage der Tragfähigkeit dieser Verbindungen, welches Grundlage für die zuverlässigkeitstheoretischen Untersuchungen ist und in Kapitel 5.2.2 ausführlich vorgestellt wird.

Fassaden dienen dem Schutz der Nutzer eines Gebäudes vor verschiedenen Umwelteinflüssen, wie z. B. Sonneneinstrahlung, Temperatur, Luftfeuchtigkeit, Regen und Wind. Es werden vielfältige Anforderungen an eine Fassade bezüglich Funktionalität, Energieeffizienz, Sicherheit und Schutz sowie Behaglichkeit (thermisch, akustisch und visuell) gestellt. Aus konstruktiver Sicht besteht die Hauptaufgabe in der Weiterleitung der auftretenden Windbeanspruchungen in die primäre Tragkonstruktion des Gebäudes. Wird die Fassade tragend ausgebildet, überträgt sie häufig außerdem das Fassadeneigengewicht sowie Eigenlasten aus Anbauteilen. Sie kann in diesem Fall ebenfalls zur Stabilisierung des Gesamttragwerks herangezogen werden. Häufig kommen nichttragende Fassaden in hängender Ausführung zur Anwendung. Bei diesem Fassadentyp wird das Eigengewicht über Verbindungspunkte in die lastabtragende Struktur eingeleitet [Stai-08]. Die eigenen Untersuchungen konzentrieren sich auf die letztgenannte Lösung für Trapezprofilfassaden.

Trapezprofilfassaden werden vornehmlich im Hallenbau eingesetzt, ihr Anschluss an die Unterkonstruktion erfolgt üblicherweise mittels selbstbohrender Schrauben. Dadurch wird jedoch der Querschnitt im Bereich der Verbindungen geschwächt, was zu einer verminderten Tragfähigkeit aufgrund von Spannungskonzentration und sogenannten Kerben führt, die insbesondere im Grenzzustand der Dauerhaftigkeit ein Ermüdungsproblem darstellen können. Dieser unbefriedigende Zustand kann durch Anwendung der Klebtechnologie umgangen werden, indem die Trapezprofiltafeln unter Zuhilfenahme von Anschlusselementen an die dünnwandigen Bleche geklebt werden, sodass die erwähnte Querschnittsschwächung umgangen wird. Diese Alternative stellt nicht nur einen Vorteil bezüglich der Tragfähigkeit dar, sondern bietet außerdem eine ästhetische Verbesserung der Fassadenansicht, weil durch den Ver-

zucht auf sichtbare Verbindungsmittel eine einheitliche Gebäudefront erzeugt wird. Fehler, Kratzer und Dellen, die bei der Montage mit Schrauben auftreten können, bleiben aus. Ein wesentlicher Vorteil ist außerdem der Erhalt des Selbstreinigungseffektes der gesamten Fassade durch die Abwesenheit störender Verbindungsmittelköpfe.

Für eine erfolgreiche Etablierung des innovativen Anschlusses ist es erforderlich, den Regeln des klebgerechten Konstruierens besondere Aufmerksamkeit zu schenken (s. Abbildung 5.3). Der Anschluss ist so gestaltet, dass alle Klebungen in der Werkstatt unter definierten Bedingungen ausgeführt werden können, was den Einsatz eines speziell geformten Anschlussprofils erfordert, das in dem Ingenieurmodell (s. Abschnitt 5.2.2) durch verschiedene Formen berücksichtigt wird. Abbildung 5.4 zeigt unterschiedliche Ausführungsvarianten des geklebten Trapezprofilanschlusses.

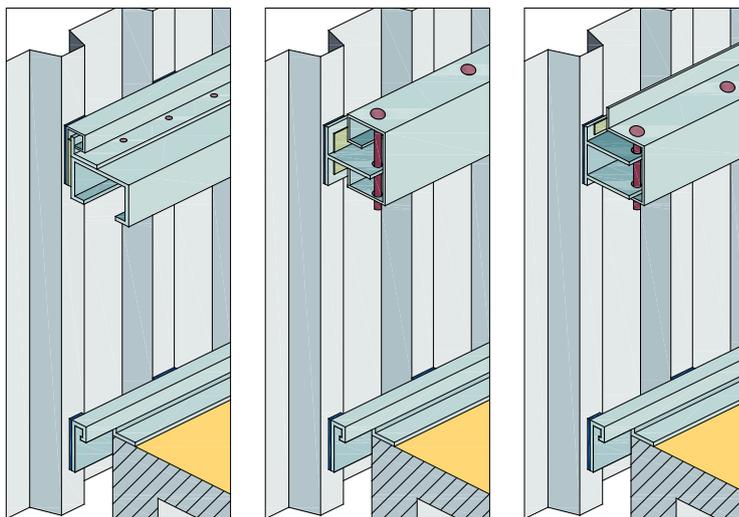


Abbildung 5.4: Konstruktion eines geklebten Trapezprofilanschlusses (verschiedene Ausführungen) nach [Mein-10]

Die vorgefertigten Trapezprofilanschlüsse können auf der Baustelle mittels einer einfachen Schraub-Steck-Montage an die Unterkonstruktion angebracht werden, womit nicht reproduzierbare Klebungen vor Ort verhindert werden. Um tragfähigkeitsmindernde Kriecheinflüsse zu umgehen, werden statische Dauerlasten aus Eigengewicht durch Auflager am Kopfpunkt der Fassade aufgenommen. Ein Langloch für den Anschluss des vorkonfektionierten Bauteils an die Pfosten-Riegel-Konstruktion ermöglicht ferner eine zwängungsfreie Lagerung der Trapezprofilfassade. Verformungen aufgrund von Windsog- und -druckbeanspruchungen sowie infolge von Temperatur-

dehnung führen somit nicht zu Spannungen in der Klebschicht, welche die Windsoglasten des Gebäudes von der Außenhaut an die Unterkonstruktion weiterleitet, was vornehmlich Normalspannungen in der Klebschicht erzeugt. Wie im Abschnitt 6.2 gezeigt wird, kann es bei einigen Anschlussformen auch zu einer Überlagerung von Normal- und Schälbeanspruchungen kommen.

5.2.2 Bemessung geklebter Fassadenanschlüsse

Zur Dimensionierung geklebter Fassadenanschlüsse entwickelt Meinz [Mein-10] ein analytisches Bemessungsprinzip, dessen Grundgedanken im Folgenden vorgestellt werden, weil der Formelapparat Grundlage für die probabilistischen Untersuchungen ist. Das Konzept beruht auf dem Ansatz der weakest-link-theory (engl.: schwächstes Kettenglied). Als maßgebende Versagensmechanismen identifiziert Meinz das Versagen einzelner Komponenten des Anschlusses. Diese sind

- das Anschlussprofil (Index: AP)
- die Klebschicht (Index: k)
- das Trapezprofil (Index: TP).

Der Widerstand des geklebten Anschlusses ergibt sich aus dem kleinsten Bemessungswert des Widerstandes der Einzelkomponenten.

$$F_{Rd} = \min \left\{ \frac{F_{Rk,k}}{\gamma_{M,k}}; \frac{F_{Rk,AP}}{\gamma_{M,s}}; \frac{F_{Rk,TP}}{\gamma_{M,s}} \right\} \quad (5.2)$$

Für die Widerstände der Klebschicht $F_{Rk,k}$ und des Anschlussprofils $F_{Rk,AP}$ entwickelt Meinz einen Berechnungsansatz auf Grundlage der Theorie elastisch gebetteter Balken bzw. Plattenstreifen. Er stellt außerdem fest, dass die Tragfähigkeit des Trapezprofils nicht maßgebend wird, weshalb auf die weitere Betrachtung der Komponente Trapezprofilblech verzichtet wird. Die Teilsicherheitsbeiwerte in Gleichung (5.2) beziehen sich auf unterschiedliche Materialien, weshalb sie mit verschiedenen Indizes gekennzeichnet sind. Während $\gamma_{M,s}$ den Stahlbauteilen zuzuordnen und im Eurocode 3 [DIN 1993] definiert ist, fehlen Aussagen über den Wert $\gamma_{M,k}$ für Klebschichten. Einige wenige Beispiele werden im Kapitel 5.1 genannt. Im Abschnitt 7.4 der vorliegenden Arbeit wird der Teilsicherheitsbeiwert $\gamma_{M,k}$ für geklebte Fassadenanschlüsse basierend auf den Forderungen des Eurocode abgeleitet. Ebenso konzentrieren sich die probabilistischen Untersuchungen auf die Tragfähigkeit der Klebschicht.

In [Mein-10] wird das Gesamtsystem der geklebten Verbindung (als Teilsystem einer Struktur) in Teilsysteme zerlegt, welche die unterschiedlichen Tragrichtungen des Anschlusses näher beschreiben (Abbildung 5.5). Für diese zweidimensionalen Ersatzsysteme ist die Theorie elastisch gebetteter Balken anwendbar. Eine Überlagerung der Tragrichtungen liefert zum Abschluss das räumliche System und einen entsprechend komplexen Spannungszustand in der Klebschicht.

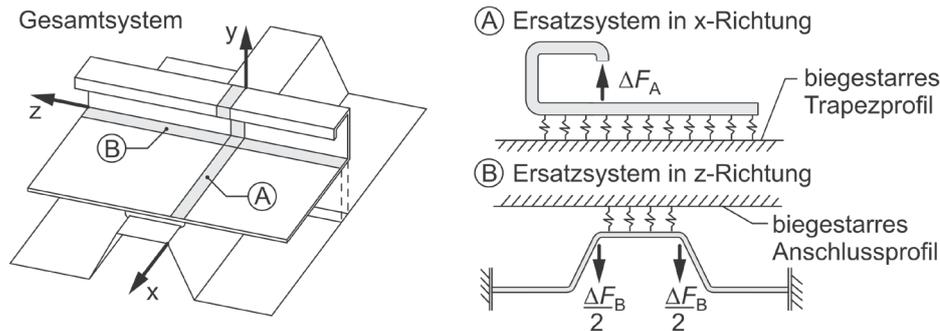


Abbildung 5.5: Zerlegung des Anschlusses in Ersatzsysteme nach [Mein-10]

Der Widerstand der Komponente Klebschicht ergibt sich nach Meinz zu

$$F_{Rk,k} = \sigma_k \cdot A_{eff,k} \cdot \quad (5.3)$$

Hierin ist σ_k die Zugfestigkeit der Klebschicht, welche aus Versuchen bzw. aus Datenblättern von Klebstoffherstellern gewonnen werden kann. Dabei ist die querdehnungsbehinderte Zugfestigkeit der Klebschicht anzusetzen, was bei der Bestimmung der Materialkennwerte unbedingt zu beachten ist. $A_{eff,k}$ kennzeichnet eine effektive Klebfläche, welche sich aus den geometrischen Bedingungen der Klebung und Abminderungsfaktoren α ergibt.

$$A_{eff,k} = A_{0,k} \cdot \alpha_{\sigma,L} \cdot \alpha_{\sigma,B} \quad (5.4)$$

$$\text{mit: } A_{0,k} = \eta^2 \cdot \frac{L_0}{n_{\sigma,L}} \cdot \frac{B_0}{n_{\sigma,B}} \quad (5.5)$$

Die Abminderungsbeiwerte $\alpha_{\sigma,L}$ und $\alpha_{\sigma,B}$, welche sich auf die Tragwirkungen in x -Richtung und z -Richtung beziehen, reduzieren die maximale effektive Klebfläche $A_{0,k}$. Sie integrieren den Verlauf der Klebschichtspannung und sind von der konstruktiven Gestaltung des Anschlusses abhängig, welche mittels verschiedener Anschlussprofile erfasst wird, die in Abbildung 5.6 dargestellt sind. Da die Analyse der Spannungsform die Lösung komplexer mathematischer Probleme erfordert, werden die Abminderungsfaktoren von Meinz grafisch aufgearbeitet und stehen dem Trag-

werksplaner in Form einfacher Diagramme in [Mein-10] zur Verfügung. Weiter ergeben sich die Beiwerte $n_{\sigma,L}$ und $n_{\sigma,B}$ in Gleichung (5.5) aus geometrischen Annahmen, die für die Tragrichtungen getroffen werden. η ist eine Konstante und nimmt den Wert 3,10 an. Die systemspezifischen Größen L_0 und B_0 zeigen die Parallelität zum Abklingfaktor nach der Theorie elastisch gebetteter Balken auf, ihre allgemeine Bestimmungsgleichung lautet

$$s_0 = \sqrt[4]{\frac{4 \cdot EI_{Pl}}{k}}. \quad (5.6)$$

Aufgrund der Dünnwandigkeit von Anschlussprofil und Trapezprofilblech wird an dieser Stelle die Plattensteifigkeit EI_{Pl} anstelle der Steifigkeit eines Balkens angesetzt.

$$EI_{Pl} = \frac{E \cdot d^3}{12 \cdot (1 - \nu^2)} \quad (5.7)$$

Die elastische Bettung der idealisierten Plattenstreifen wird mit Hilfe des Bettungsmoduls k der Klebschicht erfasst, welcher durch das Verhältnis von querdehnungsbehindertem Elastizitätsmodul E_k der Klebschicht und der Klebfugenstärke d_k ausgedrückt wird.

$$k = \frac{E_k}{d_k} \quad (5.8)$$

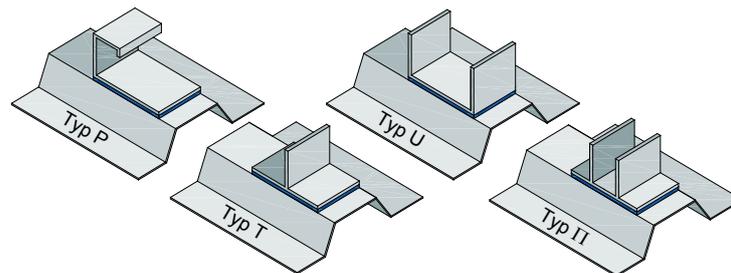


Abbildung 5.6: Ausführungsvarianten des Anschlussprofils

Damit sind die Grundlagen für die Bestimmung der Tragfähigkeit der Komponente Klebschicht im Modell für geklebte Trapezprofilanschlüsse erarbeitet, was eine Identifizierung der maßgebenden Basisvariablen erlaubt. Neben den Materialeigenschaften der Stahlbauteile Anschlussprofil und Trapezprofil werden auch die Klebschicht-

eigenschaften als stochastische Größen in der Grenzzustandsfunktion behandelt, welche in Kapitel 7.2.4 betrachtet wird.

Die Ansätze und Bestimmungsgleichungen für die Komponenten Anschlussprofil und Trapezprofil können [Mein-10] entnommen werden. Sie sind nicht Bestandteil der Untersuchungen und werden daher nicht näher erläutert.

5.3 Geklebte Verstärkung von Fassadenprofilen

5.3.1 Konstruktion einer geklebten Fassadenverstärkung

Das moderne Stadtbild wird zunehmend durch repräsentative Gebäude mit Glasfassaden und schlanken Bauteilen geprägt. Architekten und Bauherren fordern hohe Seitenblicktransparenz, gegliederte und weit geöffnete Fassaden, die häufig als Pfosten-Riegel-Fassade (Abbildung 5.7) realisiert werden. Bei dieser Konstruktion werden die Windlasten von der Außenhaut in die Riegelprofile eingetragen, welche die Beanspruchung punktuell in die Pfosten einleiten. Die Hohlprofile, die hier als Pfostenquerschnitte betrachtet werden sollen, werden demnach auf Biegung beansprucht und leiten die Lasten schließlich in die Fundamente ein.

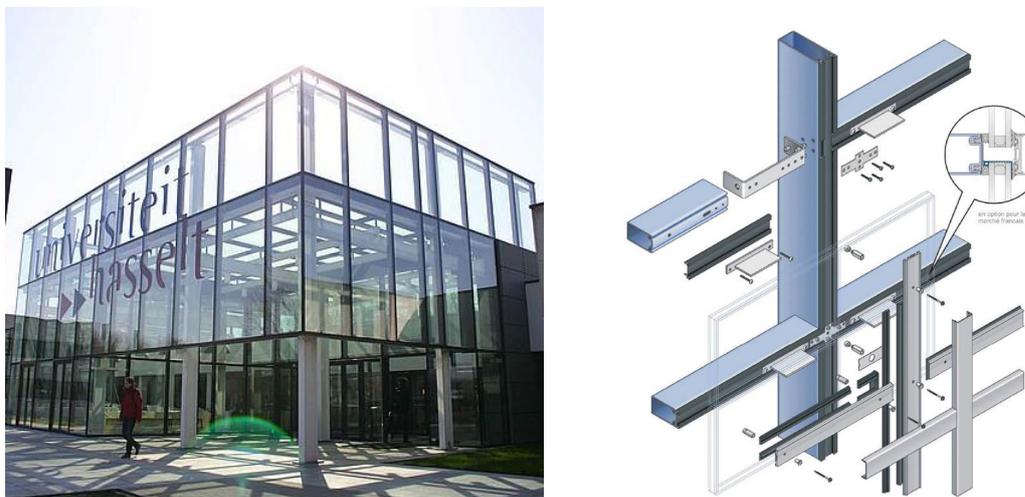


Abbildung 5.7: Links: Beispiel einer Pfosten-Riegel-Fassade [RP-01]; rechts: Aufbau einer Pfosten-Riegel-Konstruktion [RP-11]

Um die geforderte Seitenblicktransparenz realisieren zu können, sind schlanke Pfostenprofile notwendig, die in einem großen Abstand zueinander angeordnet werden, was eine Reduzierung der Außenabmessungen bei gleichzeitiger Steigerung der Tragfähigkeit und Steifigkeit dieser Bauelemente erfordert. Dickere Profilwände wä-

ren eine mögliche Lösung für das Problem, dementsgegen werden Fassadenhohlprofile typischerweise durch Kaltumformung hergestellt, welche für maximale Wanddicken beschränkt ist. Eine innovative und simple Alternative stellt die Klebtechnologie dar. Mit Hilfe einer inneren Verstärkung kann die Steifigkeit der Pfosten signifikant gesteigert werden, ohne dass eine Änderung der Außenabmaße notwendig ist. Diese Konstruktion wurde in [aif 169] untersucht und in [Mein-10] ein entsprechendes Bemessungsmodell entwickelt. Der neuartige Verbundquerschnitt aus Hohlprofil, Flachstahl und Klebschicht weist eine höhere Tragfähigkeit als klassische Fassadenhohlprofile auf, ohne die gewohnten Bauweisen auf der Baustelle zu verändern. Die Klebung wird mit Hilfe einer pneumatischen Methode (s. Kapitel 6.3) in der Werkstatt hergestellt, sodass das vorkonfektionierte Bauteil auf der Baustelle mittels stiftförmiger Verbindungsmittel mit den Riegelquerschnitten verbunden werden kann. Die so entstandene Fassade erlaubt einen großen Pfostenabstand bei schlanken Profilen und erfüllt somit die Anforderungen der angestrebten Seitenblicktransparenz.

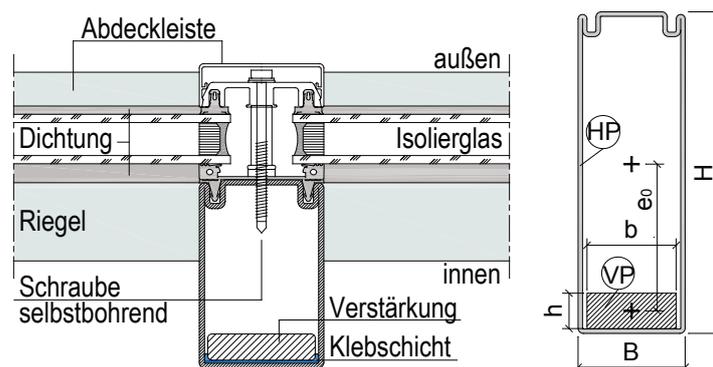


Abbildung 5.8: Links: Konstruktion einer geklebten Hohlprofilverstärkung nach [Mein-10]; rechts: Verbundquerschnitt

Das Prinzip des Pfostenhohlprofils mit innenliegender Verstärkung ist ähnlich dem Tragverhalten von Brettschichtholz, d.h. es wird ein Verbundquerschnitt erzeugt, mit dem Ziel, Tragfähigkeit und Steifigkeit zu steigern. Anders als beim Holzbau weisen die Füge-teile große Steifigkeiten auf, sodass ein Nachweis der Klebschicht maßgebend wird, was in dem Bemessungsmodell entsprechend zu berücksichtigen ist.

5.3.2 Bemessung geklebter Fassadenverstärkungen

An erster Stelle der Dimensionierung geklebter Fassadenverstärkungen steht der Nachweis des quasi-starren Verbundes, für den eine dimensionslose Schubeinfluss-

zahl λ von Mainz [Mein-10] vorgeschlagen wird, der sie aus der Differentialgleichung der Balkendurchbiegung und Fugenverschiebung bei nachgiebigem Verbund herleitet.

$$\lambda = L \cdot \sqrt{k} \cdot \sqrt{\frac{e_0^2}{E_{HP} \cdot I_{HP} + E_{VP} \cdot I_{VP}} + \frac{1}{E_{HP} \cdot A_{HP}} + \frac{1}{E_{VP} \cdot A_{VP}}} \geq \lambda_{grenz} \quad (5.9)$$

Das Konzept ist so aufgebaut, dass der rechnerische Verbundquerschnitt durch die Teilquerschnitte Verstärkungsprofil (Index: *VP*) und Hohlprofil (Index: *HP*) gebildet wird. In Gleichung (5.9) sind e_0 der Schwereachsenabstand der Teilquerschnitte VP und HP (Abbildung 5.8) und k die Klebschubfestigkeit.

$$k = \frac{G_k \cdot b_k}{d_k} \quad (5.10)$$

Zur Nachweisführung des quasi-starren Verbundes werden Mindestschubeinflusszahlen λ_{grenz} in Abhängigkeit der Nachweisart (Grenzzustand der Gebrauchstauglichkeit, Grenzzustand der Tragfähigkeit) mit der Schubeinflusszahl nach Gleichung (5.9) verglichen. Konnten die geforderten Verbundbedingungen eingehalten werden, erfolgt der Tragfähigkeitsnachweis, der eine Gegenüberstellung der Klebfestigkeit bzw. Zugfestigkeit mit den zu berechnenden Spannungen in der Klebschicht zum Ziel hat. Dabei unterscheidet Mainz die Art der Beanspruchung sowie die Art der Lasten bei Normalspannungen.

$$\sigma_{k,p,d} = \frac{f_{starr} \cdot p_d}{b_{eff,\sigma}} \quad \text{Normalspannung bei Streckenlasten} \quad (5.11)$$

$$\sigma_{k,F,d} = \frac{f_{starr} \cdot F_d}{b_{eff,\sigma} \cdot L_{eff}} \quad \text{Normalspannung bei Einzellasten} \quad (5.12)$$

$$\tau_{k,d} = \frac{Q_{max} \cdot \alpha^2}{b_{eff,\tau} \cdot e_0} \quad \text{Schubspannung} \quad (5.13)$$

Der Anteilfaktor f_{starr} gibt an, welcher Anteil an der äußeren Belastung sich als Klebschichtnormalspannung zeigt, und ist vom Verbundverhältnis abhängig.

$$f_{starr} = |(\beta_2 - \alpha_2) \cdot \alpha^2 + \alpha_2| \quad (5.14)$$

$$\text{mit: } \beta_2 = -\frac{h}{2 \cdot e_0} \quad (5.15)$$

$$\alpha_2 = \frac{E_{VP} \cdot I_{VP}}{E_{HP} \cdot I_{HP} + E_{VP} \cdot I_{VP}} \quad (5.16)$$

$$\alpha^2 = \left(1 + \frac{E_{HP} \cdot I_{HP} + E_{VP} \cdot I_{VP}}{e_0^2 \frac{E_{HP} \cdot A_{HP} \cdot E_{VP} \cdot A_{VP}}{E_{HP} \cdot A_{HP} + E_{VP} \cdot A_{VP}}} \right)^{-1} \quad (5.17)$$

Der Beiwert β_2 ergibt sich aus dem Querkraftverlauf und α_2 ist eine Konstante für die Ermittlung der anteiligen Querkräfte sowie der bezogenen Verbundnormalkraft. Die resultierenden Steifigkeitsverhältnisse des Verbundquerschnittes werden durch α^2 erfasst.

Der komplexe Spannungsverlauf in der Klebschicht wird durch Meinz [Mein-10] auf Basis der Theorie elastisch gebetteter Plattenstreifen in das Konzept einbezogen mit einer dem Verfahren für geklebte Fassadenanschlüsse (s. Kapitel 5.2.2) identischen Vorgehensweise. Durch die effektive Breite b_{eff} wird eine vereinfachte Berechnung der Spannungsspitzen ohne exakte Kenntnis des Spannungsverlaufes ermöglicht. Diese Methode wendet Meinz für Normal- und Schubspannungseinflüsse an und führt einen Vergrößerungsfaktor $\beta_{\sigma/\tau}$ ein, der das Verhältnis zwischen mittlerer Spannung und Wert der Spannung an einem beliebigen Punkt der Klebschicht ausdrückt und in grafisch aufbereiteter Form [Mein-10] entnommen werden kann.

$$b_{eff,\sigma/\tau} = \frac{b_k}{\beta_{\sigma/\tau}} \quad (5.18)$$

Zur Beachtung der konzentrierten Lasteinleitung und der damit verbundenen, hohen Beanspruchung der Klebschicht werden effektive Längen für solche Diskontinuitätsbereiche entwickelt. Die Anschlussdetails werden auf Grundlage der Ausbildung üblicher Fassadenanschlüsse gewählt und sind in Abbildung 5.9 illustriert.

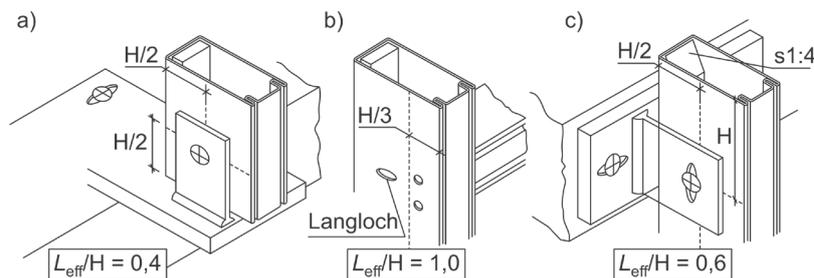


Abbildung 5.9: Diskontinuitätsbereiche inkl. Angabe der L_{eff} [Mein-10]

6 Experimentelle Untersuchungen an geklebten Stahlverbindungen

6.1 Kleinteilproben

Für die Nachweisführung und die Kalibrierung der Bemessungskonzepte ist die Bestimmung charakteristischer Materialkennwerte unerlässlich. Diese nachweisrelevanten Werte sollen in Kleinteilversuchen experimentell erhoben werden. Um eine gute Übertragbarkeit der Ergebnisse in die Ingenieurmodelle und eine realistische Abbildung der wahren Verhältnisse zu gewährleisten, werden die Versuche an Füge­teilen mit definierter Oberfläche durchgeführt. Solche in-situ-Proben erfassen dabei die Einflüsse aus der Querdehnungsbehinderung durch die starren Füge­teile. Dem Anwender stehen zahlreiche Versuche und Probekörperformen für die Charakterisierung der Klebschicht zur Verfügung. Im Sinne des Konzeptes nach Meinz [Mein-10] (s. Kapitel 5.2.2 und 5.3.2) werden Aussagen über das Tragverhalten der Klebfuge bei nahezu reiner Normal- und Scherbeanspruchung gesucht, die dem Anwendungsfall nahekommen, aus diesem Grund fällt die Wahl auf die Kopfzugprobe (Kapitel 6.1.1) für Untersuchungen bezüglich normal belasteter Klebschichten. Das Schubverhalten wird anhand dicker Zugscherproben (Kapitel 6.1.2) untersucht.

Die Versuche werden in Anlehnung an die Anwendungsfälle quasi-statisch durchgeführt, wobei zwei unterschiedliche Klebstoffe Betrachtungsgegenstand sind. Grundsätzlich ist es wünschenswert, im Stahlbau Klebstoffe zu verwenden, die bei Raumtemperatur aushärten. Außerdem sind aufgrund der hohen Dichte der Stahl­füge­teile 2-Komponenten-Klebstoffe, sogenannte 2K-Klebstoffe, für die Herstellung des Verbundes notwendig. Zwei Systeme, die sich in ihren Eigenschaften wesentlich unterscheiden, werden dafür ausgewählt. Zum einen wird ein struktureller 2K-Klebstoff auf Epoxidharzbasis mit der Bezeichnung Scotch Weld™ DP 490 (im Folgenden DP 490) untersucht. Das System zeichnet sich durch seine schnelle und einfache Verarbeitung aus und ist laut Herstellerangaben sehr gut für Metallklebungen geeignet. Zum anderen kommt ein weiches, elastisches MS-System zur Anwendung, Körapop 225-2K (im Folgenden KP 225), welches mit Luftfeuchtigkeit in wenigen Stunden

aushärtet. Als Fügeitwerkstoff wird für alle Versuche ein Stahl der Sorte S355 eingesetzt.

6.1.1 Kopfzugproben

Die Kopfzugversuche werden in Anlehnung an [DIN 15870] an runden Stahlfügeteilen mit einem Durchmesser von 25 mm bzw. quadratischen Fügeitellen mit einer Kantenlänge von 20 mm durchgeführt. Die Probekörper werden an ihren Stirnflächen stumpf miteinander verklebt. Zur Vermeidung von Winkelfehlern wird eine spezielle Vorrichtung (Abbildung 6.1) genutzt, die ein Fügen im rechten Winkel zur Längsachse der Probekörper gewährleistet. Nach dem Klebprozess erfolgt eine Auslagerung der Versuchskörper bei Raumtemperatur für 7 Tage.

Die Belastung der Probe erfolgt in Längsrichtung, sodass eine Normalspannungsbeanspruchung der Klebfuge stattfindet. Während der Versuchsdurchführung werden die Zugkraft und Verformungen mittels Wegaufnehmer bzw. Traversenweg registriert.

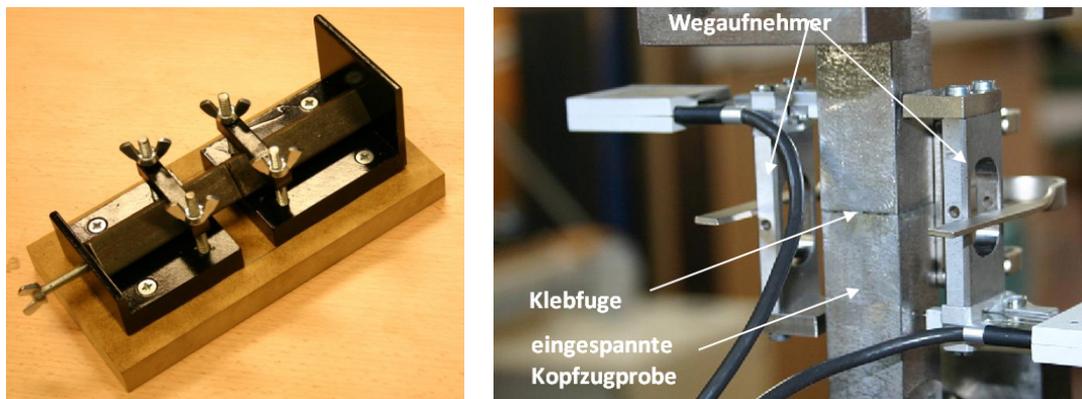


Abbildung 6.1: Links: Klebevorrichtung zur Sicherstellung geometrischer Genauigkeit beim Fügen; rechts: Versuchsaufbau - Kopfzugversuch mit zwei Wegaufnehmern

Das steife System auf Epoxidbasis, welches im späteren Verlauf für die geklebte Fassadenverstärkung zum Einsatz kommt, wird mit einer Klebschichtdicke von 0,2 mm ausgeführt. Die Versuchsgeschwindigkeit beträgt 0,5 mm/min und erfolgt weggeregelt. Die Verformungsmessung wird durch zwei lokale Wegaufnehmer (Abbildung 6.1 rechts) realisiert, die parallel zueinander angeordnet sind. Somit können Imperfektionen der eingespannten Probe sondiert und ein exaktes Bild des Verformungsverhaltens gewonnen werden.

Aufgrund der größeren Verformungen ist eine Aufnahme dieser anhand lokaler Messeinrichtungen für das elastische MS-System nicht möglich, stattdessen wird hier auf den Traversenweg der Versuchsmaschine zurückgegriffen. Der Klebstoff KP 225 wird für den geklebten Fassadenanschluss verwendet, weshalb für die Kopfbzugversuche eine Klebschichtdicke von 2 mm und eine Versuchsgeschwindigkeit von 3,0 mm/min (wegeregelt) gewählt wird.

Je Klebstoffsystem werden 15 Kopfbzugversuche bei Normalklima (Lufttemperatur $20\text{ °C} \pm 2\text{ °C}$, relative Luftfeuchtigkeit $65\% \pm 4\%$) durchgeführt und ausgewertet. Die Ergebnisse dieser Untersuchungen können dem Anhang E entnommen werden und sind in Tabelle 6.1 zusammengefasst. Weithin zeigen die Spannungs-Dehnungs-Verläufe (Abbildung E.1 und Abbildung E.2) das elastische Verhalten des KP 225 und die hohe Tragfähigkeit des Epoxy DP 490.

Tabelle 6.1: Zusammenfassung der Kopfbzugversuche

<i>m</i> - Mittelwert		KP 225		DP 490	
<i>s</i> - Standardabweichung		<i>m</i> [N/mm ²]	<i>s</i> [N/mm ²]	<i>m</i> [N/mm ²]	<i>s</i> [N/mm ²]
Normalklima					
KP 225, $d_k = 2,0\text{ mm}$		1,36	0,03	42,81	2,24
DP 490, $d_k = 0,2\text{ mm}$					
KP 225, $d_k = 2,0\text{ mm}$ DP 490, $d_k = 0,2\text{ mm}$	$T = -20\text{ °C}$	2,57	0,21	55,93	3,43
	$T = +50\text{ °C}$	1,34	0,03	25,35	1,65
	$T = +80\text{ °C}$	1,26	0,04	19,71	0,99
Normalklima	KP 225, $d_k = 3,0\text{ mm}$	1,37	0,04	38,97	0,73
	DP 490, $d_k = 0,5\text{ mm}$				
	KP 225, $d_k = 5,0\text{ mm}$	1,27	0,05	33,44	0,60
	DP 490, $d_k = 2,0\text{ mm}$				

Zur Erfassung herstellungs- und umgebungsbedingter Einflüsse sind außerdem Untersuchungen bei Variation der Lufttemperatur (ohne Luftfeuchtigkeitsregelung) und der Klebschichtdicke ausschlaggebend. Im Rahmen des Eurocode-basierten Bemess-

sungskonzeptes werden diese Effekte mit Hilfe von Umrechnungsfaktoren in das Modell integriert (s. Abschnitt 7.4.1). Da die zu betrachtenden Bauteile als Bestandteile einer Fassade eingesetzt werden, orientiert sich der Temperaturgebrauchsbereich an den entsprechenden Empfehlungen. Im Normtext [DIN 18516, Abschnitt 5.2.2] für hinterlüftete Fassaden ist folgende Temperatureinsatzspanne definiert:

„Bei Außenwandbekleidungen sind im Regelfall Schwerpunktstemperaturdifferenzen zwischen der Temperatur bei der Montage (im Allgemeinen +10 °C) und Grenztemperaturen von -20 °C und +80 °C zu berücksichtigen“.

Die Temperatur bei der Montage wird hier vernachlässigt, da der geklebte Fassadenanschluss sowie die geklebte Fassadenverstärkung mit dem Ziel konstruiert werden, ein Fügen auf der Baustelle zu vermeiden (s. Kapitel 5.2.1 und 5.3.1). Der Temperatureinsatzbereich von -20 °C und +80 °C wird durch Wiederholung der Kopfzugproben für ausgewählte Temperaturen abgedeckt. Diese sind einerseits die Extremtemperaturen -20 °C und +80 °C und andererseits +50 °C sowie die Ergebnisse bei Normalklima, welche für die Beschreibung des temperaturabhängigen Tragverhaltens der Klebschicht mitbedacht werden. Die detaillierten Ergebnisse sind im Anhang E dargestellt und ebenfalls Inhalt der Tabelle 6.1. Der Festigkeitsabfall in Abhängigkeit der Temperatur ist deutlich zu erkennen, mit steigender Temperatur nimmt die Tragfähigkeit der Klebfuge mitunter stark ab. Die enorme Festigkeitsabnahme und die entsprechende Zunahme der Verformungen finden am Übergang des Klebstoffverhaltens zum entropie-elastischen Bereich durch das Überschreiten der Glasübergangstemperatur statt. Jedes Klebschichtpolymer wird mittels der spezifischen Glasübergangstemperatur charakterisiert, welche den Wechsel amorpher Polymere von einem viskosen oder gummielastischen, flexiblen Zustand zu einem glasartigen oder hartelastischen und spröden Zustand beschreibt [Habe-09]. Hinsichtlich der umgebungsbedingten Effekte ist zu erkennen, dass beide Klebstoffsysteme höhere Festigkeiten bei -20 °C als bei Normalklima aufweisen, jedoch nehmen gleichzeitig die Streuungen der Ergebnisse zu, was durch statistische Methoden zu berücksichtigen ist. Wie bei der Bestimmung der Umrechnungsfaktoren (Abschnitt 7.4.1) noch gezeigt wird, hat die größere Standardabweichung nicht zu vernachlässigenden Einfluss auf die anzusetzende Bemessungsfestigkeit bei dieser niedrigen Einsatztemperatur.

Analog zum Vorgehen der Versuche unter Temperatureinfluss werden Untersuchungen zur Betrachtung der Effekte aus Klebfugendickenvariation angestellt, was eine Wiederholung der Kopfzugversuche für verschiedene Klebschichtdicken bedeutet. Genauer werden für den elastischen Klebstoff KP 225 die Klebschichtdicken 3,0 mm und 5,0 mm sowie für DP 490 die Stärken 0,5 mm und 2,0 mm analysiert. Zu erwarten ist eine Abnahme der Tragfähigkeit der Klebverbindung bei Zunahme der Klebschichtdicke, was durch die Ergebnisse in Tabelle 6.1 (s. Anhang E) bestätigt wird. Ursache ist ein geändertes Querdehnungsverhältnis bei erhöhter Klebfugenstärke, sodass die kumulierten Dehnungen zunehmen, was zu gesteigerten Spannungsspitzen im Kontaktbereich mit den starren Fügeteilen führt. Das erklärt, warum das elastische System (KP 225) sensibler auf diesen Einfluss reagiert. Durch chemische Schrumpfungen beim Aushärtevorgang kann sich bei Verwendung steifer Fügeteile außerdem ein Eigenspannungszustand einstellen, der bei größerer Klebschichtdicke höhere Werte annimmt [Habe-09].

6.1.2 Dicke Zugscherproben

Die Erhebung des Scherverhaltens beider Klebstoffsysteme erfolgt am sogenannten Zugscherversuch (Abbildung 6.2) nach [DIN 14869] mit dicken Fügeteilen. Die sich einstellende Klebfläche beträgt 5 mm x 25 mm. Im Bereich der Überlappung sind die Stahlfügeteile jeweils 6 mm stark, weshalb von einer dicken Zugscherprobe gesprochen wird. Dieses Verfahren erlaubt, im Gegensatz zur einschnittig überlappten Probe aus Abbildung 3.2, eine zentrische Lasteinleitung, sodass eine Biegemomentenbeanspruchung der Klebschicht vermieden wird und eine nahezu reine Schubbelastung in der Klebfuge entsteht. Eine spezielle Vorrichtung, ähnlich dem Prinzip der Kopfzugproben, gewährleistet ein reproduzierbares Fügen ohne Winkelverzug und Kantenversatz. Nach dem Fügen der Versuchskörper werden diese ebenfalls bei Raumtemperatur für 7 Tage ausgelagert.

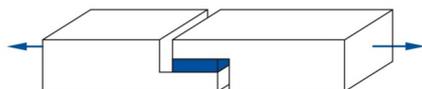


Abbildung 6.2: Zugscherprobe

Die Probekörper werden in Längsrichtung in die Prüfmaschine eingespannt und auf Zug belastet, somit entsteht in der Klebfuge eine Schubbeanspruchung. Verformun-

gen werden unter Verwendung lokaler Wegaufnehmer bzw. dem Traversenweg aufgenommen. Klebschichtdicke und Versuchsgeschwindigkeiten sind mit den Randbedingungen der Kopfzugproben identisch (s. Kapitel 6.1.1).

Um eine repräsentative Stichprobenmenge zu erzeugen, sind je Klebstoffsystem mindestens 15 Zugscherversuche bei Normalklima durchzuführen. Die Ergebnisse sind im Anhang E detailliert dargestellt und in Tabelle 6.2 zusammengefasst.

Tabelle 6.2: Zusammenfassung der Zugscherversuche

<i>m</i> - Mittelwert		KP 225		DP 490	
		<i>s</i> - Standardabweichung	<i>m</i> [N/mm ²]	<i>s</i> [N/mm ²]	<i>m</i> [N/mm ²]
Normalklima					
KP 225, $d_k = 2,0$ mm		1,46	0,07	31,17	0,97
DP 490, $d_k = 0,2$ mm					
KP 225, $d_k=2,0$ mm DP 490, $d_k=0,2$ mm	$T = -20$ °C	1,51	0,08	43,68	0,81
	$T = +50$ °C	0,77	0,08	23,94	0,79
	$T = +80$ °C	0,65	0,06	13,69	0,76
Normalklima	KP 225, $d_k=3,0$ mm	0,81	0,05	27,01	1,03
	DP 490, $d_k=0,5$ mm				
	KP 225, $d_k=5,0$ mm	0,70	0,05	17,69	1,13
	DP 490, $d_k=2,0$ mm				

Auch bei den Zugscherversuchen zeigen sich das elastische Verhalten des KP 225 und die hohe Klebfestigkeit des Epoxy DP 490 sehr deutlich (s. Abbildungen E.1 und E.2).

Entsprechend den definierten Temperatur- und Klebschichtdickenbereichen im Kapitel 6.1.1 werden die Zugscherproben bei -20 °C, $+50$ °C und $+80$ °C sowie mit Klebschichtdicken von $3,0$ mm und $5,0$ mm für KP 225 bzw. $0,5$ mm und $2,0$ mm für DP 490 wiederholt.

Mittels der Versuchsergebnisse kann die Festigkeitsabnahme bei steigender Klebschichtdicke prinzipiell gut erfasst werden. Die Abhängigkeit der Klebfestigkeit von

der Klebfugenstärke ist nicht linear, sondern verhält sich komplexer, wie es an dem Beispiel in Abbildung 6.3 gezeigt wird. Im Fall der eigenen Untersuchungen ist eine scheinbar niedrigere Sensibilität des elastischen MS-Systems in Abhängigkeit des herstellungsbedingten Einflusses festzustellen. Da jedoch für die Klebstoffe unterschiedliche Klebschichtdickenbereiche ausgewertet wurden, kann keine verallgemeinerte Aussage getroffen werden.

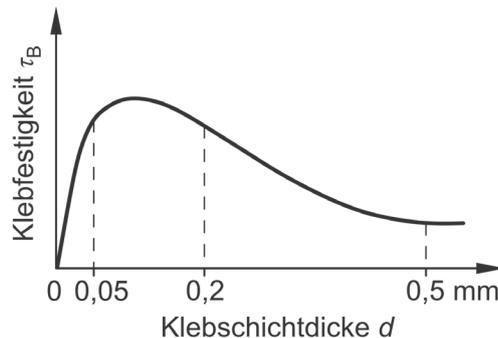


Abbildung 6.3: Abhängigkeit der Klebfestigkeit von der Klebschichtdicke [Habe-09]

6.2 Experimentelle Untersuchungen an geklebten Fassadenanschlüssen

Ausgangsbasis für die zuverlässigkeitstheoretischen Betrachtungen sind die Ergebnisse der Kleinteiluntersuchungen und der Materialversuche der Stahlbauteile (s. Anhang E), welche um die Aussagen über die Tragfähigkeit der Anwendungsfälle zu ergänzen sind. Das macht experimentelle Versuche an geklebten Fassadenanschlüssen bzw. Fassadenverstärkungen unentbehrlich.

Da das Ingenieurmodell des geklebten Anschlusses nach Mainz [Mein-10] vornehmlich für elastische Klebstoffsysteme gilt, kommt hierfür der MS-Klebstoff KP 225 zur Anwendung. Es wird eine Klebschichtdicke von 2,0 mm gewählt, die unter Nutzung von Abstandshaltern einzustellen ist. Der Anschluss wird unter Verwendung eines L-Profils aus 2,0 mm starken, mit Stahldrahtkorn gestrahlten Bleches realisiert, wobei die Winkeloberfläche den Anforderungen der Klasse Sa 2½ nach [DIN 8501] entspricht. Ein Trapezprofil PS 35/207 mit einer Stärke von 1,0 mm fungiert als Gebäudehülle und überträgt im Anwendungsfall die Windlasten in die Anschlusspunkte. Unmittelbar vor dem Fügeprozess wird die bandverzinkte Trapezprofiloberfläche des schmalen Profilsteiges mit Aceton und fusselfreien Tüchern gereinigt. Um Fehlstellen der Verklebung in den Randbereichen zu vermeiden, wird das Anschlussprofil

zu jeder Seite 10 mm breiter als der Trapezprofilsteg gewählt. Das, auf diese Weise hergestellte Musterbauteil wird nach dem Klebprozess für 7 Tage bei Normalklimakonditionen (Lufttemperatur $20\text{ °C} \pm 2\text{ °C}$, relative Luftfeuchtigkeit $65\% \pm 4\%$) ausgelagert. In dem Modell zur Tragfähigkeitsprognose wird jeder Anschlusspunkt separat behandelt, sodass ein 500 mm langer Stegausschnitt mit mittig angebrachtem Anschluss des Winkelprofils für die experimentellen Untersuchungen betrachtet wird. Der Probekörper ist in Abbildung 6.4 dargestellt.

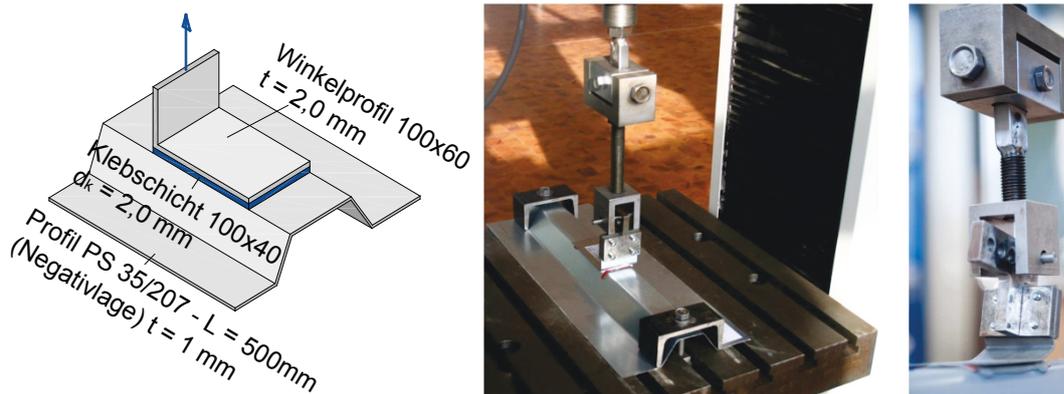


Abbildung 6.4: Links: Abmaße der Probekörper; Mitte: Versuchsaufbau; rechts: Detail Anschlusswinkel mit spezieller Vorrichtung

Das Anschlussdetail wird in einer hydraulischen Prüfmaschine durch eine Zugbelastung senkrecht zur Klebfläche getestet, wobei die lastabgewandten Gurte in Querrichtung gegen den Maschinentisch verspannt werden, die Längsränder bleiben hingegen ungestützt. Verdrehungen und Zwängungen werden aufgrund eines 200 mm langen Pendelstabes umgangen, der über eine spezielle Schraub-Steck-Vorrichtung an das Winkelprofil angeschlossen ist. Verformungen können sich somit frei ausbilden, während horizontal gerichtete Belastungen in der Klebschicht vernachlässigbar kleinbleiben. Dieser Versuchsaufbau in Abbildung 6.4 spiegelt die reale Anschlusssituation sehr gut wider, da die Konstruktion im Anwendungsfall keine Dauerlasten aus Eigengewicht oder Belastungen aufgrund von Temperaturdehnung und weiteren Verformungen erfährt. Der Anschluss hat somit lediglich die Aufgabe, die auftretenden Windbelastungen in die Pfosten-Riegel-Konstruktion einzutragen. Von besonderem Interesse sind die Windsogbeanspruchungen, die zu kritischen Normalspannungen in der Klebschicht führen. Bei der gewählten Anschlussform des L-Winkels kommt es jedoch aufgrund des exzentrischen Lasteintrages in die Klebschicht zu ei-

ner Überlagerung dieser Zug-Normalspannungen mit einer Schälbelastung, was bei der Ergebnisinterpretation zu beachten ist.

Die Versuchsdurchführung erfolgt weggeregelt mit einer Anfangsgeschwindigkeit von 0,5 mm/min, bis eine Grenzlast von 50 N erreicht wird. Im Anschluss wird die Versuchsgeschwindigkeit auf 2,0 mm/min erhöht, was für das angewandte Klebstoffsystem als quasi-statischer Zustand behandelt werden kann. Auch wenn allgemein die Windbelastung zyklisch verläuft, wird das Bauteil im Sinne des Eurocode als nicht-schwingungsanfälliges Tragwerk quasi-statisch untersucht. Für die Erstellung von Kraft-Weg-Diagrammen (s. Anhang F.1 und Abbildung 6.5) werden sowohl die gemessenen Kräfte als auch Wege direkt von der Prüfmaschine aufgezeichnet. Somit werden nicht nur die Klebschichtverformungen, sondern die Wege des gesamten modellierten Anschlusses erfasst. Diese Tatsache ist bei der Deutung der Kraft-Weg-Diagramme zu berücksichtigen.

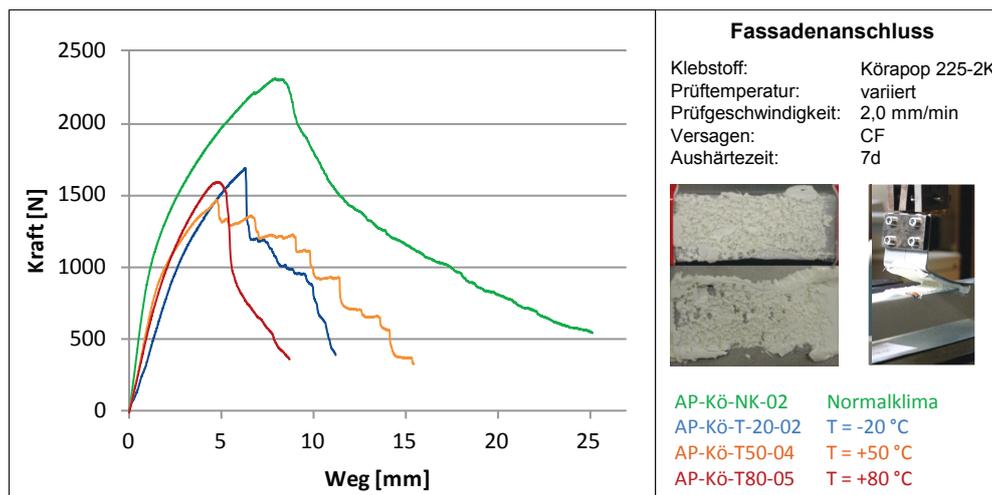


Abbildung 6.5: Repräsentative Ergebnisse der Untersuchungen am geklebten Fassadenanschluss

Alle Proben versagten mit dem gewünschten Kohäsionsbruch (Bezeichnung CF nach [DIN 10365]) der Klebschicht, dabei lässt das Klebstoffsystem große Verformungen zu, bevor es zu einer Überwindung der inneren Kräfte kommt. Für das Prinzip der Vorankündigung des Versagens ist dies positiv zu werten, dennoch sind im Grenzzustand der Gebrauchstauglichkeit an dieser Stelle selbstverständlich adäquate Einschränkungen und Grenzwerte vorzugeben. Die gemessenen Kraft-Weg-Verläufe bestätigen das nichtlineare Tragverhalten des Klebstoffsystems KP 225, welches bereits durch die Kleinteilproben aufgezeigt wurde.

Die Versuche werden analog zu den Kleinteilproben außerdem bei verschiedenen Temperaturen (-20 °C – blaue Kurve, +50 °C – orangene Kurve, +80 °C – rote Kurve) untersucht, wofür eine Auslagerung der Musterbauteile für 24 Stunden in eine entsprechend klimatisierte Klimakammer (ohne Feuchtigkeitsregelung) und im Anschluss eine sofortige Prüfung erfolgen. Die Gegenüberstellung repräsentativer Ergebnisse bei den heterogenen Versuchsrandbedingungen ist der Abbildung 6.5 zu entnehmen.

Es ist die erwartete Abnahme der Tragfähigkeit und Steifigkeit der Musterbauteile bei steigender Temperatur feststellen (s. Kapitel 6.1.1), wobei zu beachten ist, dass insbesondere Langzeiteinwirkungen durch hohe Temperaturen zu einer irreversiblen Festigkeitsabnahme führen können [Eich-66]. Dies lässt sich durch chemische und physikalische Vorgänge in der temperaturbeanspruchten Klebschicht begründen. Kohäsion und Adhäsion werden außerdem temperaturbedingt verschlechtert durch das Entweichen flüssiger Bestandteile, unterschiedliche Wärmeausdehnungskoeffizienten von Fügeteil und Klebschicht sowie Strukturänderungen im Fügeteil. Das letztgenannte physikalische Phänomen ist für den Temperaturgebrauchsbereich bei Metallklebverbindungen im Bauwesen sehr unwahrscheinlich. Auch positive Effekte können durch erhöhte Temperaturen im Bauteil auftreten, wie es z. B. für die Schälfestigkeit gezeigt werden kann. Durch die verstärkte Verformbarkeit der Klebfuge bei hohen Temperaturen wird die Schälbeanspruchung über einen größeren Klebschichtbereich übertragen, Spannungsspitzen werden einfacher abgebaut und die maximal ertragbare Schälkraft erfährt eine Zunahme [Habe-09]. Für die konstruktive Auslegung geklebter Anschlüsse ist darüber hinaus zu beachten, dass erhöhte Temperaturen die Kriechneigung der Klebfuge begünstigen und zu einer gesteigerten Korrosionsgefahr führen [Rasc-12].

Ein Vergleich mit den temperaturbedingten Untersuchungen der Kleinteilproben bei -20 °C (Abbildung 6.6) illustriert, dass das Musterbauteil sensibel auf diese niedrige Temperatur reagiert. Dargestellt sind die einzelnen Messwerte der Traglasten der Musterbauteile (blaue Markierung) sowie die sich einstellende Temperaturabhängigkeit der Bruchlasten, welche auf Grundlage der Mittelwerte der Musterbauteilversuche quantifiziert wurde (blaue Linie). Dem gegenübergestellt ist der Zusammenhang

niveau eintreten. Für die Praxis gilt zusätzlich zu beachten, dass die Adhäsionsbindung durch den Feuchtigkeitseinfluss ebenfalls stark beeinträchtigt werden kann, insbesondere aufgrund begünstigter Korrosionsvorgänge. Gemäß den Schilderungen in [Rasc-12] können die Wassermoleküle nach Einstellen des Gleichgewichts wieder teilweise aus der Klebfuge herausdiffundieren, sodass sich annähernd die ursprüngliche Klebfestigkeit einstellt. Kritisch für die Tragfähigkeit geklebter Verbindungen ist jedoch die irreversible Anlagerung von Wasser, da diese zu entscheidenden Veränderungen der mechanischen Eigenschaften der Klebschicht führen kann. Hervorgerufen durch eine Langzeitfeuchtigkeitsbeanspruchung kann es zu einem drastischen Abfall der Festigkeitskennwerte kommen, wofür eine Mindestfeuchtigkeit erforderlich ist, die eine „Sättigung“ der Klebschicht mit sich bringt [Rasc-12]. Solche feuchtigkeitsbeanspruchten Klebverbindungen bilden eine bleibende Zugscherfestigkeit, die allein von der Art des Klebstoffsystems abhängig ist [Eich-66]. Dieser Langzeiteffekt durch die Anlagerung von Wassermolekülen kann nicht rückgetrocknet werden.

Einflüsse aus Temperatur und Feuchtigkeit werden im Zusammenhang mit Klebverbindungen als Alterungsvorgänge behandelt. Der Grad der Alterung ist, wie den in diesem Kapitel aufgeführten Schilderungen entnommen werden kann, von der Einflussintensität, der Klebschichtbeschaffenheit und dem Spannungszustand in der Klebfuge abhängig. Auch die Materialkombination von Füge teil und Polymer spielt eine vordringliche Rolle. Wie in [Blac-58] festgestellt werden konnte, ist der Einfluss der Oberflächenbeschaffenheit der Füge teile jedoch gering bzw. zeitlich beschränkt. An dieser Stelle sei erwähnt, dass der Füge teiloberfläche dennoch eine große Bedeutung zukommt, da durch sie die Adhäsion zwischen Füge teil und Klebfuge eingestellt werden kann und eine entsprechende Oberflächenstruktur für die Herstellung von Klebverbindungen zwingend ist. An den untersuchten Proben konnten keine oberflächeninduzierten Effekte oder Korrosionserscheinungen festgestellt werden.

6.3 Experimentelle Untersuchungen an geklebten Fassadenverstärkungen

Für die experimentellen Untersuchungen am Anwendungsbeispiel der geklebte Fassadenverstärkung werden 1 m lange Hohlprofile des Typs RP 1806 aus der Reihe RP-ISO-hemetic 60 N der Firma RP-Technik verwendet. Die Stahlverstärkung 50 mm x 20 mm, welche durch Strahlen mit Stahldrahtkorn vorbehandelt wird, so-

dass die zu klebende Oberfläche den Anforderungen Sa 2½ nach [DIN 8501] entspricht, wird mit Hilfe des Epoxy DP 490 in das Fassadenhohlprofil eingeklebt. Die pneumatische Vorgehensweise wurde von Mainz [Mein-10, aif 169] entwickelt und ist in Abbildung 6.7 dargestellt.

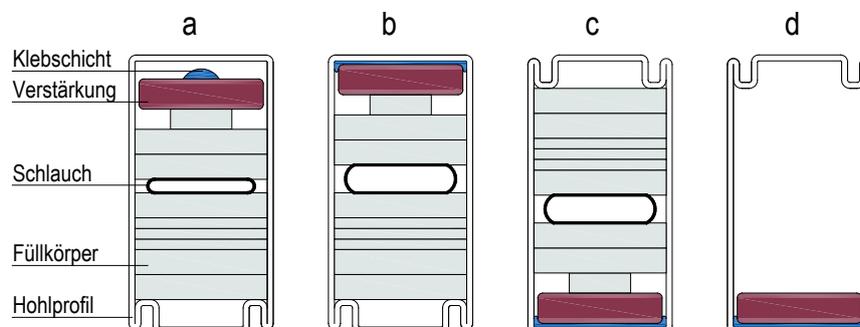


Abbildung 6.7: Pneumatische Methode für das Einkleben der Verstärkung

Zunächst wird das Hohlprofil mit Hilfe von Aceton und fusselfreien Tüchern gereinigt. Im Anschluss werden Füllkörper aus PVC-Hartschaum sowie ein gewebearmierter Schlauch in das Profil eingebracht. Der Auftrag der Kleberaube auf das Verstärkungsprofil erfolgt außerhalb des Fassadenprofils, wobei mittels eingestreuter Glasperlen eine Klebschichtdicke von 0,2 mm eingestellt wird. Im nächsten Herstellungsschritt erfolgt der Einschub des Verstärkungsprofils mit der aufgetragenen Kleberaube in das Hohlprofil (Abbildung 6.7 a) sowie das Aufbringen eines Schlauchinnendruckes von ca. 3 bar (Abbildung 6.7 b), was ein gleichmäßiges Anpressen des Flachstahls gegen die Innenseite des Hohlprofils gewährleistet. Nach dem Aushärten der Klebschicht wird der Verbundquerschnitt gewendet (Abbildung 6.7 c), die Hilfskonstruktion entfernt und der Probekörper für insgesamt 7 Tage bei Normalklimabedingungen ausgelagert (Abbildung 6.7 d).

Die geometrischen Größen des Musterbauteils werden so festgelegt, dass ein Versagen der Klebschicht eintritt. Da das Konzept von Mainz auf der weakest-link-theory beruht, müssen für die Formfindung die möglichen Versagensmechanismen untersucht werden. So ist ein Abscheren der Bolzen und Lochleiben der Blechstege in den Lasteinleitungsbereichen auszuschließen, weshalb hochfeste Bolzen der Festigkeitsklasse 10.9 gemäß [DIN 1993/1-8] gewählt werden. Die Momenten- und Querkrafttragfähigkeit des Verbundquerschnittes erwies sich als unkritisch gegenüber den übrigen Versagensmodi, stattdessen stellt das Ausbeulen der Hohlprofilstege eine maßgebende Form des Tragfähigkeitsverlustes dar. Um gewährleisten zu können, dass

ein Klebschichtversagen untersucht werden kann, wird die Profillänge auf 1 m beschränkt. Es sei angemerkt, dass in der Realität Einbaulängen größer als 1 m zu erwarten sind, sodass eine der übrigen Versagensformen bemessungsmaßgebend wird. Insbesondere die Schubbeanspruchung der Klebfuge nimmt mit zunehmender Profillänge ab, demnach liegen Versuche mit kurzen Musterbauteilen bezüglich der Aussagen über die Klebschichttragfähigkeit auf der sicheren Seite.

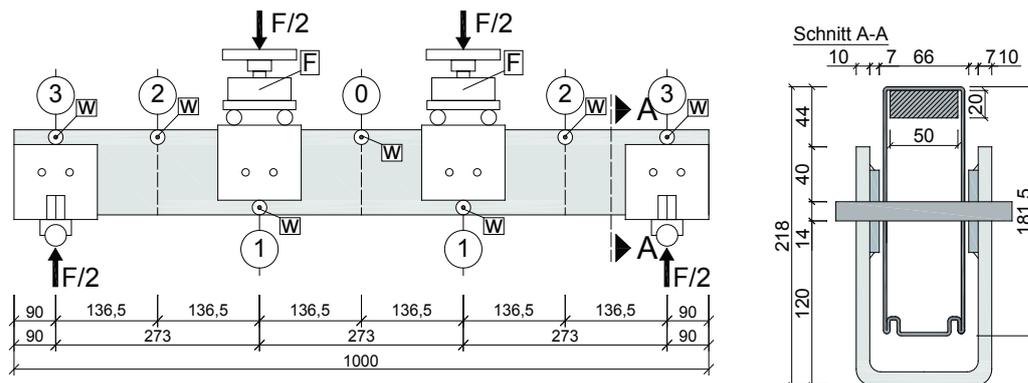


Abbildung 6.8: Versuchsaufbau für das Musterbauteil der geklebten Fassadenverstärkung

Im Einbauzustand übernimmt das verstärkte Fassadenprofil die Ableitung der Windbelastungen, welche über die angeschlossenen Riegelprofile punktuell in den Verbundquerschnitt eingetragen werden. Aufgrund des tatsächlichen Lastflusses bietet sich die Durchführung des Vier-Punkt-Biegeversuches an, der in Abbildung 6.8 angegeben ist.

Die Lasteinleitung erfolgt in den Drittelpunkten über vierschnittige Bolzenverbindungen, damit ein frühzeitiges Versagen der Bolzen bzw. der Blechstege verhindert wird. Dies spiegelt außerdem die praktische Ausführung sehr gut wider. Die Auflager- und Lasteinleitungsbereiche erlauben zwängungsfreie, horizontale Verformungen sowie Verdrehungen des Probekörpers, zusätzliche Führungselemente der Auflager vermeiden ein Kippen des Trägers und garantieren somit die Lagesicherheit. Während der Versuchsdurchführung werden Kraft- und Wegmessungen kontinuierlich aufgezeichnet, dafür befinden sich Kraftmesszellen (F) in den Lasteinleitungspunkten. Die Verformungen werden durch Wegaufnehmer (w) in den Sechstelpunkten des Biegeträgers erfasst, welche an der Vorder- und Rückseite des Musterbauteils angebracht sind. Der Versuch wird weggeregelt mit einer Geschwin-

digkeit von 2,5 mm/min durchgeführt, sodass die aufgebrachten Belastungsverhältnisse als quasi-statisch betrachtet werden können.

Die Ergebnisse werden in Kraft-Verformungs-Diagrammen aufgearbeitet, die Abbildung 6.9 für unterschiedliche Temperaturen zeigt. Dem gegenübergestellt wird ein Referenzversuch ohne Verstärkung (schwarze Kurve). Es ist zu beachten, dass hier das Trag- und Verformungsverhalten eines Verbundquerschnittes untersucht wird, welcher nach einem ersten Versagen der Klebfuge die Belastung durch Spannungumlagerung weiter aufnehmen kann. Selbst nach einem vollständigen Ablösen der Verstärkung bleibt eine Resttragfähigkeit des Hohlprofils bestehen, die jedoch nicht Betrachtungsgegenstand sein soll. Analysiert wird ein Überschreiten der Zugfestigkeit der Klebschicht im Auflagerbereich, welches sich durch die Zunahme der Verformungen bei konstantem Lastniveau in den Kraft-Verformungs-Diagrammen ableiten lässt. Während der Versuchsdurchführung war diese Versagensform ebenso akustisch wahrnehmbar.

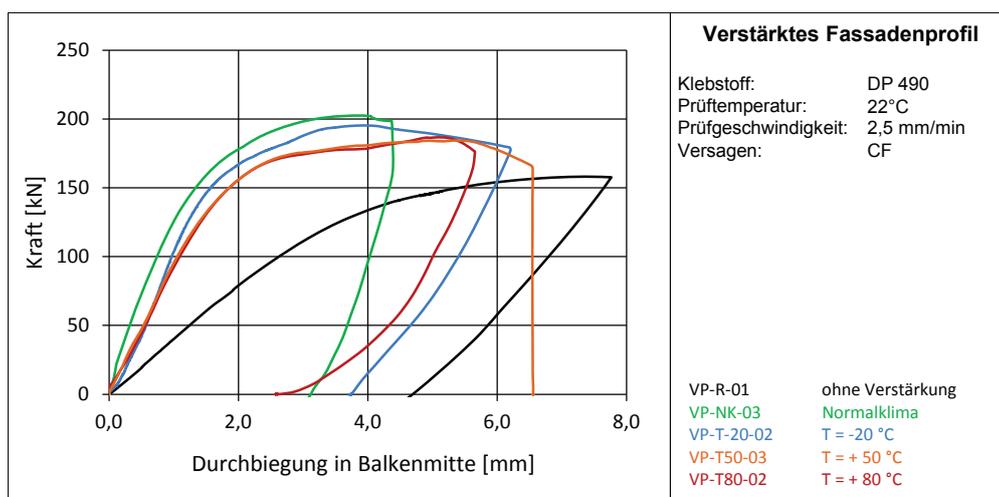


Abbildung 6.9: Repräsentative Ergebnisse der Untersuchungen an der geklebten Fassadenverstärkung

Die Vergleiche in Abbildung 6.9 zeigen deutlich die gesteigerte Steifigkeit und Tragfähigkeit des verstärkten Profils gegenüber dem Referenzbauteil. Die Klebfuge aller verstärkten Musterbauteile versagte im Auflagerbereich durch einen Kohäsionsbruch (Bezeichnung CF nach [DIN 10365]), bis zu diesem Ablösen der Verstärkung vom Hohlprofil lässt sich das Tragverhalten als annähernd linear beschreiben. Für eine Integration des Tragverhaltens in ein mechanisches Modell ist dieser Sachverhalt positiv zu bewerten.

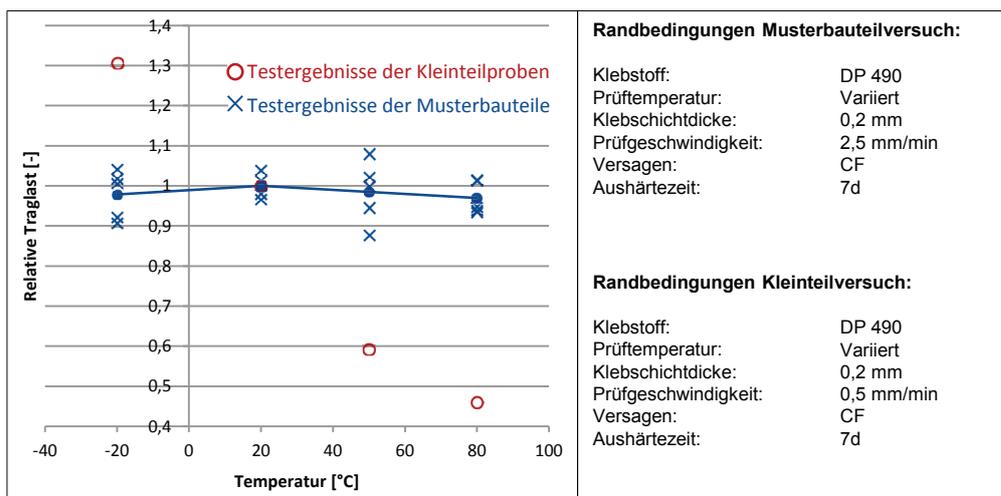


Abbildung 6.10: Gegenüberstellung des Temperatureinflusses für Musterbauteil- und Kleinteiltests

Die Versuche werden bei -20 °C , $+50\text{ °C}$ und $+80\text{ °C}$ wiederholt und mit den Ergebnissen bei Normalklima verglichen, was einen traglastmindernden Einfluss durch Temperatur offenbart. Dieser scheint sich, ähnlich dem Einfluss beim Musterbauteil Anschlussprofil, mit einem feuchtigkeitsbedingten Weichmachereffekt zu überlagern. Die Gegenüberstellung der temperaturabhängigen Traglasten der Kleinteilproben und der verstärkten Fassadenprofile in Abbildung 6.10 macht deutlich, dass sich die Effekte aus den thermischen Einwirkungen unterscheiden. Dies ist darauf zurückzuführen, dass kein direkter Zusammenhang zwischen den Ergebnissen der Kleinteilproben und der Musterbauteile hergestellt werden kann. Zwar wurden die Klebstoffkennwerte an in-situ-Proben bestimmt (s. Kapitel 6.1) und somit die Einflüsse aus der Querdehnungsbehinderung erfasst, jedoch liegt im Musterbauteil ein anderer Spannungszustand als in der Kleinteilprobe vor. So ist zu erwarten, dass dem geklebten Fassadenprofil eine größere Wärmemenge zugeführt werden muss, damit sich ähnliche Abhängigkeiten zwischen Temperatur und Festigkeit einstellen.

Eine vergleichbare Relation konnte bei Versuchen an in-situ-Probekörpern und Torsionsschwingversuchen an Reinstoffproben in [Rasc-12] festgestellt werden. Temperaturbedingte Ergebnisse beider Testverfahren werden verglichen, wobei kein direkter Zusammenhang ermittelt werden konnte, da die Erweichung der reinen Polymerprobe mit einer geringeren thermischen Einwirkung einhergeht. Außerdem unterliegt die in-situ-Probe einer anderen Querdehnungsbehinderung und einem mehrachsigen Spannungszustand. Dies zeigt die Grenzen der Übertragbarkeit des

Klebschichtverhaltens von genormten Zugscher- bzw. Kopfzugversuchen auf das reale Bauteilverhalten auf.

Im Anhang F.2 sind alle weiteren Versuchsergebnisse für die experimentellen Untersuchungen am Musterbauteil der geklebten Fassadenverstärkung zusammenfassend dargestellt.

7 Zuverlässigkeit geklebter Verbindungen im Stahlbau

7.1 Vorgehensweise

Die in den zuverlässigkeitstheoretischen Untersuchungen betrachteten Ingenieurmodelle und experimentellen Versuche wurden in den vorherigen Kapiteln vorgestellt. In Kapitel 7 werden unterschiedliche Methoden der Zuverlässigkeitstheorie am Beispiel des geklebten Fassadenanschlusses und der geklebten Hohlprofilverstärkung diskutiert. Die noch fehlenden Informationen über die statistischen Eigenschaften der streuenden Größen sind dafür im Vorfeld durch geeignete Methoden zu bestimmen. Die anvisierte Vorgehensweise zeigt Abbildung 7.1 schematisch.

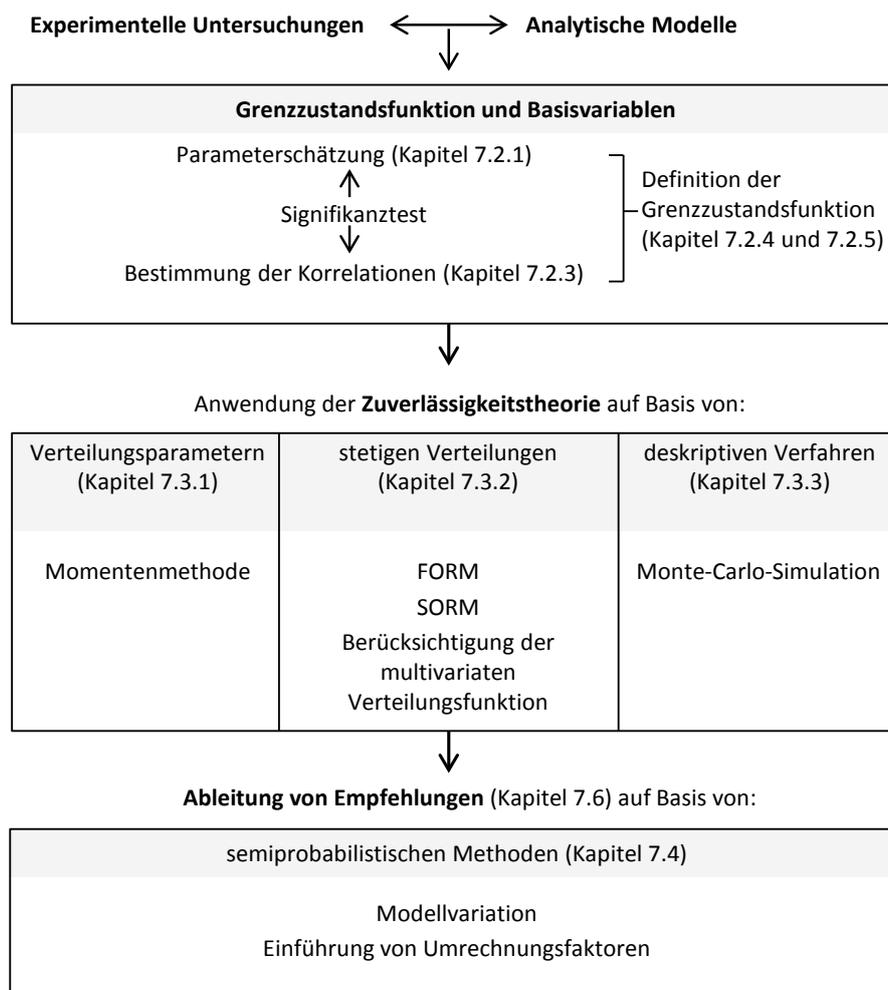


Abbildung 7.1: Prozedur für die Analyse der Zuverlässigkeit geklebter Stahlverbindungen

Zunächst sind die Parameter der Verteilungsfamilien für beide Anwendungsbeispiele mit Hilfe von Konstruktionsverfahren zu schätzen und die Signifikanz der Schätzungen zu überprüfen. Um im späteren Berechnungsverlauf eine Berücksichtigung der statistischen Abhängigkeiten zu ermöglichen, werden die Korrelationskoeffizienten der Eigenschaften bestimmt. Dabei erfolgt wieder eine Signifikanzüberprüfung auf Basis statistischer Methoden. Diese vorbereitenden Schritte erlauben eine Behandlung der Basisvariablen als Zufallsgrößen. Darauf aufbauend sind die Grenzzustandsfunktionen aus den analytischen Ansätzen abzuleiten.

Im Rahmen der Arbeit werden verschiedene Untersuchungen mit Hilfe der Zuverlässigkeitstheorie anvisiert, wobei unterschiedliche theoretische Ansätze verfolgt werden, welche in Abbildung 7.1 aufgezählt sind. In der Darstellung sind darüber hinaus die wesentlichen Aspekte der jeweiligen Methoden hervorgehoben. Auf Basis des semiprobabilistischen Verfahrens nach [DIN 1990] erfolgt eine Ableitung von Empfehlungen für die Auslegung geklebter Stahlverbindungen im Fassadenbau.

7.2 Grenzzustandsfunktionen und Basisvariablen

7.2.1 Parameterschätzung

Wie bereits in Kapitel 3.4 vorgestellt, besteht eine wesentliche Aufgabe der Wahrscheinlichkeitstheorie in der Überführung der deskriptiven Statistik in eine mathematische Statistik, um Aussagen über die Grundgesamtheit zu erlauben. So wurden z. B. Schubfestigkeit (τ_k) und Schubmodul (G_k) für einen Stichprobenumfang von ca. 15 Proben experimentell im Zugscherversuch analysiert, um Aussagen über die Grundgesamtheit „Materialkennwerte der Klebstoffe“ zu gewinnen. Die hier repräsentativ genannten Versuche werden im Abschnitt 6.1.2 detailliert behandelt und im Anhang E zusammengefasst.

Für eine statistische Aussage ist es erforderlich, aus den n Realisierungen der Tests eine Zahl zu entwickeln, die interpretierbar ist und somit Informationen über die Grundgesamtheit liefert. Als Hilfsmittel stehen hierfür Auswertungsmethoden zur Verfügung, welche auf mathematischen Funktionsgleichungen beruhen [Rinn-03]. Dabei wird der sogenannte Stabilisierungseffekt ausgenutzt, der besagt, dass der Fehler der Annäherung mit steigendem n immer weiter abnimmt. Folglich gilt, dass bei der Schätzung des Parameters θ der Grundgesamtheit anhand des Parameters θ_n aus

der Stichprobe θ_n für steigende n gegen θ konvergiert. Für die Suche nach solchen Schätzfunktionen θ_n stehen der Statistik systematische Konstruktionsverfahren zur Verfügung. Voraussetzung dafür ist, dass die X_i als Ergebnisse der Versuche unabhängig und mit den gleichen Verteilungsparametern identisch verteilt sind, was für die eigenen Untersuchungen aufgrund der gleichbleibenden Versuchsrandbedingungen bestätigt werden kann.

Für die anvisierten Analysen an geklebten Stahlverbindungen werden unterschiedliche Konstruktionsverfahren angewandt und ausgewertet, deren Beschreibungen und Ergebnisse Anhang G zu entnehmen sind.

7.2.2 Qualitätskriterien von Schätzfunktionen

Mit Schätzverfahren können die Parameter für eine stetige Verteilung aus den Kennwerten einer diskreten Verteilung geschätzt werden. Jedoch ist unklar, ob die tatsächliche (unbekannte) Wahrscheinlichkeitsverteilung der Zufallsvariable annähernd dem geschätzten Verteilungsmodell folgt. Um die Signifikanz der Schätzung überprüfen zu können, bietet die Statistik verschiedene Werkzeuge an, die als Qualitätskriterien definiert werden.

Eine einfache Methode stellen sogenannte Anpassungstests (Goodness-of-Fit-Tests) dar, die für den Anwender interpretierbare Ergebnisse liefern und eine Beurteilung über die Diskrepanz zwischen der Schätzfunktion und den beobachtbaren Eigenschaften der Zufallsgröße erlauben. Die Literatur bietet eine Vielzahl an möglichen Testverfahren, die hinsichtlich ihrer Anwendbarkeit für das Bauwesen zu beurteilen sind. Zu den bekanntesten Goodness-of-Fit-Methoden gehören der χ^2 - und Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstest. Das erstgenannte Verfahren setzt eine Klasseneinteilung der empirischen Stichprobe voraus [Rinn-03], was einen zusätzlichen Aufwand bedeutet und das Ergebnis des Verfahrens beeinflusst. Eine sinnvolle Einteilung in Klassen ist außerdem nicht immer einfach durchzuführen. Eine Alternative zum χ^2 -Anpassungstest stellt das Verfahren nach Kolmogorov-Smirnov [Hart-05] dar, welches zum Vorteil hat, dass es nicht auf einer Klasseneinteilung beruht. Jedoch dürfen bei dieser Methode die Parameter nicht aus der zu prüfenden Stichprobe geschätzt werden. Es werden somit Vorkenntnisse vorausgesetzt, die zusätzlichen experimentellen Aufwand bedeuten. Aus diesen Gründen bietet sich für das Bauwe-

sen der sogenannte Anderson-Darling-Test an, der als modifizierter Kolmogorov-Smirnov-Test verstanden werden kann [Ande-52] und die genannten Schwierigkeiten umgeht.

Der Vorteil des Anderson-Darling-Tests gegenüber den anderen Verfahren liegt in der stärkeren Wichtung der Schwänze von Verteilungsfunktionen begründet. Des Weiteren werden bei der Methode die Eigenschaften der hypothetischen Verteilung für die Ermittlung des Abgrenzungskriteriums berücksichtigt. Dies erhöht zwar den Rechenaufwand, wenn das Ziel verfolgt wird, verschiedene Wahrscheinlichkeitsverteilungen gegenüberzustellen, jedoch resultiert es in einem sensitiven Test, der für vergleichende Zwecke besonders gut geeignet ist [Engm-11].

Für alle identifizierten Basisvariablen werden Parameterschätzungen für die Verteilungstypen Normalverteilung, logarithmische Normalverteilung und Weibullverteilung durchgeführt. Die erzielten Aussagen über die Signifikanz der Schätzung sind im Anhang G.6 dargestellt. Es zeigt sich, dass die Weibullverteilung nur selten eine signifikante Schätzfunktion der statistischen Verteilungen für die Materialeigenschaften auf Basis einer 95% Vorhersagewahrscheinlichkeit erlaubt, was ebenfalls durch die Eigenschaften des Verteilungstyps hergeleitet werden kann. Bereits in Kapitel 3.4.4 wurde erwähnt, dass für die Lebensdauerberechnung häufig die Extremwertverteilung vom Typ III verwendet wird, weil ihre spezifische Form die Bestimmung von Ausfallraten ermöglicht. Da bei der Ermittlung von Materialkennwerten i.d.R. keine Schäden auftreten, die als Ausfallrate interpretiert werden können (wie z. B. bei Ermüdungsversagen), ist die Weibullverteilung für die Charakterisierung der jeweiligen Eigenschaft eher ungeeignet. Aus diesem Grund wird sie in den weiteren Schritten nicht beachtet.

Ferner zeigt Tabelle G.5, dass in den meisten Fällen die Normalverteilung und auch die logarithmische Normalverteilung qualifizierte Schätzungen sind, was auf alle Basisvariablen bis auf die Größe E_{HP} zutrifft. Hier muss die Nullhypothese für eine logarithmische Normalverteilung auf einem Signifikanzniveau von 95% abgelehnt werden.

Da die Testgröße einen Abstand zwischen den transformierten Untersuchungsergebnissen und einer hypothetischen Gleichverteilung darstellt, lässt sie sich als Ent-

scheidungshilfe bei mehreren positiven Resultaten der Anderson-Darling-Methodik ansetzen. Dieser Best-Fit-Ansatz ist in Tabelle G.5 grau markiert.

Im Weiteren werden zwei Strategien verfolgt. Die zuverlässigkeitstheoretischen Untersuchungen werden unter den Zielstellungen

- einfache Handhabbarkeit
- genaueste Anpassung

durchgeführt. Für den ersten Fall bedeutet dies, die Verteilungstypen aller Basisvariablen innerhalb einer Berechnung konstant zu halten, sodass Analysen bei Annahme der Normalverteilung und der logarithmischen Normalverteilung erforderlich werden. Bei der Zielstellung der genauesten Anpassung wird der Best-Fit-Ansatz aus Tabelle G.5 verwendet, die Verteilungstypen der Basisvariablen können daher für die jeweilige probabilistische Betrachtung variieren. Das geschilderte Verfahren wird in Kapitel 7.3 vorgestellt und die Einflüsse der verschiedenen Strategien diskutiert.

7.2.3 Multivariate Verteilungsfunktionen

Zur Integration der Korrelation von Größen bei der statistischen Berechnung wird die multivariate Verteilungsfunktion eingeführt, die in Gleichung (7.1) beispielhaft für eine zweidimensionale Normalverteilung gezeigt wird. Der Parameter ρ ist ein Maß für den Zusammenhang zwischen den Basiswerten X und Y und nimmt bei Abwesenheit einer statistischen Korrelation zwischen den Zufallsgrößen den Wert $\rho = 0$ ein.

$$f_Z(x, y) = \frac{1}{2 \cdot \pi \cdot \sigma_X \cdot \sigma_Y \sqrt{1 - \rho^2}} \cdot \exp\left(\frac{1}{-2 \cdot (1 - \rho^2)} \cdot a\right) \quad (7.1)$$

$$\text{mit: } a = \frac{(x - \mu_X)^2}{\sigma_X^2} + \frac{(y - \mu_Y)^2}{\sigma_Y^2} - \frac{2 \cdot \rho \cdot (x - \mu_X) \cdot (y - \mu_Y)}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} \quad (7.2)$$

Kann davon ausgegangen werden, dass sich die Basisvariablen (z. B. Materialkennwerte) gegenseitig bedingen, muss eine Funktion zur Beschreibung des Zusammenhangs gesucht werden, mit der ρ geschätzt werden kann. Eine solche Regressionsfunktion ist in Gleichung (7.3) gegeben, wobei davon ausgegangen wird, dass die Daten ein metrisches Niveau aufweisen.

$$r = \left(\sum_{i=1}^n X_i \cdot Y_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n X_i \cdot \sum_{i=1}^n Y_i \right) \cdot b^{-1} \quad (7.3)$$

$$\text{mit: } b = \sqrt{\sum_{i=1}^n X_i^2 - \frac{1}{n} \cdot \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^n Y_i^2 - \frac{1}{n} \cdot \left(\sum_{i=1}^n Y_i \right)^2} \quad (7.4)$$

Der Wert r in Gleichung (7.3) wird als empirischer Korrelationskoeffizient bezeichnet und stellt im Allgemeinen einen guten Schätzer für ρ dar [Rinn-03]. Durch die Einführung des Faktors b sind die Ergebnisse für den Korrelationswert auf das Intervall $[-1;1]$ beschränkt, womit Aussagen über die Intensität der Beziehung getroffen werden können. Je größer der Betrag von r ist, desto stärker ausgeprägt ist der Zusammenhang zwischen den Zufallsgrößen X und Y , dabei bedeutet ein positives Vorzeichen eine gleichläufige Abhängigkeit und ein negatives Vorzeichen von r eine entsprechend gegenläufige Korrelation.

Die vorgestellte Vorgehensweise erlaubt eine einfache Bestimmung von multivariaten Dichtefunktionen für statistische Analysen. Dabei ist eine Überprüfung der Signifikanz der ermittelten Korrelation zu empfehlen, insbesondere wenn der berechnete Wert für ρ bzw. r nahe bei null liegt. Dieses Ziel kann mit Hilfe eines statistischen Tests auf Abhängigkeit erreicht werden, welcher auf dem Konfidenzintervall für den empirischen Korrelationskoeffizienten aus Gleichung (7.3) basiert und in [Rinn-03] beschrieben wird. Äquivalent zum Verfahren für Anpassungstests bilden den Ausgangspunkt die Hypothese H_0 , welche besagt, dass die Abweichung des geschätzten Wertes für ρ von Null zufällig ist und die H_1 -Hypothese der signifikanten Korrelation. Als Testgröße fungiert die Beziehung in Gleichung (7.5).

$$T = r \cdot \frac{\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (7.5)$$

Die Methodik kann für normalverteilte oder annähernd normalverteilte Daten angewandt werden, was im Fall der eigenen Untersuchungen auf alle Basisvariablen zutrifft. Für die Beurteilung, welche der Hypothesen auf einem spezifischen Signifikanzniveau zutreffend ist, wird der Ablehnungsbereich nach Formel (7.6) eingeführt.

$$|T| > t_{n-2;1-\alpha/2} \quad (7.6)$$

H_0 wird abgelehnt, wenn der Betrag der Testgröße ein spezielles Quantil der t -Verteilung übersteigt, welches durch den Freiheitsgrad $n-2$ und die Wahrscheinlichkeit $1-\alpha/2$ charakterisiert wird. α entspricht der gewünschten Irrtumswahrscheinlichkeit, die durch den Anwender vorzugeben ist. Die entsprechenden Quantile für diesen Test sind im Anhang D gegeben.

Für die identifizierten Basisvariablen werden nun solche Abhängigkeiten untersucht, die sich aus dem Materialverhalten ableiten lassen. Die zu betrachtenden Zufallsvariablen sind Eingangswerte für die analytischen Modelle zur Prognose der Tragfähigkeit geklebter Stahlverbindungen (s. Kapitel 7.2.4 und 7.2.5). Folgende Korrelationen werden näher betrachtet:

- Zusammenhang zwischen $\sigma_{k,KP225}$ und $E_{k,KP225}$
- Zusammenhang zwischen $\sigma_{k,DP490}$ und $E_{k,DP490}$
- Zusammenhang zwischen E-Modul und Querkontraktion der Stahlbauteile.

Die Daten für die Basisvariablen der Klebstoffe können dem Anhang E entnommen werden. Für die Stahlfügeteile wurde mit Hilfe der veröffentlichten Versuchsdaten der Literatur [Rich-10] eine allgemeine Abhängigkeit zwischen E-Modul und Querkontraktionszahl untersucht. Die Ergebnisse der Abhängigkeitstests bei Annahme einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% (bzw. 10%) fasst Tabelle 7.1 zusammen.

Tabelle 7.1: Ergebnisse der Abhängigkeitstests

Variablen	$i = 1$		$i = 2$		$i = 3$	
	$\sigma_{k,KP225}$	$E_{k,KP225}$	$\sigma_{k,DP490}$	$E_{k,DP490}$	E	ν
r_i	0,467		0,729		-0,988	
n_i	15		16		13	
T_i	1,903		3,988		-21,26	
t_i	$t_{13;0,975} = 2,160$ $t_{13;0,95} = 1,771$		$t_{14;0,975} = 2,145$		$t_{11;0,975} = 2,201$	

Für die untersuchten Größen konnten die vermuteten Abhängigkeiten bestätigt werden, jedoch ist im Fall der Materialkennwerte für das Klebstoffsystem Kōrapop 225-2K ein mittlerer Zusammenhang zwischen Strukturmodul und Klebfestigkeiten zuerkennen. Um den Einfluss dennoch erfassen zu können, wird der Signifikanztest mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% wiederholt, wodurch der Test als weniger „streng“ aufgefasst werden kann. Die Senkung des Signifikanzniveaus hat zur Folge, dass auch weniger stark ausgeprägte Abhängigkeiten Berücksichtigung finden.

Anhand der berechneten Korrelationskoeffizienten lassen sich die gesuchten multivariaten Verteilungsfunktionen bestimmen, was in Kapitel 7.3 für die untersuchten Anwendungen des Stahlbaus gezeigt wird.

7.2.4 Grenzzustandsfunktion für das Modell des geklebten Fassadenanschlusses

Im Folgenden soll die Grenzzustandsfunktion für das Widerstandsmodell des geklebten Fassadenanschlusses hergeleitet werden. Die Vorgehensweise für den Nachweis der Klebverbindung wurde bereits in Abschnitt 5.2.2 vorgestellt.

Ausgehend von der Definition für die Grenzzustandsgleichung (s. Gleichung (4.1)) kann der nachfolgende Ausdruck gefunden werden.

$$g(\mathbf{X}) = X_1 \cdot \frac{L_0}{f_L(\xi_{max})} \cdot \frac{B_0}{f_B(\zeta_{max})} - X_7 \quad (7.7)$$

Die Funktion wurde aus den Gleichungen (5.3) bis (5.5) entwickelt, dementsprechend erfolgt die Einführung von Formfunktionen anstelle der Parameter $n_{\sigma,i}$ und $\alpha_{\sigma,i}$, um den Spannungsverlauf in der Klebschicht zu beschreiben. Hierbei bezieht sich $f_L(\xi_{max})$ auf die Form des Spannungsverlaufes in Anschlusslängsrichtung und $f_B(\zeta_{max})$ gilt quer dazu. In Abbildung 5.5 werden die Traglastrichtungen mit x -Richtung bzw. z -Richtung bezeichnet und an dieser Stelle als normierte Größen ξ und ζ behandelt.

$$\xi = \frac{x}{L} \quad \text{und} \quad \zeta = \frac{z}{B} \quad (7.8)$$

Auf Basis der Theorie elastisch gebetteter Plattenstreifen entwickelt Mainz [Mein-10] solche Formfunktionen, welche an der Stelle ihres Maximums auszuwerten sind. Er erkennt, dass die maximalen Spannungen am Klebfugeneende auftreten,

was ebenso für den untersuchten Fassadenanschluss zu beobachten ist. Unter Beachtung dieser Feststellung und des speziellen Anschlusstyps (Anschlusstyp P nach Abbildung 5.6) ergeben sich die Formfunktionen zu

$$f_B(\zeta_{max}) = f_B(\zeta = 0) = \frac{B_0}{B} \quad \text{und} \quad (7.9)$$

$$f_L(\xi_{max}) = f_L(\xi = 0) = \frac{2}{\det \mathbf{A}} \cdot \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ A_1 \\ B_1 \end{bmatrix}^T \cdot \overline{\mathbf{A}_{adj}} \cdot \begin{bmatrix} -\lambda_{e,c} \\ 1 \end{bmatrix}. \quad (7.10)$$

Die Belegung der Matrix \mathbf{A} zeigt Gleichung (7.11).

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 0 & -1 & B_1 & -A_1 \\ 1 & 1 & -A_1 + B_1 & -A_1 - B_1 \\ B_1 & -A_1 & 0 & -1 \\ A_1 - B_1 & A_1 + B_1 & -1 & -1 \end{bmatrix} \quad (7.11)$$

$\overline{\mathbf{A}_{adj}}$ erhält man als Untermatrix von \mathbf{A}_{adj} durch Streichen der 3. und 4. Spalte. Als Hilfsfunktionen werden die Größen A_1 und B_1 eingeführt, welche wie folgt definiert sind.

$$A_1 = e^{-\lambda} \cdot \cos(\lambda) \quad \text{und} \quad B_1 = e^{-\lambda} \cdot \sin(\lambda) \quad (7.12)$$

Sie beinhalten den Abklingfaktor λ , welcher die Intensität beschreibt, mit der Spannungsspitzen am Klebfugenende abgebaut werden.

$$\lambda = L \cdot \sqrt[4]{\frac{3 \cdot k \cdot (1 - X_4^2)}{X_3 \cdot d_{AP}^3}} \quad (7.13)$$

Hierin sind als Basisvariablen der E-Modul des Anschlussprofils sowie die Querkontraktionszahl der Stahlbauteile enthalten. In den Abklingfaktor geht außerdem der bereits aus Gleichung (5.8) bekannte Bettungsmodul der Winklerschen Bettung ein, welcher für den spezifischen Anwendungsfall

$$k = \frac{X_2}{d_k} \quad (7.14)$$

lautet. Noch unbekannt in Gleichung (7.10) ist die Systemzahl $\lambda_{e,c}$, welche durch Meinz eingeführt wurde, um eine Drehfederlagerung an idealisierten Modellsystemen zu berücksichtigen. Zu diesem Zweck wird ein Ersatzhebelarm $e_{F,c}$ bestimmt.

$$\lambda_{e,c} = \frac{e_{F,c}}{L_0} \quad (7.15)$$

$$\text{mit: } e_{F,c} = L_0 \cdot \mathbf{d}^T \cdot \mathbf{a}_2 \cdot [\mathbf{d}^T \cdot \mathbf{a}_1] - 2 \cdot \lambda_c \cdot \det \mathbf{A} \quad (7.16)$$

Hierin sind \mathbf{a}_i die Vektoren der i -ten Spalte der Adjunkten von Matrix \mathbf{A} aus Gleichung (7.11). Der Vektor \mathbf{d} wird in Formel (7.17) definiert.

$$\mathbf{d} = \begin{bmatrix} -1 \\ 1 \\ A_1 + B_1 \\ -A_1 + B_1 \end{bmatrix} \quad (7.17)$$

Mit der Systemkennzahl λ_c berücksichtigt Meinz die Drehfedersteifigkeit für untersuchte Ersatzfedersysteme und leitet diese für ausgewählte Konstruktionen her. Die Systemkennzahl, welche die Ersatzfeder am Anschlussprofil implementiert, lautet

$$\lambda_c = \frac{s_1}{4 \cdot L_0}. \quad (7.18)$$

Die geometrische Größe s_1 entspricht der Systemlänge des geneigten Trapezprofilsteges.

Aus Gleichung (5.6) folgen die spezifischen Lösungen für die systembezogenen Längen L_0 und B_0 .

$$L_0 = \sqrt[4]{\frac{X_3 \cdot d_{AP}^3 \cdot d_k}{3 \cdot (1 - X_4^2) \cdot X_2}} \quad \text{und} \quad B_0 = \sqrt[4]{\frac{X_5 \cdot d_{TP}^3 \cdot d_k}{3 \cdot (1 - X_6^2) \cdot X_2}} \quad (7.19)$$

Mit dem gegebenen Formelapparat ist die Grenzzustandsfunktion für ein Versagen der Klebschicht des Fassadenanschlusses vollständig beschrieben. Es ist leicht ersichtlich, dass die Funktion eine sehr komplexe Gestalt annimmt und 7 Basisvariablen enthält, welche in dem Zufallsvektor \mathbf{X}_A zusammengefasst werden.

$$\mathbf{X}_A = (\sigma_{k,KP\ 225}, E_{k,KP\ 225}, E_{AP}, \nu_{AP}, E_{TP}, \nu_{TP}, F_{FA})^T \quad (7.20)$$

Die Zuordnung der stochastischen Größen erfolgt auf Grundlage der gewählten Bezeichnungen im Anhang G. Alle übrigen Kennwerte werden als deterministisch behandelt oder sind Konstanten, was auch für die Klebschichtdicke gilt, deren Abweichungen zwar im Versuch gemessen wurden, aber nicht als Zufallsgröße an dieser Stelle Berücksichtigung finden sollen. Es ist üblich, die geometrischen Systemwerte auf diese Weise zu behandeln und dafür entsprechende Fertigungstoleranzen festzulegen. Zudem soll der Einfluss einer Klebschichtdickenvariation in einem späteren

Schritt in Form einer Modifikation des Widerstandsmodells integriert werden (Kapitel 7.4.1).

Obwohl die Querkontraktionszahl nicht für die Stahlbauteile getrennt nachgewiesen werden konnte, erfolgt an dieser Stelle eine Zuordnung der ν zu den am Anschluss beteiligten Elementen, um im späteren Verlauf die Korrelation der Basisvariablen besser behandeln zu können.

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit soll keine umfassende Bewertung des Ingenieurmodells nach Mainz erfolgen. Hinweise zur multikriteriellen Bewertung sind in [Reut-12] zu finden. Um dennoch eine vereinfachte Einschätzung des mechanischen Modells zu ermöglichen, wird ein Vergleich der mittleren Modellantworten mit den Resultaten der Experimente auf Basis der Modellunschärfe nach Gleichung (3.5) durchgeführt. Für die Bestimmung der Modellantworten werden dafür die Mittelwerte der Basisvariablen in die Bestimmungsgleichung für die Prognose der theoretischen Anschluss Tragfähigkeit $F_{Rk,k}$ (s. Kapitel 5.2.2) eingesetzt. Der Vergleich erfolgt auf Grundlage der beobachteten Traglasten im Experiment bei Normalklimakonditionen (s. Tabelle F.1). Der Mittelwert $m_B = 2,29$ zeigt an, dass es sich bei der analytischen Methodik nach Mainz um einen konservativen Ansatz handelt, welcher die Tragfähigkeit der Klebschicht unterschätzt. Die Standardabweichung kann für den geklebten Fassadenanschluss mit $s_B = 0,21$ ausgewiesen werden und wird durch epistemische und aleatorische Unsicherheiten geprägt.

7.2.5 Grenzzustandsfunktion für das Modell der geklebten Fassadenverstärkung

Analog zum Vorgehen für das Modell des geklebten Fassadenanschlusses erfolgt die Herleitung der Grenzzustandsfunktion für die Fassadenverstärkung. Als maßgebendes Versagen wird ein Kohäsionsbruch der Klebschicht im Auflagerbereich des Hohlprofils untersucht. Eine detaillierte Darstellung des konstruktiven Aufbaus erfolgt in Abbildung 7.2.

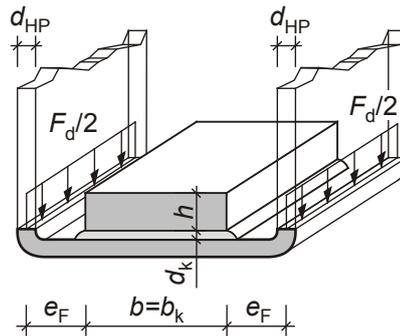


Abbildung 7.2: Detail der geklebten Verstärkung nach [Mein-10]

Ausgehend von Gleichung (5.12) aus Kapitel 5.3.2, welches das Bemessungsverfahren des Konstruktionsbeispiels thematisiert, ergibt sich die allgemeine Grenzzustandsfunktion zu

$$g(\mathbf{X}) = \frac{2 \cdot X_1 \cdot b_{eff,\sigma} \cdot L_{eff}}{f_{starr}} - X_6. \quad (7.21)$$

Während Mainz [Mein-10] in seinem Bemessungsmodell auf eine exakte Bestimmung des Spannungsverlaufes verzichtet, um die Anwendung zu vereinfachen, soll im Rahmen der eigenen Untersuchungen eine Formfunktion der Klebschichtspannungen eingeführt werden. Somit ergibt sich für die effektive Breite, abweichend von Gleichung (5.18), der nachfolgende Ausdruck.

$$b_{eff,\sigma} = \frac{b_0}{f_\sigma(\xi_{max})} \quad (7.22)$$

Das Prinzip für die Bestimmung und Auswertung der Formfunktion $f_\sigma(\xi_{max})$ gleicht der Methodik für den Fassadenanschluss (s. Kapitel 7.2.4), jedoch wird hierfür ein anderes Ersatzfedersystem genutzt, welches Mainz als Hakensystem II bezeichnet. An der Stelle der maximalen Spannung gilt für die Formfunktion

$$f_\sigma = \frac{1}{\det \mathbf{A}} \cdot \begin{bmatrix} 1 + A_1 \\ B_1 \end{bmatrix}^T \cdot \bar{\mathbf{C}} \cdot \begin{bmatrix} -\lambda_e \\ 1 \end{bmatrix}. \quad (7.23)$$

$$\text{mit: } \mathbf{C} = \mathbf{A}_{adj} \cdot \mathbf{D} \quad \text{mit: } \mathbf{D} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ 1 & 0 \\ 0 & -1 \end{bmatrix} \quad (7.24)$$

Die Matrix \bar{C} erhält man durch Streichen der 3. und 4. Zeile in der Matrix C aus Gleichung (7.24). Da das analytische Modell für den Versagenszustand der Klebschicht auf der Theorie elastisch gebetteter Plattenstreifen beruht, entspricht die Belegung der Matrix A den Angaben im Abschnitt 7.2.4. Die Hilfsfunktionen A_1 und B_1 enthalten den Abklingfaktor λ , der für die geklebte Fassadenverstärkung mit Gleichung (7.25) definiert wird.

$$\lambda = b \cdot \sqrt[4]{\frac{3 \cdot k \cdot (1 - X_4^2)}{X_3 \cdot d_{HP}^3}} \quad (7.25)$$

Die Formfunktion beinhaltet außerdem eine Systemkennzahl λ_e zur Erfassung der Lastexzentrizität bezogen auf die Klebschicht, welche mit Hilfe der Gleichung (7.26) zu bestimmen ist.

$$\lambda_e = \frac{e_F}{b_0} \quad (7.26)$$

$$\text{mit: } b_0 = \sqrt[4]{\frac{X_3 \cdot d_{HP}^3 \cdot d_k}{3 \cdot (1 - X_4^2) \cdot X_2}} \quad (7.27)$$

Der Anteilfaktor f_{starr} kann auf Grundlage des Gleichungssystems (Gleichungen (5.14) bis (5.17)) entwickelt werden, wobei für die Basisvariablen auf die Belegung des Zufallsvektors für $g(\mathbf{X})$ zu achten ist.

$$\mathbf{X} = (\sigma_{k,DP490}, E_{k,DP490}, E_{HP}, \nu_{HP}, E_{VP}, F_{FV})^T \quad (7.28)$$

Die Bezeichnung der Basisgrößen orientiert sich an den Definitionen aus Anhang G. Ein Vergleich der mittleren Modellergebnisse mit den Resultaten der Experimente führt zu einem Mittelwert $m_B = 1,33$ und einer Standardabweichung von $s_B = 0,04$ der Modellunschärfe. Das Prognosemodell für die Klebschichttragfähigkeit im Auflagerbereich ist auf Grundlage der Modellunschärfe b als konservativ zu bewerten..

7.3 Zuverlässigkeitstheoretische Untersuchungen an Stahlklebverbindungen

Für die abgeleiteten Modelle des geklebten Fassadenanschlusses (Abschnitt 7.2.4) und der Fassadenprofilverstärkung (Abschnitt 7.2.5) werden die vorgestellten Zuverlässigkeitsverfahren angewandt und verglichen. Beginnend mit den einfachen Ver-

fahren der Momentenmethode bis hin zu komplexen Lösungsverfahren für korrelierte Basisgrößen und der Monte-Carlo-Simulation werden die Ergebnisse vorgestellt.

7.3.1 Ansatz der Verteilungsparameter

Ausgehend vom Sicherheitsabstand Z und basierend auf den Gleichungen der Grenzzustandsfunktionen (Gleichung (7.7) für den Fassadenanschluss und Gleichung (7.21) für die geklebte Verstärkung) wird der Zuverlässigkeitsindex β_C nach Cornell [Corn-67] bestimmt. Die Vorgehensweise mit einigen allgemeinen Erläuterungen ist dem Kapitel 4.4.1 zu entnehmen. Dabei kommt für die Anwendungsbeispiele eine Taylorreihentransformation zum Einsatz, um die nichtlinearen Zusammenhänge vereinfachen zu können. Ein wesentlicher Vorteil des Verfahrens ist die simple Integration korrelierter Basisvariablen mit Hilfe des geschätzten Korrelationskoeffizienten. Für den geklebten Trapezprofilanschluss bedeutet dies, die Berücksichtigung der Abhängigkeiten von Strukturmodul und Festigkeit der Klebschicht durch r_1 (s. Tabelle 7.1) sowie von E-Modul und Querkontraktionszahl der Stahlbauteile mittels r_3 . In das Modell für das verstärkte Hohlprofil werden diese Zusammenhänge anhand der Korrelationskoeffizienten r_2 und r_3 aus Tabelle 7.1 beschrieben, da hier der Klebstoff DP 490 zur Anwendung kommt. Die Ergebnisse der Methodik nach Cornell fasst Tabelle 7.2 zusammen.

Tabelle 7.2: Ergebnisse der Sicherheitsindizes β_C nach Cornell

Ansatz	geklebter Fassadenanschluss $r_1 = 0,467; r_3 = -0,988$		geklebte Fassadenverstärkung $r_2 = 0,729; r_3 = -0,988$	
	$g = R - E$	Gl. (7.7)	6,001	Gl. (7.21)
$g = \frac{R}{E} - 1$	12,18		3,618	

Die Analysen werden bei variierender mathematischer Formulierung der Grenzzustandsfunktionen wiederholt. Äquivalent zum Vorgehen des Beispiels aus Anhang A erfolgt lediglich eine einfache Veränderung im Ausdruck des Sicherheitsabstandes. Das bereits vorgestellte Invarianzproblem des Verfahrens nach Cornell zeigt sich für beide Modelle, jedoch reagiert das Sicherheitsmaß β_C im Falle des geklebten Fassa-

denanschlusses sensibler auf die Form von $g(\mathbf{X})$. Die Frage nach der Brauchbarkeit und Interpretierbarkeit der Ergebnisse bleibt an dieser Stelle unbeantwortet, sicher ist aber, dass das Weglassen der gemischten Glieder während der Reihenentwicklung einen wesentlichen Nachteil darstellt, wenn derart komplexe Funktionen untersucht werden wie in den vorliegenden Fällen. Das Verfahren nach Taylor ist hingegen notwendig, da das Konzept auf der Annahme einer Linearkombination von Basisgrößen beruht. Desweiteren ist zu beachten, dass bei der Methodik ein Bemessungspunkt analysiert wird, welcher nicht auf der Grenzzustandsfunktion liegt.

Insbesondere die Abweichungen in den Lösungen bei identischem mechanischen Hintergrund der Grenzzustandsfunktion machen eine zuverlässige Aussage auf Basis des Verfahrens nach Cornell unmöglich. Einen potentiellen Ausweg aus dieser unbefriedigenden Situation bietet eine Transformation nach Gleichung (4.10) und eine anschließende Untersuchung im Standardraum, was zum Sicherheitsindex β_{HL} nach Hasofer und Lind [Haso-74] sowie nach erfolgter Rücktransformation zum Bemessungspunkt führt. Das iterative Verfahren ist im Anhang B.2 definiert und im Kapitel 4.4.1 hergeleitet.

Die geschilderte Analyse führt für das Anwendungsbeispiel des geklebten Anschlusses zu einem Sicherheitsindex von $\beta_{HL} = 4,943$. Dabei wurden divergierende Startpunkte gewählt, um auszuschließen, dass verschiedene Minima im Bereich des Bemessungspunktes vorhanden sind. Gegenübergestellt wurden die Ergebnisse für die Untersuchungen mit einem Startpunkt im Koordinatenursprung des y -Raums sowie im Bereich kleiner Klebfestigkeiten und hoher Strukturmoduln der Klebschicht, da sich dieser Bereich negativ auf die Tragfähigkeit des Anschlusses auswirkt. Durch die hohe Steifigkeit der Klebschicht werden die Spannungsspitzen an den Klebfugenrändern schlechter abgebaut, worauf bereits in Kapitel 6.2 eingegangen wurde. Ein Versagen der Konstruktion durch solche extremen Spannungswerte wird bei abnehmender Klebfestigkeit wahrscheinlicher. Es konnte kein Einfluss der unterschiedlichen Startvektoren auf die Größe des Sicherheitsindex registriert werden. Um im Weiteren eine Aussage über den Effekt der Linearisierung der transformierten Funktion im Bemessungsbereich treffen zu können, wird die Form des Sicherheitsabstands genauer analysiert. Abbildung 7.3 zeigt die Grenzzustandsfunktion für den

geklebten Fassadenanschluss in Abhängigkeit der Basisvariablen X_1 (Klebfestigkeit) und X_2 (Strukturmodul).

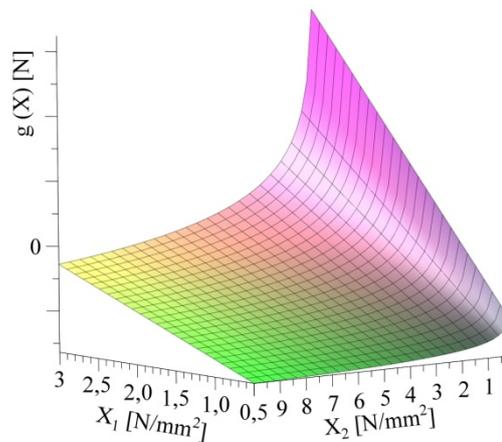


Abbildung 7.3: Grenzzustandsfunktion für das Modell des geklebten Fassadenanschlusses in Abhängigkeit von X_1 und X_2 im Bemessungsbereich

Die starke Krümmung der Funktion im Bereich kleiner Sekantenmoduln der Klebschicht ist auffällig, was zu einem konkav gekrümmten, unsicheren Bereich führt, der beim Verfahren nach Hasofer und Lind leicht unterschätzt wird, da hier eine Linearisierung im y -Raum vorgenommen wird (s. Abbildung 4.3). An dieser Stelle muss erwähnt werden, dass die Funktion für die Beschreibung der Tragfähigkeit der Klebschicht aufgrund ihres komplizierten mathematischen Ausdruckes nicht nach einer zu analysierenden Basisvariable umgestellt werden kann. Eine Interpretation der Einflüsse aus der Form der Grenzzustandsfunktion auf das Ergebnis der Zuverlässigkeitsmethode kann dennoch anhand der ursprünglichen Formulierung in Gleichung (7.7) ermöglicht werden. Dieser Zusammenhang kann für einfache Beispiele gezeigt werden und gilt für alle folgenden Darstellungen der Grenzzustandsfunktionen.

Da im Bereich der starken Krümmung in Abbildung 7.3 der Bemessungsbereich liegt, lässt sich schlussfolgern, dass die Lage des Bemessungspunktes einen wesentlichen Einfluss auf die Größe des Sicherheitsindex β_{HL} hat. Für derart gekrümmte Funktionen können außerdem die Schrittweiten des iterativen Verfahrens schnell zunehmen, wodurch man sich zügig vom Startpunkt und bei komplexen Formen auch vom Bemessungspunkt entfernt.

Im Fall des zweiten Anwendungstyps (geklebte Fassadenverstärkung) führen diese Zusammenhänge zu einer Verschiebung des transformierten Raums vom reellen Zahlenbereich in einen komplexen. Der Grund dafür ist die Modellrobustheit in Abhän-

gigkeit der Eingangswerte für die Basisvariable X_2 (Strukturmodul der Klebschicht). Das Modell reagiert mit großen Änderungen der Modellantwort auf kleine Änderungen von X_2 , was in Abbildung 7.4 (links) dargestellt ist. Dieses Verhalten liefert die Begründung für die Festlegung der Modellanwendungsgrenzen mit Hilfe des Nachweises des quasi-starren Verbundes in [Mein-10]. Die Größe der dafür zu überprüfenden Schubeinflusszahl λ (s. Gleichung (5.9)) wird wesentlich durch die Klebschichtsteifigkeit geprägt. Für Klebschichten mit geringem Schubmodul und somit E-Modul kann die Anforderung für den quasi-starren Verbund nicht erfüllt werden. Da das mechanische Modell jedoch grundlegend auf der Modellvorstellung des quasi-starren Verbundes aufbaut, verliert es im dargestellten Wertebereich für X_2 seine Gültigkeit.

Weiter ist der Grenzzustand im Startpunkt stellenweise sehr stark gekrümmt, was in Abbildung 7.4 (rechts) zu erkennen ist. Zur Ermittlung des Startpunktes werden bei diesem Verfahren Erwartungswerte der stochastischen Größen verwendet. Durch eine starke Krümmung der Funktion an dieser Stelle nimmt der Fehler bei der Linearisierung entsprechend zu. Außerdem kann diese Situation dazu führen, dass mit Hilfe der Vorgehensweise nach Hasofer und Lind der Bemessungspunkt nicht erreicht wird [Roos-01].

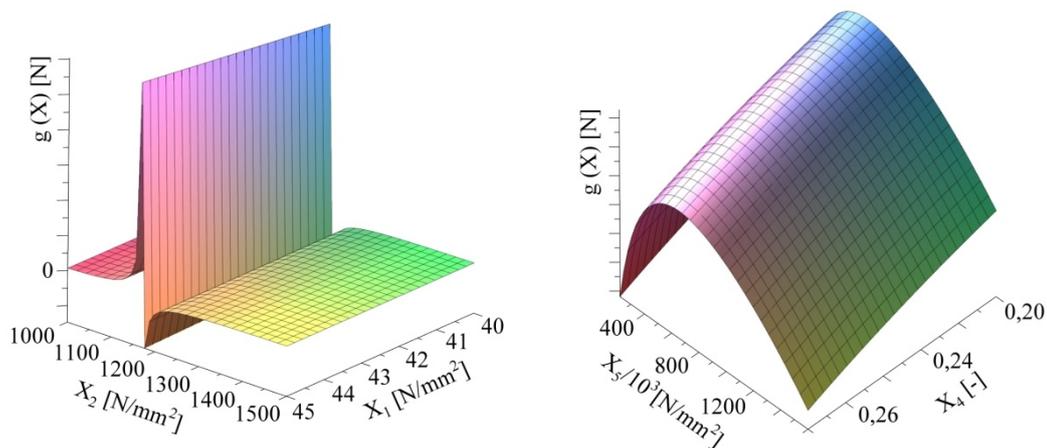


Abbildung 7.4: Links: Grenzzustandsfunktion für das Modell der geklebten Fassadenverstärkung in Abhängigkeit von X_1 und X_2 im Bemessungsbereich, rechts: in Abhängigkeit von X_4 und X_5 im Startpunkt

7.3.2 Ansatz stetiger Verteilungsfunktionen

In einem nächsten Schritt sollen die Verteilungsfunktionen der Basisvariablen, welche bei der Momentenmethode unberücksichtigt bleiben, integriert werden. Außerdem ermöglicht die Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung die Abschätzung der Versagenswahrscheinlichkeit, was anhand der zuvor bestimmten Sicherheitsindizes nicht möglich ist. Die Ergebnisse der Untersuchungen zeigt Tabelle 7.3 für das Modell des geklebten Trapezprofilanschlusses.

Tabelle 7.3: Ergebnisse der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung für den geklebten Fassadenanschluss

Ansatz der Verteilungstypen	Sicherheitsindex β_V	Versagenswahrscheinlichkeit P_f
logarithmische Normalverteilung	3,463	$2,67 \cdot 10^{-4}$
Best-Fit-Ansatz	3,964	$3,69 \cdot 10^{-5}$

Bei Annahme normalverteilter Daten kann auch hier keine reelle Lösung gefunden werden, was auf der Transformationsbeziehung in Gleichung (4.16) beruht. Wird diese für die Normalverteilung ausgewertet, ergibt sich der nachstehende Ausdruck.

$$y_i = \frac{x_i - \mu_{X_i}}{\sigma_{X_i}} \quad (7.29)$$

Es ist leicht zu erkennen, dass in Abhängigkeit des Startpunktes des jeweiligen Iterationsschrittes negative Werte für y_i zugelassen werden. Da für die Normalverteilung gilt, dass die Parameter μ_X und σ_X dem Erwartungswert und der Standardabweichung entsprechen, kann dieser Zustand für den verbesserten Startvektor schnell erreicht werden. Da weiter bekannt ist, dass die Funktion im y -Raum die gleiche Form wie die Grenzzustandsfunktion im Originalraum aufweist, kommt es hier aufgrund der Wurzelausdrücke in $g(\mathbf{X})$ (s. Kapitel 7.2.4) zu einer Verschiebung in den komplexen Zahlenbereich.

Die logarithmische Normalverteilung bietet hier einen wesentlichen Vorteil, welcher sich durch die Eigenschaft der Rechtsschiefe begründen lässt. Durch dieses Verhalten steigt der Betrag der Zufallsgrößen mit steigender, kumulativer Wahrscheinlich-

keit schnell an, sodass sich diese Charakteristik bezüglich der genannten Problematik vorteilhaft auf das Vorzeichen der Koordinaten im y -Raum auswirkt. Dieser Sachverhalt hat im vorliegenden Fall ein komplexes Ergebnis verhindert. Trotz der gutmütigen Eigenschaften der logarithmischen Normalverteilung können sich jedoch für andere Modelle negative y -Werte ergeben. Für Vergleichszwecke wird im abschließenden Schritt der Best-Fit-Ansatz nach Anhang G.6 analysiert, was eine Integration unterschiedlicher Verteilungsfunktionen für die einzelnen Basisvariablen entsprechend des geringsten Abstandes aus dem Anderson-Darling-Test bedeutet. Der berechnete Sicherheitsindex für diesen Ansatz liegt über dem Ergebnis bei Annahme logarithmisch normalverteilter Basisgrößen.

Die Komplexität der Funktion für das Modell der geklebten Hohlprofilverstärkung bereitet für die Anwendung der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung massive Probleme. Zunächst nähert sich das Verfahren einer Lösung mit niedrigem Strukturmodul sowie Klebfestigkeit und hohem E-Modul des Hohlprofils. Dieser Bemessungsbereich scheint aus mechanischer Sicht sinnvoll, da die Klebfestigkeit sinkt, während die Verformbarkeit der Verbundkonstruktion zunimmt.

Abbildung 7.5 zeigt eine Gegenüberstellung der Einflussgrößen Sekantenmodul (X_2) und E-Modul des Hohlprofils (X_3) in diesem Bereich mit den auffälligen Singularitäten der Funktion. Die Ergebnisse des Sicherheitsabstandes schwanken sehr stark bei niedrigen Verformungsmoduln der Komponenten, was mit der Grundannahme eines quasi-starren Verbundes als Voraussetzung für die Modellgültigkeit zu begründen ist. In der Gleichung (5.9) für die Schubeinflusszahl λ , welche zum Nachweis des gewünschten Verbundverhaltens herangezogen wird, ist ersichtlich, dass die Werte für X_2 und X_3 das Ergebnis bedingen. Ein hoher Wert für X_3 (E_{HP} in Gleichung (5.9)) erfordert einen hohen Wert für den Schubmodul (G_k in Gleichung (5.10)) um die Ungleichung (5.9) zu erfüllen. Da Schub- und E-Modul von Klebschichten positiv korreliert sind [Habe-09], kann geschlussfolgert werden, dass zur Einhaltung der Verbundbedingung bei steigendem X_3 auch der Wert für die Basisvariable X_2 steigen muss. Dieses Modellverhalten führt dazu, dass während des iterativen Vorgehens der Gültigkeitsbereich verlassen wird. Demzufolge kann das Modell nicht weiterführend mit der Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung untersucht werden, für den Fassadenanschluss ist das hingegen ohne weiteres möglich.

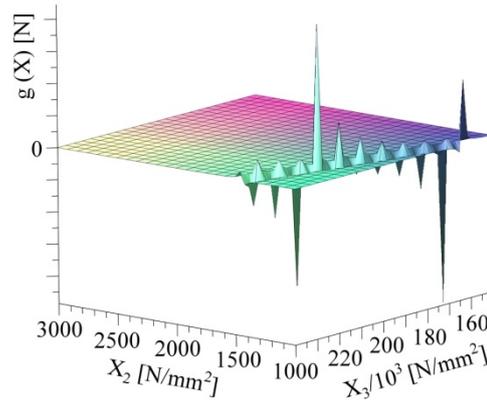


Abbildung 7.5: Grenzzustandsfunktion für das Modell der geklebten Fassadenverstärkung in Abhängigkeit von X_2 und X_3

Bei der Vorstellung der SORM in Kapitel 4.4.2 wurde bereits auf die komplexe Ermittlung der Hauptkrümmungen der Gleichung (B.44) hingewiesen. Mit Hilfe der Differentialgeometrie können die Hauptkrümmungen aus der folgenden Gleichung bestimmt werden.

$$\det\left(\frac{\bar{\mathbf{B}}_{\mathbf{u}}}{\partial g_{\mathbf{u}}/\partial u_1} - \kappa \cdot \mathbf{I}\right) = 0 \quad (7.30)$$

Hierbei entsteht die Matrix $\bar{\mathbf{B}}_{\mathbf{u}}$ durch Streichen der ersten Zeile und ersten Spalte der Matrix $\mathbf{B}_{\mathbf{u}}$ aus Gleichung (B.43), weshalb sich $i-1$ Hauptkrümmungen ergeben. Die Hesse-Matrix ist daher mit den zweiten und gemischten Ableitungen der Funktion im u -Raum belegt. Da die Grenzzustandsfunktion für den Originalraum vollständig aufbereitet vorliegt, werden die Ableitungen im x -Raum gebildet und anschließend transformiert. Für die Ergebnisse der FORM aus Tabelle 7.3 sind Normal-Tail-Approximationen notwendig, was zu den folgenden Bestimmungsgleichungen für die Hesse-Matrix führt.

$$\frac{\partial h}{\partial y_i} = \frac{\partial g}{\partial x_i} \cdot \sigma_{X_i}^N \quad (7.31)$$

$$\frac{\partial^2 h}{\partial y_i^2} = \frac{\partial^2 g}{\partial x_i^2} \cdot \sigma_{X_i}^N - \frac{\partial g}{\partial x_i} \cdot \sigma_{X_i}^N \cdot \left(y_i + \sigma_{X_i}^N \cdot \frac{\partial f_{X_i}}{\partial x_i} \cdot \frac{1}{f_{X_i}} \right) \quad (7.32)$$

$$\frac{\partial^2 h}{\partial y_i \cdot \partial y_j} = \frac{\partial^2 g}{\partial x_i \cdot \partial x_j} \cdot \sigma_{X_i}^N \cdot \sigma_{X_j}^N \quad (7.33)$$

$$\text{mit: } \frac{\partial f_{X_i}}{\partial x_i} \cdot \frac{1}{f_{X_i}} = -\frac{1}{\sigma_{X_i}} \cdot \left(\frac{x_i - \mu_{X_i}}{\sigma_{X_i}} \right) \quad \text{für } X_i \sim N(\mu_{X_i}, \sigma_{X_i}) \quad (7.34)$$

$$\frac{\partial f_{X_i}}{\partial x_i} \cdot \frac{1}{f_{X_i}} = -\frac{1}{x_i} \cdot \left[1 + \frac{1}{\sigma_{X_i}} \cdot \left(\frac{\ln(x_i) - \mu_{X_i}}{\sigma_{X_i}} \right) \right] \quad \text{für } X_i \sim \log N(\mu_{X_i}, \sigma_{X_i}) \quad (7.35)$$

Um die gesuchten Hauptkrümmungen zu bestimmen, ist die Ermittlung der Nullstellen eines $(i-1)$ -gradigen Polynoms erforderlich, was mit Hilfe verschiedener Substitutionsverfahren erfolgen kann. Im Rahmen der eigenen Untersuchungen wurde dafür eine Strategie entwickelt, die im Anhang B.4 wiedergegeben ist und die Lösungen der FORM für die Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung zugänglich macht. Die Resultate können Tabelle 7.4 entnommen werden.

Tabelle 7.4: Ergebnisse der Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung für den geklebten Fassadenanschluss

Ansatz der Verteilungstypen	Sicherheitsindex β_V	Versagenswahrscheinlichkeit P_f
logarithmische Normalverteilung	2,761	$2,85 \cdot 10^{-3}$
Best-Fit-Ansatz	3,422	$3,08 \cdot 10^{-4}$

Die Ergebnisse zeigen eine Zunahme der berechneten Versagenswahrscheinlichkeit aufgrund des konkav gekrümmten, unsicheren Bereiches. Dennoch kann die Verbesserung durch die Lösung der SORM für den untersuchten Fall als unwesentlich eingestuft werden, da die Krümmung der Grenzzustandsfunktion zwar berücksichtigt, die Komplexität des analytischen Modells jedoch nicht beachtet wird. Komplexe mathematische Formulierungen und eine hohe Anzahl an Basisvariablen können bereits für zuverlässigkeitstheoretische Untersuchungen 1. Ordnung Probleme bereiten, auf deren Lösung die SORM aufbaut, dadurch entstandene Fehler pflanzen sich natürlich entsprechend fort.

Eine Möglichkeit, die Zusammenhänge der Basisgrößen besser erfassen zu können, bietet eine Modifizierung der FORM zur Integration der Korrelationskoeffizienten. Hierfür ist es erforderlich, die bedingte Wahrscheinlichkeitsfunktion für den Sicherheitsabstand zu definieren, was vor allem für einen 7-dimensionalen Raum in eine umfangreiche Aufgabe mündet, wie in Kapitel 4.4.2 betont wird. Vor diesem Hintergrund wird die allgemeine Vorgehensweise zunächst für den zweidimensionalen Fall hergeleitet. Gleichung (7.36) zeigt die bedingte Wahrscheinlichkeitsfunktion einer zweidimensionalen Normalverteilung. Eine allgemeine Formulierung der Dichtefunktion enthält Gleichung (7.1).

$$F(x_1, x_2) = \frac{1}{2 \cdot \pi \cdot \sigma_{X_1} \cdot \sigma_{X_2} \cdot \sqrt{1 - \rho^2}} \cdot \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \exp\left(-\frac{1}{2 \cdot (1 - \rho^2)} \cdot a\right) du \cdot dv \quad (7.36)$$

$$\text{mit: } a = \frac{(u - \mu_{X_1})^2}{\sigma_{X_1}^2} + \frac{(v - \mu_{X_2})^2}{\sigma_{X_2}^2} - 2 \cdot \rho \cdot \frac{(u - \mu_{X_1}) \cdot (v - \mu_{X_2})}{\sigma_{X_1} \cdot \sigma_{X_2}} \quad (7.37)$$

Die Berechnung einer gesuchten Wahrscheinlichkeit gestaltet sich schwierig, da der Teil der e -Funktion mit quadratischem Exponenten nicht geschlossen integrierbar ist. Abgeleitet von der allgemeinen Definition der bedingten Dichtefunktion

$$f_{X_1|X_2}(x_1|x_2) = \frac{f(x_1, x_2)}{f_{X_2}(x_2)} \quad (7.38)$$

kann für die Normalverteilung jedoch ein Lösungsweg erarbeitet werden, der ein Zurückgreifen auf die bekannten Lösungen der Standardnormalverteilung erlaubt. Ist eine Funktion gesucht, unter der Bedingung, dass für die Zufallsgröße X_1 die Realisation x_1 eintritt, wird die Dichtefunktion dieser Zufallsvariable zunächst ausgewertet. Für eine einfache Schreibweise wird an dieser Stelle der Ausdruck in Gleichung (7.39) eingeführt. Hierin sind der Typ der angenommenen Verteilung (N = Normalverteilung) sowie die Verteilungsparameter in der geschlossenen Klammer ablesbar. Somit kann die Wahrscheinlichkeit auch für bedingte Zufallsgrößen ermittelt werden.

$$X_1|X_2 = x_2 \sim N\left(\mu_{X_1} + \rho \cdot \frac{\sigma_{X_1}}{\sigma_{X_2}} \cdot [x_2 - \mu_{X_2}]; \sigma_{X_1}^2 \cdot [1 - \rho^2]\right) \quad (7.39)$$

Prinzipiell kann auf diese Weise auch für die logarithmische Normalverteilung vorgegangen werden, wobei auf den Zusammenhang zwischen den Verteilungstypen zu achten ist, welcher in Kapitel 3.4.3 ausführlich dargelegt ist. Gemäß der eingeführten Schreibweise in Gleichung (7.39) folgt für Y im eindimensionalen Fall

$$Y = e^X \sim \text{logN}(\mu_Y; \sigma_Y^2) \quad (7.40)$$

und für eine zweidimensionale Funktion kann der nachfolgende Ausdruck angegeben werden.

$$Y_1|Y_2 = y_2 \sim N\left(\mu_{Y_1} + \hat{\rho} \cdot \frac{\sigma_{Y_1}}{\sigma_{Y_2}} \cdot [\ln(y_2) - \mu_{Y_2}]; \sigma_{Y_1}^2 \cdot [1 - \hat{\rho}^2]\right) \quad (7.41)$$

Neben der Bedingung, dass μ_Y bzw. σ_Y nicht den Lage- bzw. Streuungsparametern der Verteilung entsprechen, gilt zu beachten, dass ein Korrelationskoeffizient $\hat{\rho}$ der logarithmierten Datenbasis anzusetzen ist.

Für das Modell des geklebten Fassadenanschlusses werden verschiedene Berechnungen der Versagenswahrscheinlichkeit auf Grundlage der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung angestellt. Dabei werden korrelierte Basisvariablen unter Zuhilfenahme der Korrelationskoeffizienten aus Kapitel 7.2.3 vorausgesetzt. Im Falle der logarithmischen Normalverteilung ist eine erneute Bestimmung der Korrelationen unter Verwendung der Transformationsbeziehung in Gleichung (7.40) erforderlich. Darüber hinaus erfolgt eine willkürliche Nummerierung der Basisgrößen im Zufallsvektor für die Grenzzustandsfunktion aus Gleichung (7.7) mit dem Ziel, einen vermuteten Effekt durch die Reihenfolge bei der Festlegung der bedingten Wahrscheinlichkeitsfunktion zu beweisen. Neben dem ursprünglichen Zufallsvektor, welcher im Abschnitt 7.2.4 eingeführt wird (Gleichung (7.20)), erfolgt die Analyse an den neudefinierten Zufallsvektoren \mathbf{X}_B und \mathbf{X}_C , wofür die Grenzzustandsgleichung selbstverständlich adäquat formuliert wird.

$$\mathbf{X}_B = (E_{k,KP\ 225}, \sigma_{k,KP\ 225}, \nu_{AP}, E_{AP}, \nu_{TP}, E_{TP}, F_{FA})^T \quad (7.42)$$

$$\mathbf{X}_C = (F_{FA}, E_{AP}, \nu_{AP}, \sigma_{k,KP\ 225}, E_{k,KP\ 225}, E_{TP}, \nu_{TP})^T \quad (7.43)$$

Die Resultate dieser Studie in Tabelle 7.5 zeigen, dass eine massive Beeinflussung der Ergebnisse durch die Ordnung der X_i besteht.

Tabelle 7.5: Ergebnisse der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung bei Annahme korrelierter Basisvariablen

Definition des Zufallsvektors	Sicherheitsindex β_V	Versagenswahrscheinlichkeit P_f
Normalverteilung $r_1 = 0,467; r_3 = -0,988$		
X_A nach Gl. (7.20)	4,270	$9,774 \cdot 10^{-6}$
X_B nach Gl. (7.42)	4,270	$9,774 \cdot 10^{-6}$
X_C nach Gl. (7.43)	7,828	$2,442 \cdot 10^{-15}$
logarithmische Normalverteilung $r_1 = 0,455; r_3 = -0,886$		
X_A nach Gl. (7.20)	4,452	$4,254 \cdot 10^{-6}$
X_B nach Gl. (7.42)	5,559	$1,357 \cdot 10^{-8}$
X_C nach Gl. (7.43)	3,669	$1,220 \cdot 10^{-4}$

Ist der damit bewiesene Sachverhalt dem Anwender unbekannt, können schwerwiegende Fehler bei der Ergebnisinterpretation auftreten. Gleichwohl die Problematik erkannt und diskutiert ist, stellt sich die Frage nach einer geeigneten Formulierung der Grenzzustandsfunktion, weil die Belegung des Zufallsvektors in jedem Fall willkürlich erfolgt. Eine mechanisch oder probabilistisch sinnvolle Nummerierung kann nicht definiert werden, demzufolge auf eine solche Auswirkung lediglich gesellschaftlich reagiert werden kann, indem ein angemessener Umgang mit den Ergebnissen und den daraus resultierenden Schlussfolgerungen angestrebt wird. Diese Empfehlung gilt natürlich nicht ausschließlich für die zuletzt vorgestellte Untersuchung, sondern für sämtliche Ergebnisse der probabilistischen Verfahren. In besonderem Maß aber für solche Methoden, die in der Normung Verwendung finden und für den Tragwerksplaner ohne spezifische Angaben zu den Hintergründen und Anwendungsgrenzen der Zuverlässigkeitstheorie zur Verfügung stehen.

7.3.3 Monte-Carlo-Simulation

Für vergleichende Zwecke werden die Anwendungsbeispiele mit Hilfe der Monte-Carlo-Simulation (s. Kapitel 4.4.3) untersucht. Die Literatur bietet verschiedene Modifikationen des Simulationsverfahrens mit dem Ziel der Rechenzeitverkürzung oder einer Anpassung des Algorithmus, um den Anforderungen spezifischer Anwendungsgebiete zu genügen. Für die eigenen Untersuchungen an den geklebten Fassadenkonstruktionen werden in einem ersten Schritt gleichverteilte Zufallszahlen im Intervall von $[0;1]$ erzeugt, wofür der Mersenne-Twister-Algorithmus Verwendung findet, welcher als Pseudozufallsgenerator bezeichnet wird [Nish-98]. Man spricht von einer Pseudozufallszahl, da diese deterministisch erzeugt und somit nicht tatsächlich durch den Zufall bestimmt wird. Das Verfahren bietet den Vorteil, das sogenannte Hyperebenen-Verhalten zu überwinden, welches bei linearen Kongruenzmethoden auftreten kann, wobei Abhängigkeiten zwischen den generierten Zufallsgrößen entstehen können (Satz von Marsaglia).

Mit Hilfe der Box-Muller-Methode [Müll-12] werden diese Zufallswerte an die Verteilungstypen der vorliegenden Basisvariablen angepasst. Dabei werden aus jeder Zufallszahl zunächst zwei statistisch unabhängige und standardnormalverteilte Zufallsgrößen generiert, die im Anschluss in eine normalverteilte Größe mit beliebigen Verteilungsparametern zu transformieren sind. Voraussetzung ist, dass die ursprünglichen Zufallszahlen der Rechteckverteilung angehören, was durch die Methode nach Mersenne-Twister gewährleistet werden kann. Die Flexibilität bezüglich der Lage- und Streuungswerte der Verteilungsfamilie stellt den wesentlichen Vorteil der Methodik dar, allerdings bedeutet das Verfahren eine Auswertung von trigonometrischen Funktionen, was auch für moderne Computertechnik aufwendig ist und zusätzliche Rechenzeit zur Folge hat. Da im Fall der untersuchten Konstruktionen komplexe trigonometrische Funktionen in den Grenzzustandsfunktionen bereits enthalten sind, wird die Simulation auch bei einer alternativen Transformationsmethode zeitintensiv. Die Anwendung der Box-Muller-Methode bedeutet für die eigenen Untersuchungen keine wesentliche Zunahme der Rechenzeit. Infolge der kleinen Versagenswahrscheinlichkeiten, die aufgrund der geforderten Sicherheit im Bauwesen und dem Ansatz konservativer Modelle zu erwarten sind, muss eine große Anzahl an Simulationen durchgeführt werden (s. Kapitel 4.4.3). Für beide Konstruktionsdetails

werden $4,7 \cdot 10^{12}$ Realisationen mit Hilfe der vorgestellten Vorgehensweise erzeugt. Die Ergebnisse zeigt Tabelle 7.6.

Tabelle 7.6: Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulation

	geklebter Fassadenanschluss	geklebte Fassadenverstärkung
j	$4,7 \cdot 10^{12}$	$4,7 \cdot 10^{12}$
j_V	468'450	20'073'700
P_f	$1,035 \cdot 10^{-7}$	$4,271 \cdot 10^{-6}$

Für beide Modelle ergeben sich Versagenswahrscheinlichkeiten, die den Normempfehlungen genügen und diese zum Teil weit unterschreiten, was sich u.a. durch die konservative Behandlung der Klebschichttragfähigkeiten in den Ingenieurmodellen begründen lässt.

Um Aussagen über den Einfluss einzelner Basisvariablen auf die Ergebnisse der zuverlässigkeitstheoretischen Untersuchungen ableiten zu können, werden an dieser Stelle die Sensitivitäten der Modellantworten bezüglich der Eingabeparameter abgeschätzt. Hierfür kann das Metamodellverhalten der Ergebnisse der Strukturanalyse aus der Monte-Carlo-Simulation genutzt werden (s. Kapitel 4.4.3). Mit Hilfe des Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman wird die Beziehung zwischen den einzelnen Basisvariablen und dem entsprechenden Ausgabewert des Widerstandsmodells quantifiziert. Die Gleichung für den Rangkorrelationskoeffizienten lautet

$$r_i = \frac{\sum_{j=1}^n (RX_{ij} - m_n) \cdot (RZ_j - m_n)}{\sqrt{\sum_{j=1}^n (RX_{ij} - m_n)^2} \cdot \sqrt{\sum_{j=1}^n (RZ_j - m_n)^2}} \quad (7.44)$$

Hierin sind RX_{ij} bzw. RZ_j der Rang der Realisationen x_{ij} innerhalb des Zufallsvektors \mathbf{X}_i bzw. der Rang der Modellantwort z_j innerhalb des Vektors der Analyseergebnisse \mathbf{Z} . m_n entspricht dem Mittelwert von RX_{ij} bzw. RZ_j . Somit gilt

$$m_n = \frac{1 + n}{2} \quad (7.45)$$

Die Bestimmungsgleichung für r_i zeigt, dass ausschließlich lineare Korrelationen betrachtet werden können. Da sich Gleichung (7.44) jedoch auf die Ränge der Vektoren

bezieht, kann mit Hilfe des Spearmanschen Rangkorrelationskoeffizienten Stärke und Richtung eines monotonen Zusammenhangs zwischen Eingabewerten und Modellantwort bestimmt werden [Rinn-03]. Die Ergebnisse der Korrelationsanalyse für beide Prognosemodelle fast Tabelle 7.7 zusammen.

Tabelle 7.7: Ergebnisse der Sensitivitätsanalyse

geklebter Fassadenanschluss					
$Z = X_1 \cdot \frac{L_0}{f_L(\xi_{max})} \cdot \frac{B_0}{f_B(\sigma_{max})}$		$\mathbf{X} = (\sigma_{k,KP\ 225}, E_{k,KP\ 225}, E_{AP}, \nu_{AP}, E_{TP}, \nu_{TP})^T$			
r_1	r_2	r_3	r_4	r_5	r_6
0,314	-0,861	0,357	0,017	0,002	-0,018
geklebte Fassadenverstärkung					
$Z = \frac{2 \cdot X_1 \cdot b_{eff,\sigma} \cdot L_{eff}}{f_{starr}}$		$\mathbf{X} = (\sigma_{k,DP490}, E_{k,DP490}, E_{HP}, \nu_{HP}, E_{VP})^T$			
r_1	r_2	r_3	r_4	r_5	
0,131	-0,901	0,301	0,025	-0,030	

Der Korrelationskoeffizient $r_2 = -0,861$ gibt eine starke Korrelation zwischen den Eingangswerten für $E_{k,KP\ 225}$ und der Modellantwort an. Die Zugfestigkeit der Klebschicht und der E-Modul des Anschlussprofils scheinen einen mäßigen Einfluss auf das Modellergebnis zu haben (r_1 und r_3). Für die übrigen Basisvariablen des Modells für den geklebten Fassadenanschluss kann kein bzw. ein geringer Zusammenhang festgestellt werden. Die Streuungen solcher Zufallswerte beeinflussen somit die Modellantwort und das Ergebnis der Zuverlässigkeitsanalysen nur unwesentlich. Die Werte für r_i beziehen sich auf die Ränge der Realisationen und der Modellantwort. Aus diesem Grund ist es sinnvoll die tatsächliche Verteilung der Wertepaare unter Zuhilfenahme von Streudiagrammen zu beurteilen. In Abbildung 7.6 sind exemplarisch die Zusammenhänge zwischen X_2 (links) bzw. X_3 (rechts) und den Modellantworten dargestellt. Die Diagramme bestätigen die auf Grundlage der Korrelationskoeffizienten vermuteten monotonen Zusammenhänge.

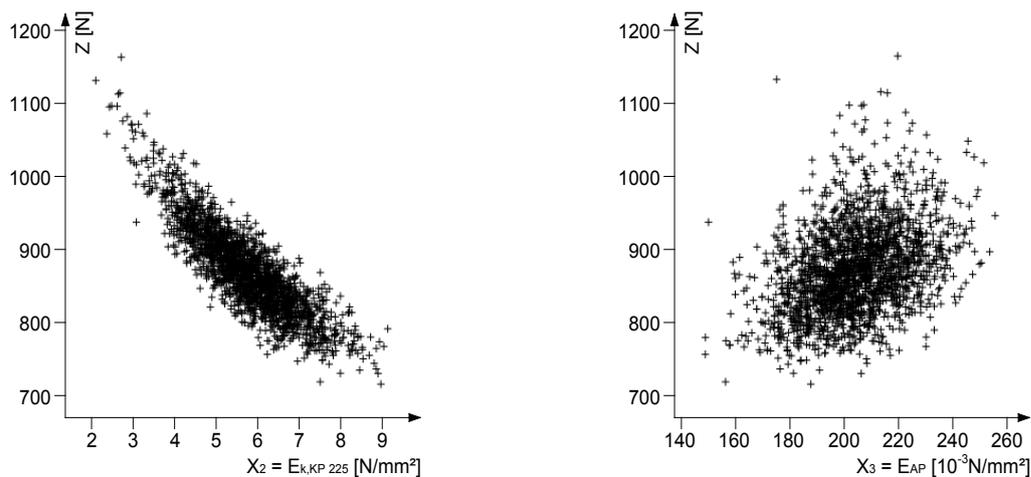


Abbildung 7.6: Streudiagramme für $n = 2000$ – Zusammenhang zwischen links: E-Modul der Klebschicht X_2 und Modellantwort Z , rechts: E-Modul des Anschlussprofils X_3 und Modellantwort Z

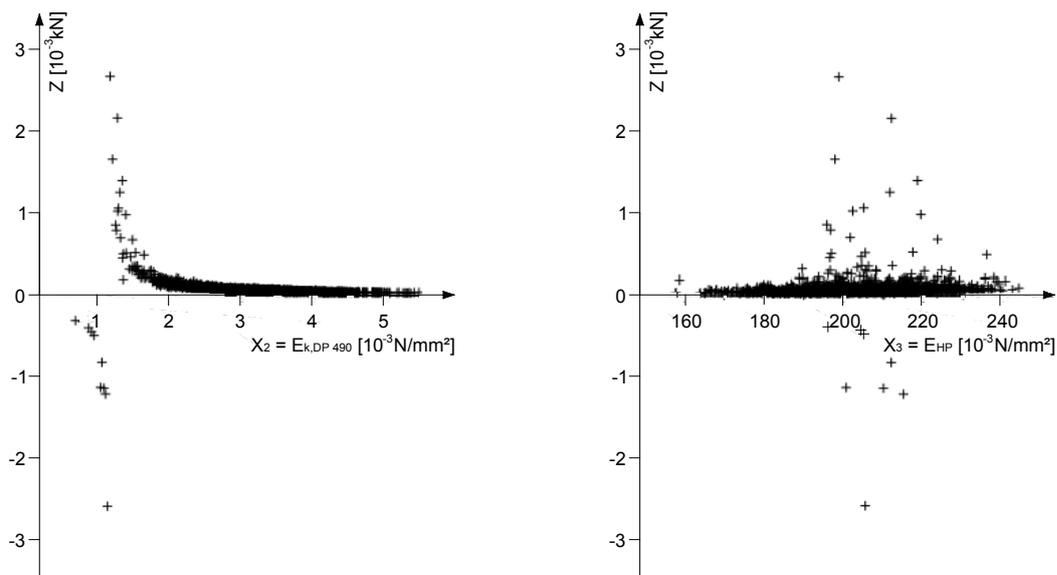


Abbildung 7.7: Streudiagramme für $n = 2000$ – Zusammenhang zwischen links: E-Modul der Klebschicht X_2 und Modellantwort Z , rechts: E-Modul des Hohlprofils X_3 und Modellantwort Z

Die Korrelationswerte für das Modell der geklebten Fassadenverstärkung zeigen den bereits mehrfach diskutierten Einfluss von X_2 (Strukturmodul der Klebschicht) auf das Modellergebnis Z . Darüber hinaus kann ein mäßiger Zusammenhang zwischen X_3 (E-Modul des Hohlprofils) und dem Wert für Z vermutet werden. Für die übrigen Basisvariablen ergeben sich untergeordnete Einflüsse auf die Modellantwort. Zur

Überprüfung des monotonen Zusammenhangs werden die Streudiagramme in Abbildung 7.7 für die Korrelationen mit der scheinbar stärksten Ausprägung herangezogen.

Auffällig ist die starke Streuung der Modellantworten, die im Wesentlichen bei niedrigen Eingangswerten für X_2 hervorgerufen wird (Abbildung 7.7 - links). Wie bereits erläutert, gilt das Ingenieurmodell nur unter der Annahme eines quasi-starren Verbundes. Maßgebend für die erforderte Verbundbedingung ist dabei ein Mindestwert für den Strukturmodul der Klebschicht (X_2). Unterhalb dieses Grenzwertes ist der Zusammenhang zwischen Eingabewert und Modellergebnis nicht mehr monoton und es ergeben sich rechnerisch negative Werte für Z . Im Gültigkeitsbereich des Ingenieurmodells kann eine nichtlineare Korrelation zwischen X_2 und Z festgestellt werden. Auf Grundlage der Rangkorrelationskoeffizienten und Streudiagramme können die Einflüsse der Basisvariablen auf die Modellantwort abgeschätzt werden. Dabei gilt zu beachten, dass in den Ergebnissen für r_i deterministische Sensitivitäten und die Einflüsse der Streuungen der X_i miteinander kombiniert werden [Mück-00]. Zur Modellbewertung sollten aus diesem Grund weitere Sensitivitätsanalysen, z. B. varianzbasierte Methoden, herangezogen werden. Solche Verfahren, die darüber hinaus die Erfassung der Interaktionen zwischen den Basisvariablen erlauben sind ausführlich in [Reut-12, Salt-08] beschrieben.

7.4 Das semiprobabilistische Konzept nach Eurocode

Die mathematische Komplexität der Funktionen und die Auswirkung dieser Eigenschaft auf einige probabilistische Analysen konnte bereits gezeigt werden. Im Weiteren wird evaluiert, welche Bedeutung dies für das Verfahren zur Kalibrierung von Bemessungsmodellen nach Eurocode [DIN 1990] hat. Dabei werden die Ansätze für hypothetisch normalverteilte und logarithmisch normalverteilte Basisvariablen verfolgt und für beide Konstruktionsbeispiele untersucht. Die allgemeine Vorgehensweise ist dem Kapitel 4.5 zu entnehmen. Als Bezugszeitraum soll eine Nutzungsdauer von 50 Jahren angenommen werden (s. Tabelle 4.1).

Die Formulierung der Widerstandsmodelle im Grenzzustand der Tragfähigkeit erfolgt auf Grundlage der Lösungen von Mainz [Mein-10], was für das Modell des geklebten Anschlusses die Gültigkeit des Ausdrucks

$$R_{mod} = \sigma_k \cdot \frac{L_0}{f_L(\xi_{max})} \cdot \frac{B_0}{f_B(\zeta_{max})} \quad (7.46)$$

und für die Hohlprofilverstärkung entsprechend der Gleichung (5.12) bedeutet. Das semiprobabilistische Vorgehen zeichnet sich durch die einfache Anwendbarkeit aus, denn weitreichende Hintergrundkenntnisse werden für den Gebrauch des Formelapparates nicht vorausgesetzt. Die größte Schwierigkeit besteht in der Bestimmung des Variationskoeffizienten des Modells, welcher im Schritt 6 des Algorithmus im Abschnitt 4.5 integriert ist (s. Anhang C). Dieser Kennwert wird durch das Verhältnis von Standardabweichung und Mittelwert charakterisiert. Während sich die Ermittlung des mittleren Modellwertes einfach gestaltet, stellt die Quantifizierung der Varianz und damit der Standardabweichung eine Problematik für umfangreiche Funktionen dar. Die exakte Lösung nach Gleichung (3.12) kommt hier nicht zur Anwendung, da das uneigentliche Integral nicht elementar gelöst werden kann. Diese Tatsache ist gemeinhin bekannt, weshalb die Statistik Rechenregeln für Varianzen zur Verfügung stellt. Diese sind für korrelierte und statistisch unabhängige Zufallsgrößen in der Literatur, wie z. B. in [Sach-03], zu finden. Allerdings erlauben die analytischen Modelle der untersuchten Anwendungsbeispiele den Einbezug dieser Gesetzmäßigkeiten nicht, da die mathematischen Ausdrücke exponentielle und trigonometrische Terme enthalten. Für solche Formulierungen existieren keine Rechenvorschriften. Um dennoch die Modellvarianzen für die vorliegenden Fälle bestimmen zu können, wird die Parallelität der Varianzrechnung zum Fehlerfortpflanzungsgesetz ausgenutzt. Die Standardabweichung einer Zufallsgröße kann als absoluter Fehler einer Messgröße interpretiert werden [Lett-16], was die Schlussfolgerung zulässt, dass es sich beim Variationskoeffizienten um einen relativen Fehler handelt. Gemäß dem verallgemeinerten Gauß'schen Fehlerfortpflanzungsgesetz gilt für korrelierte Messwerte X_i in einer beliebigen Funktion Z Gleichung (7.47) für den absoluten Fehler des Modells.

$$\sigma_Z = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial Z}{\partial X_i}\right)^2 \cdot \sigma_{X_i}^2 + 2 \cdot \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{k=i+1}^n \left(\frac{\partial Z}{\partial X_i}\right) \cdot \left(\frac{\partial Z}{\partial X_k}\right) \cdot COV(X_i, X_k)} \quad (7.47)$$

$$\text{mit: } COV(X_i, X_k) = \rho(X_i, X_k) \cdot \sigma_{X_i} \cdot \sigma_{X_k} \quad (7.48)$$

Die enthaltene Kovarianz wird durch die Standardabweichungen der Zufallswerte sowie den Korrelationskoeffizienten $\rho(X_i, X_k)$, zur Abschätzung der Abhängigkeit zwischen den Basisvariablen, wiedergegeben. Die Berücksichtigung der Korrelation kann hierbei sowohl zu einer Erhöhung als auch zu einer Senkung der Modellvarianz beitragen, verglichen mit dem Ansatz statistisch unabhängiger Basisvariablen. Aus diesem Grund werden die Variationskoeffizienten der analytischen Modelle für die Fälle „ X_i sind unkorreliert“ und „ X_i sind korreliert“ betrachtet. Hierfür wird die Empfehlung des Eurocode [DIN 1990] aus Abschnitt D.7 aufgegriffen, einen Variationskoeffizienten von mindestens $V_{Xi} \geq 0,10$ für jede Zufallsgröße anzunehmen. Zum Teil müssen durch diesen Ansatz die Standardabweichungen der einzelnen Basisvariablen erhöht werden. Die Ergebnisse der Berechnungen sind in Tabelle 7.8 zusammengefasst.

Tabelle 7.8: Variationskoeffizienten V_{mod} und Teilsicherheitsbeiwerte der Modelle

Verteilungstyp	$V_{mod} [-]$		$\bar{\gamma}_M [-]$ Gl. (4.49)
	X_i sind unkorreliert	X_i sind korreliert	
Modell: geklebter Fassadenanschluss			
Normalverteilung	0,119	0,120	1,738
LogNormalverteilung	0,120	0,120	1,000
Modell: geklebte Fassadenverstärkung			
Normalverteilung	0,386	0,397	1,079
LogNormalverteilung	0,398	0,408	2,430

Der relative Fehler des Modells für den geklebten Anschluss wird nur unwesentlich durch die Beziehung zwischen den Basisvariablen beeinflusst, das Modell für das

verstärkte Hohlprofil reagiert hingegen sensibler auf die Einführung der Korrelationskennwerte. Durch die Annahme korrelierter Zufallsgrößen steigt die Varianz entsprechend an, dies gilt für beide Verteilungsfamilien.

Darüber hinaus sind in Tabelle 7.8 die sehr divergenten Ergebnisse der ermittelten Teilsicherheitsbeiwerte ausgewiesen. Während sich für den Trapezprofilanschluss, bei Annahme logarithmisch normalverteilter Bemessungsvariablen, ein Teilsicherheitsbeiwert ergibt, der rechnerisch kleiner 1,0 ist, beträgt der Sicherheitsfaktor 1,738 für den Ansatz normalverteilter Zufallswerte. Gemäß der Definition von γ_M (Kapitel 4.5) kann dieser niemals einen Wert kleiner 1,0 annehmen, weshalb in der Tabelle 7.8 die untere Schranke angegeben ist. Die Ursache für die Abweichungen liegt in der Grundannahme der Modellstruktur in Gleichung (4.34) für die logarithmische Normalverteilung bzw. Gleichung (C.1) bei normalverteilten Größen. Dadurch verändern sich die Wichtungsfaktoren im Analyseverfahren. Im Fall logarithmisch normalverteilter Basisvariablen gilt Formel (4.36) für die Bestimmung der Streugröße δ . Durch die Definition der Mittelwertkorrektur b_R für diesen Verteilungstyp in Gleichung (4.35) ergibt sich im Mittel ein Wert nahe 1 im Klammerausdruck der Streugröße. In diesem Definitionsbereich nähert sich die Funktion des natürlichen Logarithmus zügig der y -Achse. Das führt zu einer kleinen Standardabweichung sowie einem kleinen Variationskoeffizienten von δ . Somit wird das Ergebnis für den Teilsicherheitsbeiwert stärker durch die Modellvarianz beeinflusst, was in Abbildung 7.8 (links) verdeutlicht wird.

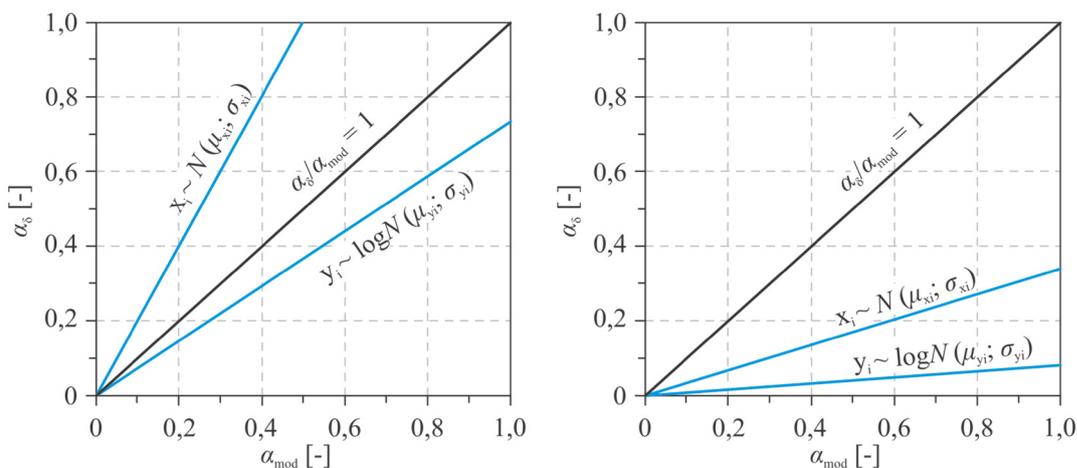


Abbildung 7.8: Gegenüberstellung der Wichtungsfaktoren für verschiedene Verteilungen; links: geklebter Fassadenanschluss; rechts: geklebte Fassadenverstärkung

Der umformulierte Formelapparat für die Bestimmung der Mittelwertkorrektur und der Streugröße in Anhang C weist dagegen ausschließlich lineare Zusammenhänge auf, weshalb der Teilsicherheitsbeiwert für normalverteilte Zufallsgrößen stärker durch Anzahl und Streuung der Versuchsergebnisse beeinflusst wird.

Grundsätzlich lässt sich dieser Zusammenhang ebenfalls für das Modell des verstärkten Fassadenprofils feststellen (s. Abbildung 7.8, rechts). Die unterschiedlichen Formulierungen der Bestimmungsgleichung des charakteristischen Widerstandes bzw. Bemessungswertes führen jedoch dazu, dass ein größerer Teilsicherheitsbeiwert bei Annahme logarithmisch normalverteilter Basisvariablen ermittelt wird. In Gleichung (4.44) ist der Ausdruck, welcher sich als Eingangsgröße für die Exponentialfunktion ergibt, in jedem Fall positiv. In diesem Bereich steigt die e -Funktion progressiv an, weshalb bei dieser Prozedur, in Abhängigkeit von b_R , häufig $R_k < R_{mod}$ gilt. Angesichts der Linearbeziehungen des Verfahrens im Anhang C kann diese Aussage nicht für die Normalverteilung getroffen werden. Auch wenn im weiteren Rechenverlauf der Bemessungswert des Widerstandes zu entwickeln ist, kann der Effekt durch die Korrektur mit dem Wert k_c verstärkt werden.

Tabelle 7.9: Ergebnisse des Verfahrens nach Eurocode [DIN 1990]

	Modell: geklebter Fassadenanschluss		Modell: geklebte Fassadenverstärkung	
	LogNormalverteilung	Normalverteilung	LogNormalverteilung	Normalverteilung
b_R [-]	2,298	1,781	1,361	16,03
σ_δ [-] bzw. [N/mm ²]	0,087	0,286	0,033	1,922
σ_{mod} [-] bzw. [N/mm ²]	0,120	0,142	0,392	5,111
σ_R [-] bzw. [N/mm ²]	0,148	0,319	0,394	5,460
R_k [N/mm ²]	2,316	2,389	28,20	48,98
R_d [N/mm ²]	1,480	0,754	15,91	35,68
γ_M [-]	1,564	3,170	1,772	1,373
$\bar{\gamma}_M$ [-]	0,885	1,738	2,430	1,079

Die Resultate sind zuzüglich einiger Zwischenergebnisse in Tabelle 7.9 angegeben. Die Streuungskennwerte erscheinen für logarithmisch normalverteilte Daten folgerichtig einheitenlos, da sie aus den dimensionslosen Variationskoeffizienten abgeschätzt werden (s. Kapitel 4.5). Wird jedoch die Normalverteilung für alle Basisgrößen angenommen, ergeben sich die Standardabweichungen in der Einheit des Widerstandes (Anhang C).

Die Ergebnisse der Teilsicherheitsbeiwerte für die unterschiedlichen Anwendungsfälle und Verteilungsfamilien verhalten sich sehr heterogen, die Gründe dafür sind bekannt und wurden bereits diskutiert. Für die Integration der Erkenntnisse in eine baupraktische Richtlinie o.Ä. müssen bei fehlender Erfahrung zunächst die Werte angesetzt werden, welche auf der sicheren Seite liegen. Zum gegenwärtigen Stand der Klebtechnologie sind nur wenige Forschungstätigkeiten bekannt, welche das Ziel der Aufstellung normungsnaher Bemessungskonzepte verfolgen und für eine Ergebnisinterpretation herangezogen werden können. Einige Arbeiten sind im Abschnitt 5.1 erläutert, die wegen Materialdivergenz, veralteten Ansätzen oder unterschiedlichen Randbedingungen für einen Vergleich mit den eigenen Resultaten ungeeignet sind. In [Stra-00] werden Teilsicherheitsbeiwerte nach Eurocode für einfach und doppelt überlappte Klebverbindungen errechnet, wofür Versuche an Stahl- und Aluminiumfügeteilen mit dem Klebstoffsystem DP 490 und einem kalthärtenden, zweikomponentigen Polyurethanklebstoff durchgeführt werden. Für diese Fälle berechnet van Straalen Teilsicherheitsbeiwerte $\gamma_M = 1,21$ bis $1,87$ für die einschnittige Überlappung und $\gamma_M = 1,11$ bis $1,59$ für den zweiten Fall. Er analysiert ausschließlich dünne Klebschichten mit $0,2$ mm, Fügeteildicken von 4 mm bis 6 mm und Überlappungslängen von 10 mm bis 40 mm. Herstellungseinflüsse auf das Tragverhalten erfasst er nicht durch Umrechnungsfaktoren, sondern integriert sie in die Teilsicherheiten. Zu beachten ist, dass eine Variation der Stärken der Fügeteile der einfach überlappten Klebverbindung ebenso eine Veränderung der Momentenbeanspruchung zur Folge hat (s. Kapitel 3.3). Dieser Effekt kann mit dem Verfahren nach van Straalen nicht identifiziert oder separat behandelt werden.

Darüber hinaus stellt er probabilistische Analysen für Sandwichpanels an. Während für die Kleinteilversuche die bereits genannten Teilsicherheitsbeiwerte gefunden werden konnten, ergeben sich für den spezifischen Anwendungsfall aufgrund der

Maßstabeffekte und anderer Einflüsse höhere Teilsicherheiten. Mit den Ergebnissen, welche für unterschiedliche Systeme von Sandwichstrukturen gefunden wurden und von $\gamma_M = 0,8$ bis 4,4 schwanken, werden die Schwierigkeiten bei der Übertragung der Aussagen aus Kleinteilversuchen auf reale Bauteile aufgezeigt. Er begründet die Abweichungen mit Fehlern in der Klebschicht und einer geringen Versuchszahl. Im Fall der speziellen Tests an den Sandwichplatten werden außerdem inkongruente Versagensmechanismen angesprochen, die u.U. nicht zweifelsfrei zu registrieren sind. Zudem kann festgestellt werden, dass das mechanische Modell, welches für die Vorhersage des Widerstandes entwickelt wurde, die Tragfähigkeit der Konstruktion teilweise überschätzt [Stra-00]. Die von Mainz [Mein-10] entworfenen Methoden für beide Anwendungsbeispiele aus dem Fassadenbau liegen für die betrachteten Randbedingungen immer auf der sicheren Seite und unterschätzen daher die Tragfähigkeit der Klebschicht.

7.4.1 Ermittlung von Umrechnungsfaktoren

Die Begrifflichkeit des Umrechnungsfaktors wurde in Kapitel 3.3 eingeführt und definiert. Ziel der Implementierung von Umrechnungsfaktoren ist die Erweiterung des Bemessungsverfahrens nach Eurocode, sodass der Widerstand mit Hilfe der nachfolgenden Gleichung modifiziert wird.

$$R_d = \frac{R_k}{\gamma_M} \cdot \eta_t \cdot \eta_m \cdot \dots \cdot \eta_i \quad (7.49)$$

Die Abminderungsbeiwerte η berücksichtigen verschiedene Einflüsse auf den nachzuweisenden Grenzzustand und können während der Entwicklung von Bemessungskonzepten festgelegt werden. Dabei ist eine vorgeschaltete Sensitivitätsanalyse ratsam, sollten keine Erfahrungen hinsichtlich der Einflussfaktoren vorliegen. Dass die Tragfähigkeit einer Klebung wesentlich durch die Umgebungstemperatur T und die Klebschichtdicke d_k geprägt wird, konnte durch experimentelle Erhebungen gezeigt werden (Abschnitt 6). Aus diesem Grund werden an dieser Stelle die Umrechnungsfaktoren η_t zur Berücksichtigung der Umgebungstemperatur und η_m für die Erfassung der Klebschichtdickenvariation eingeführt. Auf Basis der Testergebnisse, welche im Kapitel 6.1 vorgestellt und im Anhang E zusammengefasst sind, gelingt es, den Widerstand als Funktion in Abhängigkeit der Einflussgröße darzustellen.

$$R = f(T) \quad \text{bzw.} \quad R = f(d_k) \quad (7.50)$$

Die Widerstands-Temperatur- bzw. Widerstands-Klebschichtdicke-Funktion kann im Anschluss in p Perioden eingeteilt und der zugehörige Widerstandswert bestimmt werden. In Beziehung zur Veränderlichen X schwanken Mittelwert und Streuungsparameter der Versuchsergebnisse, weshalb die Umrechnungsfaktoren auf Basis der Bemessungswerte nach Eurocode zu ermitteln sind, was in der nachfolgenden Bestimmungsgleichung mündet.

$$\eta_X = \frac{R_{ref,d}}{R_d(X_0)} \quad (7.51)$$

Hierin ist $R_{ref,d}$ ein noch unbekannter Designwert des Widerstandes, welcher sich in Abhängigkeit der Versuchsmatrix ergibt und für jede Periode p eruiert werden kann. $R_d(X_0)$ kennzeichnet einen Referenzwert, der für spezifische Randbedingungen anzugeben ist. Im Fall der Stahlklebversuche werden als Bezugsgrößen die Ergebnisse bei Normalklima (20 °C, 65% rel. Luftfeuchte) bzw. mit einer Klebschichtdicke der Anwendungsbeispiele (2 mm für KP 225; 0,2 mm für DP 490) genutzt. Das Prinzip der beschriebenen Prozedur ist in Abbildung 7.9 illustriert.

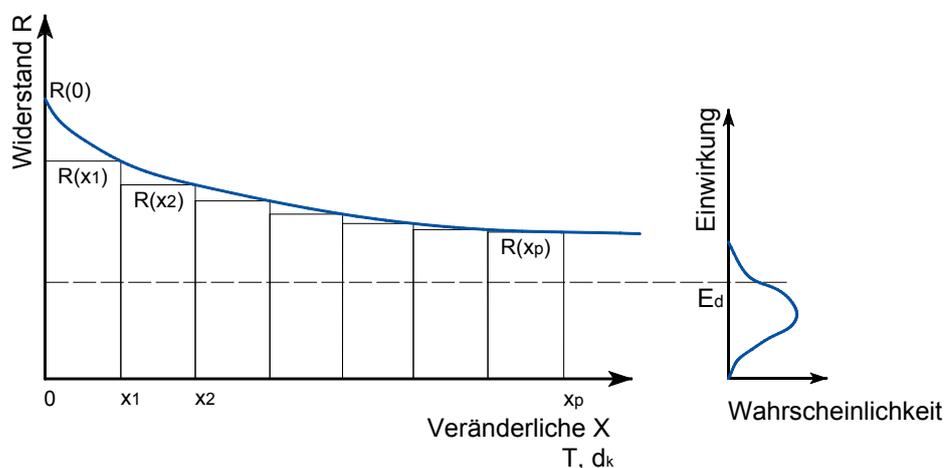


Abbildung 7.9: Prinzip der Bestimmung von Umrechnungsfaktoren

Die Vorgehensweise wird für die Untersuchungen an Kleinteilproben angewandt. Es ist zu beachten, dass die ermittelten Umrechnungsfaktoren nicht ohne weiteres für die Verhältnisse im realen Bauteil gelten, was durch einen Vergleich der temperaturbeanspruchten Proben in Abbildung 6.6 und Abbildung 6.10 bewiesen wurde. Dass neben den Maßstabeffekten weitere Bedingungen dabei eine wichtige Rolle spielen

können, wurde in Kapitel 6 diskutiert. Die Entwicklung einer Methodik zur Übertragung der beobachteten Einflüsse ist jedoch nicht Gegenstand der Arbeit.

Für die Aufstellung von Modifikationsbeiwerten auf Grundlage der Kleinteilversuche ist die Anwendung des semiprobabilistischen Konzepts nach Eurocode notwendig. Als Modell dient hierbei die Gültigkeit der Annahme, dass der Erwartungswert einer hypothetischen Verteilung dem wahrscheinlichsten Ereignis im Versuch entspricht, wofür erneut der Best-Fit-Ansatz herangezogen wird (Anhang G.7). Dort sind die Ergebnisse für die Zugscherprobe des Klebstoffsystems KP 225 nicht angegeben, da diese nicht in das Ingenieurmodell für den Grenzzustand des geklebten Anschlusses eingehen. Folglich wird der Anpassungstest nach Anhang G.7 für die entsprechenden Daten wiederholt, wobei gezeigt werden kann, dass die Annahme normalverteilter Größen den kleinsten Abstand T liefert. Daher geht man für die Klebfestigkeit τ_k des genannten Klebstoffes von normalverteilten Realisationen aus. Durch den Ansatz der Modellform auf Grundlage der Verteilungsfunktion ist der Variationskoeffizient V_{mod} mit Hilfe der üblichen Gleichungen der Statistik bestimmbar. Die Abbildung 7.10 zeigt die Ergebnisse der Analysen bezüglich des Temperatureinflusses.

Die Gegenüberstellung der Zugscher- und Kopfzugversuche macht das Erweichen der Klebstoffsysteme durch den Temperatureinfluss deutlich. Bezogen auf den Referenztemperaturbereich bei Normalklima weisen alle Klebstoffe im Mittel höhere Festigkeiten bei negativen Temperaturen auf, was unabhängig von der Belastungssituation registriert werden kann. Der Effekt liefert rechnerische Umrechnungsfaktoren η_t , die den Wert 1,0 übersteigen. Abbildung 7.10 illustriert fernhin die mitunter progressive Abnahme der Festigkeit bei zunehmender, thermischer Einwirkung. Im Allgemeinen wird das temperaturabhängige Verhalten mit Hilfe der Umrechnungsfaktoren für die Kleinteilversuche qualitativ gut abgebildet. Zum Teil sind starke Differenzen zwischen Versuchsmittelwert und temperaturinduziertem Bemessungswert zu erkennen, was mit der großen Streuung der Testergebnisse zu begründen ist. So konnte z. B. für das Klebstoffsystem KP 225 im Kopfzugversuch bei -20 °C eine gemittelte Bruchfestigkeit von $2,57\text{ N/mm}^2$ aufgenommen werden, dies entspricht ca. 190% der gemessenen Normalspannung bei Klebschichtversagen unter Normalklimakonditionen ($1,36\text{ N/mm}^2$). Dennoch kann kein Umrechnungsfaktor von annähernd $\eta_t = 1,9$

für diesen Temperaturbereich erhoben werden, da die Daten stark streuen, wie in Abbildung 7.10 deutlich zu erkennen ist.

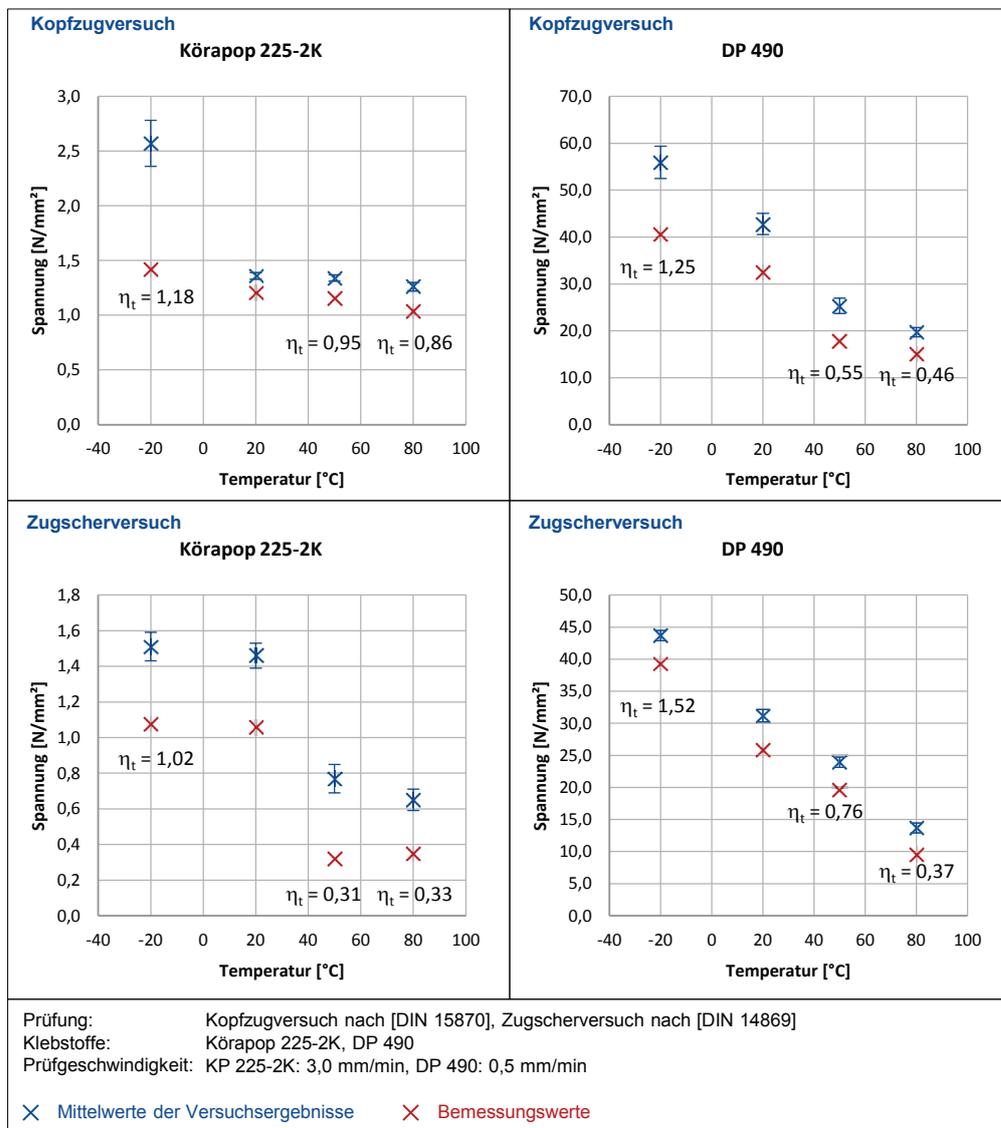


Abbildung 7.10: Umrechnungsfaktoren η_t

Auch für die Auswirkungen der Klebschichtdickenvariation eignen sich die Umrechnungsbeiwerte η_m sehr gut zur allgemeinen Beschreibung der Festigkeitsveränderung. In Abbildung 7.11 sind die entsprechenden Faktoren für die Kopfzug- und Zugscherversuche zusammengestellt. Die Abnahme der Festigkeiten bei Steigerung der Klebfugenstärke ist deutlich zu erkennen. Die Gründe für diesen Effekt sind im Kapitel 6.1.2 behandelt. Ebenfalls wird der Einfluss der Streuungen der Messergebnisse auf die Größe der Umrechnungsfaktoren illustriert, was am Beispiel des Kopfzugversuches für das Klebstoffsystem DP 490 demonstriert werden kann. Obwohl

der mittlere Versuchswert für die Referenzklebschichtdicke $d_k = 0,2$ mm über dem Mittelwert der Tests mit einer Klebfuge von 0,5 mm Stärke liegt, ergibt sich ein niedrigerer Bemessungswert, was durch die größere Streuung der Daten (s. Anhang E.3) zu erklären ist.

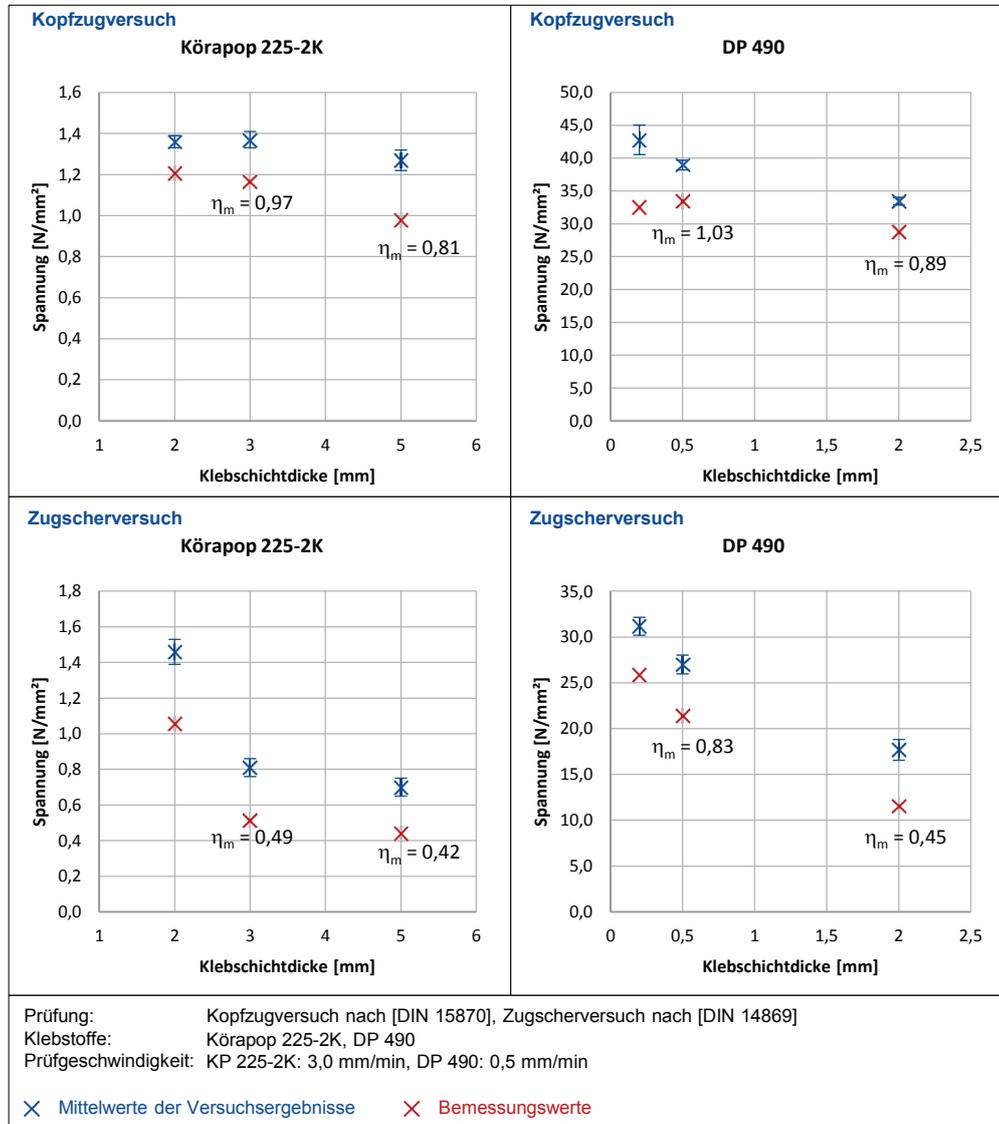


Abbildung 7.11: Umrechnungsfaktoren η_m

Um die Vielzahl der Umrechnungskennwerte im Anwendungsfall einfach zugänglich zu machen, ist die Ausarbeitung von Empfehlungen in Form von wenigen Faktoren für baupraktische Belange sinnvoll. Eine konservative Herangehensweise wäre dabei die Angabe des Beiwertes η_x am Ende der kleinsten Periode. Aufgrund des Wertebereichs der Ergebnisse wird die Widerstandsfunktion hier jedoch in mehrere Perioden eingeteilt. Anhand der Resultate in den Abbildungen 7.10 und 7.11 werden die nach-

folgenden Empfehlungen für Umrechnungsfaktoren in Abhängigkeit von der Belastungsart angegeben.

Tabelle 7.10: Umrechnungsfaktoren η_t für Temperatureinflüsse

Körapop 225-2K (MS-Polymer)		
	$-20\text{ °C} \leq T \leq 20\text{ °C}$	$20\text{ °C} < T \leq 80\text{ °C}$
Zug	1,0	0,86
Schub	1,0	0,31
DP 490 (Epoxidharzbasis)		
	$-20\text{ °C} \leq T \leq 20\text{ °C}$	$20\text{ °C} < T \leq 80\text{ °C}$
Zug	1,0	0,46
Schub	1,0	0,37

Tabelle 7.11: Umrechnungsfaktoren η_m für Einflüsse der Klebschichtdicke

Körapop 225-2K (MS-Polymer)		
	$2,0\text{ mm} \leq d_k \leq 5,0\text{ mm}$	
Zug	0,81	
Schub	0,42	
DP 490 (Epoxidharzbasis)		
	$0,2\text{ mm} < d_k \leq 0,5\text{ mm}$	$0,5\text{ mm} < d_k \leq 2\text{ mm}$
Zug	1,0	0,89
Schub	0,83	0,45

Für alle untersuchten Fälle zeichnet sich eine Abhängigkeit der Sensibilität des Tragverhaltens von der Spannungsart in der Klebfuge ab, somit werden für Schub- und Zugbelastungen der Klebschicht unterschiedliche Umrechnungsfaktoren definiert. Im Sinne einer sicheren Bemessung wird davon abgeraten, Modifizierungswerte anzusetzen, die größer als 1,0 sind, weshalb für die tiefen Temperaturbereiche (s. Tabelle 7.10) alle Abminderungsbeiwerte mit 1,0 begrenzt werden. Dies gilt auch für positive Effekte, die auf eine geringere Streuung der Versuchsergebnisse zurückzuführen sind. Für den Bemessungsbereich bei Temperaturen über Normalklima wird auf eine

feinere Untergliederung verzichtet, da eine progressive Festigkeitsabnahme bei erhöhter thermischer Einwirkung registriert werden kann (Abbildung 7.10). Die Festlegungen können selbstverständlich nicht allgemeingültig angesetzt werden, sondern gelten ausschließlich für die untersuchten Klebstoffe bei den beschriebenen Randbedingungen (s. Abschnitt 6.1).

In der Empfehlung [BÜV] für tragende Kunststoffelemente im Bauwesen wird der Versuch unternommen, eine gemeine Beschreibung des Widerstandes zu erstellen. Ein Vergleich mit den BÜV-Regelungen ist zulässig, da Klebschichten die Eigenschaften von Kunststoffen aufweisen [Habe-09]. Äquivalent zum Vorgehen der vorgestellten Analysen wird in dieser Empfehlung der Bemessungswert einer Eigenschaftsgröße zur Ermittlung des Widerstandes wie folgt definiert.

$$R_d = \frac{R_k}{\gamma_M \cdot A_{mod}} \quad (7.52)$$

$$\text{mit: } A_{mod} = A_1 \cdot A_2 \cdot A_3 \quad (7.53)$$

Die Ähnlichkeit mit Gleichung (7.49) ist ersichtlich. Als Teilsicherheitsbeiwert wird in [BÜV] ein Wert von 1,1 für den Grenzzustand der Tragfähigkeit und $\gamma_M = 1,0$ für Gebrauchstauglichkeitsuntersuchungen ausgegeben. Anstelle der Umrechnungsfaktoren η_i kommen hier sogenannte Einflussfaktoren A_i zum Einsatz. Dabei berücksichtigt A_1 Effekte aus der Einwirkungsdauer und A_2 traglastmindernde Auswirkungen durch Medien, während A_3 die Umgebungstemperatur erfasst. Der letztgenannte Einflussfaktor soll zu Vergleichszwecken mit den eigenen Resultaten genauer betrachtet werden, wobei aufgrund der unterschiedlichen Formulierungen der Gleichungen (7.49) und (7.52) das Reziproke von A_3 analysiert werden muss.

Generell wird in [BÜV] empfohlen, keine Einflussfaktoren $A_3 < 1,0$ anzusetzen, was einen konformen Ansatz im Vergleich mit den Aussagen zu den ermittelten Umrechnungsbeiwerten für niedrige Temperaturen und sonstigen positiven Auswirkungen repräsentiert. Stattdessen wird für den Einsatzbereich von -20 °C bis 20 °C der Wert A_3 zu 1,0 gesetzt. Für Duroplaste werden in Abhängigkeit der Umgebungstemperaturen Einflussfaktoren von 1,1 bis 3,5 wiedergegeben, wobei hier eine Anwendungsgrenze von 100 °C betrachtet wird. Das entspricht Modifikationswerten η_i von 0,29 bis 0,9, welche durch den Wertebereich der Ergebnisse in Tabelle 7.10 abgedeckt sind. Obendrein wird in [BÜV] betont, dass die Einflussfaktoren von der äußeren Be-

lastung geprägt werden und für den spezifischen Anwendungsfall zu ermitteln sind. Die Angaben müssen als Richtwerte verstanden werden und sind auf den Erfahrungen der Mitglieder des Arbeitskreises der BÜV-Empfehlung begründet. Die bereits erwähnten Kenngrößen gelten nur für Einflüsse auf die Druckfestigkeit von Kunststoffen. Da für die geklebten Fassadenbeispiele hingegen Normal- und Schubwirkungen ausgewertet werden, sind die Erkenntnisse nicht ohne Weiteres übertragbar. Für schubbeanspruchte PUR-Bauteile (Polyurethan-Kunststoff), welche z. B. für Sandwichplatten zum Einsatz kommen, werden in [BÜV] spezielle Einflussfaktoren von 1,1 bis 1,9 (entspricht η_t von 0,53 bis 0,91) für den Temperatureinsatzbereich von 40 °C bis 80 °C ausgewiesen, Angaben zu Belastungen normal zur Ebene fehlen vollständig. Die Angaben für tragende Kunststoffbauteile sind in Tabelle 7.12 zusammenfassend dargestellt und durch weitere Resultate der Literatur ergänzt.

Tabelle 7.12: Umrechnungsfaktoren η aus der Literatur

Quelle	Randbedingungen			Bemerkungen	
	Umrechnungsfaktor η				
[BÜV]	$-20\text{ °C} \leq T \leq 20\text{ °C}$		$20\text{ °C} < T \leq 100\text{ °C}$	gilt für Duroplaste	
	$\eta_t = 1,0$		$\eta_t = 0,29 - 0,9$	gilt für die Druckfestigkeit	
	$T = 40\text{ °C}$		$T = 80\text{ °C}$	gilt für PUR-Schaumstoff	
	$\eta_t = 0,91$		$\eta_t = 0,53$	gilt für die Schubfestigkeit	
[Stra-00]	Alterung			gilt für PUR-2K	
	$\eta = 0,71 - 1,05$			gilt für Schubspannungen	
[INS-14]		$T \leq -20\text{ °C}$	$T > -20\text{ °C}$ $T \leq 50\text{ °C}$	$T > 50\text{ °C}$	gilt für DP 810 KZ - Kopfzugprobe nach [DIN 15870] DZ - dicke Zugscherprobe nach [DIN 14869] 1) kein Versagen CF nach [DIN 10365] erreicht
	KZ	$\eta_t = 0,79$	$\eta_t = 0,33$	$\eta_t = 0,07$	
	DZ	- ¹⁾	$\eta_t = 1$	$\eta_t = 0,12$	
		$d_k \geq 0,65\text{ mm}$ $d_k \leq 2\text{ mm}$	$d_k > 2\text{ mm}$ $d_k \leq 4\text{ mm}$		
	KZ	$\eta_m = 0,81$			
	DZ	$\eta_m = 1,0$		$\eta_m = 0,71$	

In seiner Arbeit [Stra-00] ermittelt van Straalen Umrechnungsfaktoren zum Einbezug von Alterungseffekten für zwei PUR-2K Systeme, wofür er eine Prozedur anwendet, die mit der eigenen Vorgehensweise vergleichbar ist. Er schätzt jedoch den traglastmindernden Einfluss mit Hilfe statistischer Methoden für unterschiedliche Zeiträume ab. Für die dort analysierten, einfach überlappten Klebverbindungen ergeben sich Modifikationsbeiwerte für die Integration der Alterung von 0,71 bis 1,05, weil van Straalen verschiedene Verfahren für die Abschätzung des Widerstandes der ungealterten Probe betrachtet. Untersuchungen für unterschiedliche Belastungszustände der Klebschicht werden auch in diesem Rahmen nicht vorgenommen.

In einem nationalen Forschungsprojekt [INS-14] werden Umrechnungsfaktoren für das temperaturabhängige Tragverhalten an Kopfzug- und Zugscherversuchen bestimmt, wobei identische Probengeometrien und Temperaturbereiche wie in der vorliegenden Arbeit zum Einsatz kommen. Untersuchungsgegenstand ist ein zweikomponentiges Klebstoffsystem auf Acrylatbasis (DP 810) mit einer Klebschichtdicke von 2,0 mm. Für die Stahlfügeteile wird ebenfalls S355 verwendet. Hier zeigt sich qualitativ eine ähnliche Abhängigkeit der Bruch- bzw. Klebfestigkeiten von der Umgebungstemperatur, allerdings führt eine Versuchstemperierung mit -20 °C zu einem adhäsiven Versagen der Klebfuge im Zugscherversuch. In [INS-14] wird empfohlen, für solche Versagenszustände auf die Angabe eines Modifikationsfaktors zu verzichten und stattdessen den Wechsel des Versagensmodus entsprechend zu kennzeichnen. Lediglich ein kohäsives Versagen kann mit Hilfe der Modelle beschrieben werden, was ebenso für die betrachteten Anwendungsfälle dieser Arbeit gilt. Zudem widerlegen die Ergebnisse der Forschungstätigkeit in [INS-14] einen möglichen allgemeingültigen Zusammenhang zwischen der Beanspruchungssituation der Klebfuge und der Sensitivität hinsichtlich des beachteten Einflusses. Die Angaben in Tabelle 7.10 und Tabelle 7.11 lassen darauf schließen, dass die Kohäsion bei Schubbeanspruchung sensibler auf einen Temperatur- oder Klebschichtdickeneinfluss reagiert als bei Normalspannungszuständen. Das in [INS-14] analysierte Acrylatssystem DP 810 verhält sich jedoch antagonistisch dazu. Eine umfassende Aussage kann auf Basis der eigenen Untersuchungen somit nicht getroffen werden. Die diskutierten Resultate der Literatur verdeutlichen durch ihre Bindung an definierte Randbedingungen die eingeschränkte Gültigkeit der Umrechnungsfaktoren.

7.5 Zusammenfassung der Analysen

Zuverlässigkeitskenngrößen für ausgewählte Anwendungsbeispiele der Klebtechnologie im Stahlbau wurden mit Hilfe verschiedener Methoden der Zuverlässigkeitstheorie bestimmt. Dies erforderte die Schätzung der Parameter für Verteilungsfunktionen in einem ersten Schritt. Verschiedene Schätzverfahren wurden vorgestellt und angewandt. Dabei konnte gezeigt werden, dass die Prozeduren für die Normalverteilung sowie die logarithmische Normalverteilung identische Bestimmungsgleichungen der Funktionskoeffizienten liefern. Ein Anpassungstest wies die geeigneten Verteilungsfamilien für jede Basisvariable aus und erlaubte die Ableitung eines Best-Fit-Ansatzes.

Mittels eines Konstruktionsverfahrens wurden die statistischen Korrelationen der Materialeigenschaften quantifiziert und anschließend deren Signifikanz bestätigt. Ziel der Vorgehensweise war die Herleitung multivariater Verteilungsfunktionen für die Modelle der Klebverbindungen.

Als letzte vorbereitende Maßnahme wurden die Grenzzustandsfunktionen auf Grundlage der Bemessungsvorschläge von Mainz [Mein-10] formuliert und die zugehörigen Basisvariablen identifiziert.

Schließlich konnten die zuverlässigkeitstheoretischen Untersuchungen für den geklebten Fassadenanschluss sowie die geklebte Hohlprofilverstärkung durchgeführt werden. Dabei wurde die Varianz hinsichtlich der Formulierung des Sicherheitsabstandes beim Sicherheitsindex nach Cornell deutlich aufgezeigt, worauf das Modell des Trapezprofilanschlusses sensibler zu reagieren scheint. Die Momentenmethode gemäß Hasofer und Lind lieferte einen kleineren Sicherheitsindex, was auf eine größere Versagenswahrscheinlichkeit hinweist. Bei dieser Methodik konnten die Krümmungen der Grenzzustandsfunktionen nicht erfasst werden und im Fall der geklebten Pfostenverstärkung führte die mathematische Komplexität der Versagensoberfläche zu Ergebnissen außerhalb des reellen Zahlenbereiches. Eine Interpretation der Resultate, die auf Basis der Verteilungsparameter gewonnen werden konnten, ist für eine praktische Umsetzung der innovativen Struktur nicht realisierbar.

Für die Erfassung der Eigenschaften der statistischen Verteilungsfunktionen der einzelnen Basisvariablen wurden im Anschluss Analysen der FORM angestellt und die

entsprechenden Sicherheitsindizes sowie die Versagenswahrscheinlichkeiten berechnet. Da die Krümmungen der Grenzzustandsgleichungen mit dieser Vorgehensweise ebenfalls nicht bedacht werden können, wurden die Ergebnisse mit Hilfe der Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung korrigiert. Die Prozedur erforderte eine komplexe Berechnung der Hauptkrümmungen und führte zu kleineren Überlebenswahrscheinlichkeiten im Vergleich zur Methode der 1. Ordnung. Der Einbezug statistischer Abhängigkeiten von Zufallsgrößen verlangte die Ermittlung multivariater Verteilungsfunktionen. Es wurde eine Invarianzproblematik des Konzepts hinsichtlich der Nummerierung bzw. Reihenfolge bei der Aufstellung der mehrdimensionalen Funktion aufgeklärt. Im Allgemeinen lieferte das Verfahren die kleinsten Versagenswahrscheinlichkeiten im Vergleich mit den übrigen Techniken der Zuverlässigkeitsrechnung auf Basis stetiger Verteilungsfunktionen.

Um einen Vergleich der unterschiedlichen Vorgehen zu ermöglichen, wurden Monte-Carlo-Simulationen realisiert, wobei die Schwierigkeiten des adäquaten Zufallszahlengenerators und der Anpassung der Zufallszahlen für beliebige Verteilungseigenschaften fokussiert wurden.

Besonderes Augenmerk wurde der semiprobabilistischen Strategie der Eurocode-Normung geschenkt, da diese praktische Bedeutung für den Tragwerksplaner besitzt. Als besondere Schwierigkeit ist die Bestimmung der Modellvarianz des Widerstandsmodells zu nennen. Es konnte aufgezeigt werden, dass für die komplexen Ausdrücke weder die geschlossene Lösung für die Varianz von Funktionen, noch die vereinfachten Rechenregeln der Statistik angewandt werden können. Stattdessen wurde das Gauß'sche Fehlerfortpflanzungsgesetz als Hilfsmittel eingeführt. Die Eurocode-Prozedur führte zu divergierenden Ergebnissen für die Teilsicherheitsbeiwerte in Abhängigkeit der angenommenen Verteilungsfamilie und der analytischen Modelle. Die Ursachen dafür sind in der Ungleichheit der geforderten Modellstruktur nach Norm und der tatsächlichen mathematischen Form zu finden.

Ein abschließender Schritt erlaubte die Einführung von Umrechnungsfaktoren zur Berücksichtigung der Einflüsse aus Temperatur und Variation der Klebfugendicke, wobei das Konzept flexibel gehalten wurde, um in Zukunft ergänzende Koeffizienten implementieren zu können. Es offenbarten sich traglastmindernde Effekte in Abhängigkeit der Belastungsart der Klebschicht, der Einflussgröße und der Klebstoffeigen-

schaften. Die Bildung der Umrechnungsfaktoren erfolgte auf Basis probabilistischer Betrachtungen, sodass sich die Streuungen der experimentellen Resultate wesentlich auf die Größe der Abminderungswerte auswirkten.

Aus Gründen der Material-, Modell- oder Konstruktionsdivergenz gestaltete sich ein Vergleich der eigenen Ergebnisse mit Angaben aus der Literatur für alle Analysen schwierig.

7.6 Ableitung von Empfehlungen

Für die Umsetzung innovativer Strukturen bei Anwendung der Klebtechnologie lassen sich aus den Analysen Empfehlungen für die spezifischen Anwendungsfälle, allgemeiner Art und konstruktiver Natur ableiten.

Tabelle 7.13: Empfohlene Teilsicherheitsbeiwerte für die Anwendungsbeispiele

Anwendungsbeispiel	Teilsicherheitsbeiwert $\gamma_{M,k}$
Fassadenanschluss	1,7
Fassadenverstärkung	2,4

Für den geklebten Fassadenanschluss sowie die geklebte Hohlprofilverstärkung gilt zu beachten, dass die Bemessung auf einem Komponentenmodell beruht, sodass die tragenden Elemente (Fügeteil und Klebschicht) getrennt zu behandeln sind. Auf der sicheren Seite liegend und unter Beachtung der normungsüblichen Angabe der Teilsicherheitsbeiwerte sind die $\gamma_{M,k}$ -Werte für ein Klebschichtversagen gemäß Tabelle 7.13 zu empfehlen.

Hierbei sind die Ergebnisse für den geklebten Anschluss bei Annahme normalverteilter Daten und für die Verstärkung bei Ansatz logarithmisch normalverteilter Größen angegeben. In beiden Fällen ist der Einfluss der Korrelation der Basisvariablen integriert. Zusätzliche traglastmindernde Effekte aus Temperatur und Klebschichtdickenvariation können durch Umrechnungsfaktoren einbezogen werden, dafür sind die Empfehlungen der Tabelle 7.10 und Tabelle 7.11 anzusetzen. Umfasst der Bemessungsbereich mehrere Definitionsmengen der Abminderungsparameter, ist der kleinste Wert anzunehmen. Wie im Rahmen der Untersuchungen mehrfach gezeigt wurde, gelten die Resultate nur unter bestimmten Voraussetzungen und bei spezifi-

schen Randbedingungen. So sind die Teilsicherheiten und Umrechnungsfaktoren für Klebungen mit vergleichbaren Klebstoffsystemen bei einer quasi-statischen Belastung bis zum kohäsiven Bruch der Klebfuge beschränkt. Der Anwendungsbereich erstreckt sich von -20 °C bis 80 °C sowie 2 mm bis 5 mm für weiche Klebstoffe und 0,2 mm bis 2 mm für steife Systeme. Für die Verwendung der Empfehlungen in Tabelle 7.13 werden selbstverständlich die jeweiligen Anwendungsbeispiele und die Bemessung dieser nach [Mein-10] vorausgesetzt.

Unabhängig von den Anwendungsgrenzen für die Lösungen im Fassadenbau kann die vorgestellte Prozedur auch für neuartige, geklebte Konstruktionen angewandt werden. Vier wesentliche Schritte können für ein solches Ziel identifiziert werden.

- Durchführung von Kleinteilversuchen
- Experimentelle Untersuchungen an Musterbauteilen
- Entwurf eines Komponentenmodells
- Modellkalibrierung

Die kleinformatischen Versuche sind dabei so auszulegen, dass einfache Spannungszustände in der Klebschicht auftreten, um eine Charakterisierung des Materials zu gewährleisten. Die eigenen Resultate haben gezeigt, dass die Kopfzugprobe (Kapitel 6.1.1) sowie die dicke Zugscherprobe (Kapitel 6.1.2) hierfür sehr gut geeignet sind. In Abhängigkeit der Anforderungen bei der Bemessung von Tragwerken sind die Testergebnisse in Anlehnung an Eurocode [DIN 1990] aufzuarbeiten.

Das Trag- und Verformungsverhalten der Konstruktion lässt sich in Bauteilversuchen studieren und durch Festlegen von Grenzen (z. B. Klebschichttragfähigkeit) quantifizieren. Für derartige Versuche sollte der Abbildung des realen Belastungszustandes besondere Aufmerksamkeit gewidmet werden. Darüber hinaus ist der Versuch so zu planen, dass ein Versagen der Klebschicht gewährleistet wird, da dieses den interessierenden Bemessungsfall widerspiegelt und in einem Modell zu beschreiben ist.

Im Rahmen der probabilistischen Modellkalibrierung sind die Verteilungsparameter (Kapitel 7.2.1) und Korrelationen (Kapitel 7.2.3) der Basisvariablen abzuschätzen. Vorzugsweise sollte dies auf Grundlage mechanischer oder struktureller Zusammenhänge geschehen und durch Hilfsmittel der Wahrscheinlichkeitstheorie unterstützt und überprüft werden. Für die erforderliche Bestimmung der Varianz des Widerstandsmodells empfiehlt sich die Anwendung der exakten Lösung für kombinierte

Variationskoeffizienten. Da dies jedoch aus Gründen der Integrierbarkeit nicht immer möglich ist, können vereinfachte Rechenregeln oder das Gauß'sche Fehlerfortpflanzungsgesetz hinzugezogen werden (Kapitel 7.4). Für den Kalibrierungsprozess ist es sinnvoll, Annahmen für die logarithmische und die Normalverteilung zu berücksichtigen und mögliche Abhängigkeiten der Basisgrößen zu bedenken. Wenn es erforderlich ist, können Umrechnungsfaktoren zur Erfassung unterschiedlicher Einflüsse auf das Tragverhalten in den Kalibrierungsprozess aufgenommen werden.

In konstruktiver Hinsicht ist auf eine klebgerechte Gestaltung der Struktur zu achten, was in erster Linie den Verbund sowie die Belastungszustände in der Klebfuge betrifft. Somit sind besondere Anforderungen an die Oberflächenvorbereitung der Stahlfügeteile zu stellen, sodass ein adhäsives Versagen in jedem Fall vermieden wird. Die Konstruktion ist so zu planen, dass Einwirkungen aus Zwang, mehrdimensionale Spannungszustände in der Klebschicht sowie Dauerlasten umgangen werden können. Die Untersuchungen an den Anwendungsbeispielen im Rahmen der Arbeit haben gezeigt, dass die Verwendung von verformbaren Klebstoffen für Anschlüsse empfehlenswert ist. Somit können Spannungsspitzen in der Klebfuge besser abgebaut und umgelagert werden. Für die Herstellung von Verbundquerschnitten ist hingegen der Gebrauch von steifen Klebstoffsystemen ratsam, um eine quasi-starre Verbundfuge zu erzeugen. Weiter sollten Klebungen auf der Baustelle vermieden und auf eine Vorkonfektionierung im Werk zurückgegriffen werden, damit die Reproduzierbarkeit des Fügeprozesses und der mechanischen Eigenschaften der Verbindung gewährleistet werden kann. Bezüglich der Dauerhaftigkeit struktureller Kleban schlüssen sind im Nutzungszustand Feuchtigkeitseinflüsse, Einwirkungen aus sonstigen Medien und UV-Strahlung zu verhindern.

7.7 Diskussion der Ergebnisse

Mit Hilfe der Analysen für verschiedene Methoden der Zuverlässigkeitstheorie konnte gezeigt werden, dass die Ergebnisse zum Teil sehr stark voneinander abweichen. Dies liegt in der komplexen Modellstruktur, den Anwendungsschranken der zuverlässigkeitstheoretischen Verfahren und zum Teil in dem spezifischen Tragverhalten geklebter Konstruktionen begründet. Vor allem ist nichtlinearen Formulierungen des Grenzzustandes besondere Aufmerksamkeit zu schenken ist. Die Vernachlässigung

der Funktionskrümmung sowie eine Anwendung des semiprobabilistischen Verfahrens nach Eurocode führen ohne kritische Auseinandersetzung zu keinem aussagekräftigen Ergebnis.

Die erforderlichen Inhalte zur Lösung der aufgezeigten Probleme übersteigen die allgemeinen Kenntnisse des tätigen Tragwerksplaners, somit muss die Verantwortung für eine adäquate Integration komplexer Bemessungsprinzipien beim Normenkomitee bzw. im Falle von industriellen Produkten auch beim Hersteller liegen. Als besonders kritisch ist die Auslegung des Geltungsbereiches, der Zielstellung, der gesetzlichen Referenz und der Raummetrik der entsprechenden Norm zu interpretieren. Für die eigenen Analysen wurde auf eine Darstellung der Versagenswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der Zeit verzichtet, da zum einen lediglich Versuche bei quasi-statischen, kurzzeitigen Belastungsbedingungen mit vertretbarem Aufwand realisierbar waren und zum anderen ein Vergleich mit dem aktuell gültigen Normenkonzept ermöglicht werden sollte. Im Eurocode werden mögliche Zeiteffekte allein über den Sicherheitsindex β berücksichtigt, welcher die geplante Nutzungsdauer einbezieht. Gerade im Fall von Klebverbindungen muss jedoch davon ausgegangen werden, dass nicht nur die Einwirkungen zeitlich abhängig sind, sondern sich auch viele Materialeigenschaften als Funktion von der Zeit darstellen lassen. Es ist allgemein bekannt, dass Alterungsprozesse zu einer Verschlechterung des Trag- und Verformungsverhaltens von Klebschichten führen, was in einer Beeinflussung der Versagenswahrscheinlichkeit durch den Zeiteffekt resultiert, sodass sie eine monoton wachsende Funktion darstellt. Daher gilt es zu betonen, dass die ausgewiesenen Ergebnisse ausschließlich für einmalige quasi-statische Beanspruchungen bis zum kohäsiven Bruch der Klebfuge gelten. Sie sind außerdem auf die speziellen Randbedingungen in den Versuchen bzw. den Anwendungsbeispielen beschränkt. Neben den vorgestellten Einflüssen werden keine weiteren Effekte, wie z. B. Ableseungenauigkeiten in den Bemessungshilfen, berücksichtigt.

Wie bereits erwähnt, ist es zweifelhaft, ob die ausgewiesene Versagenswahrscheinlichkeit als Sicherheitsmaß geeignet ist. Für die Verfahren der Momentenmethode ist bekannt, dass die Ergebnisse nur als Entscheidungshilfe dienen, weil die Sicherheitsindizes lediglich unter Nutzung der ersten beiden Momente des Verteilungstyps gefunden werden. Aber auch für den Ansatz höherer Ordnung gilt zu bedenken, dass in

die Vorgehensweise zwar die stetigen Verteilungsfunktionen der Zufallsgrößen integriert werden können, in der Praxis die bemessungsrelevanten Bereiche der Verteilungen – die Schwänze – jedoch nur selten adäquat beschrieben werden können. Der ökonomische Aufwand für die Durchführung der für die Zielsetzung erforderlichen Untersuchungen wäre nicht vertretbar. In der Realität stehen i.d.R. wenige Testresultate zur Verfügung, sodass geeignete Methoden zur Abschätzung der flachen Bereiche der Dichtefunktionen anzuwenden sind, die hier vorgestellt wurden. Solche Verfahren bedeuten trotz ihrer Vorteile dennoch eine Vereinfachung (Parameterunsicherheit). Die Interpretation des Teilsicherheitsbeiwertes nach Eurocode als objektive Bemessungsgröße ist ebenfalls als kritisch anzusehen [Weye-04]. Eine allgemeingültige Formulierung ist nicht möglich, wie in den eigenen Analysen gezeigt werden konnte.

Die Schwierigkeiten, die in der Arbeit belegt wurden, stellen die Ingenieure für die Entwicklung neuer Produkte oder Konstruktionen, die komplexe mechanische Modelle zur Folge haben, vor besondere Herausforderungen. Numerische Verfahren, wie z. B. die Monte-Carlo-Simulation, sind nicht immer möglich und auch bei stetiger Verbesserung der Rechenleistung zeitaufwendig. Es ist somit erforderlich, die Aussagen der ingenieurmäßigen Strategien der Zuverlässigkeitstheorie in jedem Punkt kritisch zu hinterfragen und im Sinne einer sicheren Bemessung auszuwerten.

8 Schlussfolgerung und Ausblick

Im Bauwesen werden Normen häufig als gesetzliche Bestimmung für die Auslegung von Konstruktionen verstanden [Wern-09]. Der Bauingenieur wähnt sich aufgrund der Umsetzung von Normempfehlungen in einer Planungssicherheit und juristischen Absicherung [Wern-09]. Davon losgelöst wird Tragwerksplanern und Prüfindingenieuren jedoch große Verantwortung für die Tragfähigkeit und Nutzbarkeit der Bauwerke übertragen. Es ist daher unabdingbar für den Konstrukteur, Geltungsbereiche, Normungsziele und Bedarfsfrequenzen der Bemessungskonzepte zu studieren, denn aus diesen Randbedingungen leiten sich Widerstände ab, die in den Normendokumenten festgelegt werden, um eine definierte Zielnähe für jedes Bauelement zu erreichen. Die Kenntnis zulässiger Grenzwerte ist demzufolge nicht ausreichend: In erster Linie, weil die erwähnte Verantwortung weit über das Bauingenieurwesen hinausreicht und als gesellschaftliche Anforderung formuliert werden kann. In [Daas-10] definiert Daase vier gemeingültige Dimensionen der Sicherheit, die in dem Begriff der Sicherheitskultur zusammengefasst werden. Diese sind mit den nachfolgenden Termini charakterisiert.

- Referenzdimension
- Sachdimension
- Raumdimension
- Gefahrendimension

Bezogen auf die Bemessung im Bauwesen lassen sich die den jeweiligen Dimensionen zugeordneten Anforderungen bei der Entwicklung von Normen ableiten.

- Einbezug der Nachfragefunktion
- Definition eines Geltungsbereiches
- Kontrolle der Zielnähe
- Angabe der Normungsziele in Abhängigkeit der gesellschaftlichen Akzeptanz

Dabei bezieht die Nachfragefunktion die Häufigkeit eines spezifischen Normungs- bzw. Definitionbedarfs ein, was die Prüfung des Vorkommens einzelner Nachweisverfahren in der Praxis zur Folge hat. Als skalare Ortsfunktion [Nowa-00] kann dieser Bedarf mit Hilfe von Analysen der vergangenen und gegenwärtigen Konstrukti-

onspraxis wiedergegeben werden. Jedoch sollten auch zukünftige Nachfragefunktionen Berücksichtigung finden. Um eine gute Zielnähe für verbesserte Bemessungsempfehlungen zu erreichen, ist die Vorhersage zukünftiger Trends und Praktiken unumgänglich. Die Entwicklungen im Bereich des Bauwesens weisen bereits seit Jahrzehnten den Trend zu komplexeren Nachweismethoden auf (z. B. [Weiß-13]). Eine Implementierung dieser oder die Schöpfung eines sensiblen Verfahrens für die Erfassung komplexer Modelle ist bis zum heutigen Tag nicht erfolgt. Dieser Zustand ist sicher auch mit der Zielsetzung bei der Festlegung des Geltungsbereiches einer Norm zu begründen. Im Sinne der Fehleranfälligkeit sind i.d.R. einfache Bemessungsmodelle wünschenswert. Jedoch führen simple Nachweisformate zu der Schwierigkeit, ein ansprechendes Zielsicherheitslevel für alle Strukturen zu erreichen, welche mit der Norm abgedeckt und somit Inhalt des Geltungsbereiches sind.

Ein zu enger Rahmen führt zum Ausschluss innovativer Produkte, wie es zurzeit auf Stahlklebverbindungen zutrifft. Wird die Gültigkeit weit gefasst, können die Sicherheitsabstände unterschiedlicher Strukturen stark schwanken oder sogar unterschritten werden. Solche Probleme gilt es in jedem Fall zu vermeiden, indem ein Kompromiss zwischen Zielgenauigkeit und Einfachheit gefunden wird. Die Lösung, die diesbezüglich im heute gültigen Eurocode angeboten wird, führt jedoch zu den beschriebenen Problemen für die Einführung wesentlicher Einflussgrößen.

Da die Etablierung der Klebtechnologie auf Grundlage der aktuellen Normungslandschaft problematisch erscheint, werden in verschiedenen Arbeitskreisen gegenwärtig Normen entwickelt, die auch das Bauwesen betreffen. Es ist jedoch zu erwarten, dass die Aufstellung einer Bemessungsnorm für Stahlklebverbindungen noch viele Forschungsanstrengungen zur Erfassung der vielseitigen Abhängigkeiten erfordert. Für die zukünftige Entwicklung zuverlässigkeitstheoretischer Betrachtungen im Bereich der Klebtechnologie ist der Einbezug zeitabhängiger Effekte (zyklische Belastungen, Lebensdauerprognosen, Alterungserscheinungen, etc.) wünschenswert. Ansätze dafür können bereits in der Literatur [BÜV, Dean-07, Feng-05, Spae-92] gefunden werden und sind Gegenstand der aktuellen Forschungslandschaft. Vorstellbar ist, dass für ein solches Bemessungsmodell Abstand vom semiprobabilistischen Konzept der Eurocodes genommen werden muss, um im Sinne der Raummetrik von Nachweisprinzipien ein geeignetes Maß für die Beurteilung der Sicherheit zu entwickeln. Wie dieses

Mittel gefunden werden kann, wird sich in der Zukunft zeigen. Selbstverständlich bestünde die einfachste Lösung in einem eng begrenzten Geltungsbereich mit strengen Anwendungsgrenzen und überdimensioniertem Sicherheitsabstand, dabei sollte jedoch nicht aus dem Blick verloren werden, dass Sicherheit und Unsicherheit untrennbar sind. Ein Restrisiko bleibt immer bestehen. Diese Tatsache macht die Entwicklung von normungsnahen Bemessungskonzepten vor allem aus politischer Sicht problematisch.

Neben der allgemeinen Verantwortung müssen ökonomische Aspekte einbezogen werden [Wern-10], weshalb im gesellschaftlichen Zusammenhang Sicherheit als Rohstoff betrachtet werden kann [Nowa-00]. Der übergeordnete Profitdruck verlangt einen Vergleich von Gestehungs- und Wartungskosten mit den zu erwartenden Versagenskosten, was im Bereich geklebter Stahlkonstruktionen aufgrund fehlender Erfahrungen nicht ohne weiteres möglich ist: In erster Linie, weil keine weitreichenden Erkenntnisse hinsichtlich des wahren Langezeitverhaltens vorhanden, hingegen vielfältige Einflussfaktoren auf die Tragfähigkeit von Klebfugen bekannt sind. Darüber hinaus ist es in der Praxis schwierig, die mechanischen Eigenschaften einer Klebschicht zu quantifizieren, zum einen aufgrund komplexer Vorgänge in der Klebfuge, zum anderen wegen ständig wechselnder Zusammensetzung der Klebstoffe. Oftmals werden die Rezepturen der Systeme durch die Hersteller mit dem Ziel, speziellen Anforderungen gerecht zu werden, abgewandelt, was zu geänderten Materialkennwerten führt. Außerdem sind die Ergebnisse der charakterisierenden Versuche von den Randbedingungen, wie Versuchsaufbau, Geschwindigkeit, Probengeometrie und weiteren abhängig. Die Normung von Kopfzug- und Zugscherversuch für Metallklebverbindungen stellt daher auch bereits eine subjektive Vorgehensweise dar. Aus den erwähnten Gründen ist es bis zum heutigen Tag nicht möglich, Materialeigenschaften der Klebstoffsysteme zu katalogisieren, stattdessen müssen alle Tragmechanismen für jeden Anwendungsfall getrennt eruiert werden.

Die Interpretation der hier präsentierten Ergebnisse erfordert gemäß den bereits geschilderten Zusammenhängen eine Öffnung des enggefassten Begriffs der Zuverlässigkeit zum Terminus der Sicherheit, welcher alle gesellschaftlichen Funktionsbeziehungen umfasst. Für eine erfolgreiche Etablierung innovativer Konstruktionslösungen im Bauwesen der Zukunft muss eine Vergrößerung des Begriffsfeldes gewähr-

leistet werden. Denn Sicherheit ist dadurch erkennbar, wie mit Unsicherheit umgegangen wird [Daas-10]. Unter diesem Blickwinkel erscheint das heutige Prinzip der Normung im Gesamtkontext abwegig, da an dieser Stelle Maßnahmen ergriffen werden, die zum Ausschluss gewisser Systeme führen – Systeme, die jedoch im Einklang mit übergeordneten Zielen stehen, wie z. B. Ressourceneffizienz oder Ästhetik. Innovationen und Neuschöpfungen müssen der Gesellschaft weiterhin zugänglich bleiben. Bei fortschreitenden Entwicklungen ist dabei die Sicherheit als Antrieb und Leitung zu verstehen – vollumfänglich erreicht werden kann sie jedoch nie. Mit dieser Tatsache muss in konstruktiver Weise umgegangen werden, wozu die Ergebnisse der Analysen dieser Arbeit Anstoß geben sollen.

Werner [Wern-10] betont, dass bei einer solchen Zielsetzung die Kommunikation während der Entwicklung von Normen und der anschließenden Verwertung der Normeninformationen aller Beteiligten von wesentlicher Bedeutung ist. Dafür gilt es die technischen Möglichkeiten, wie z. B. Online-Datenbanken, zu nutzen und vor allem die Ausbildung im Bauingenieurwesen adäquat zu gestalten sowie ökonomische und juristische Fragestellungen in die Dokumente einzubeziehen [Wern-09, Hamp-91]. Erfahrungswerte tätiger und lehrender Bauingenieure sowie die verantwortungsbewusste Ausführung der erforderlichen Arbeitsschritte können und dürfen nach Weyer [Weyer-04] und Werner [Wern-10] nicht durch pseudo-wissenschaftliche Ansätze verdrängt werden.

9 Literaturverzeichnis

9.1 Normen und Richtlinien

- [BÜV] Bau-Überwachungsverein (BÜV e.V.) (Hrsg.): Tragende Kunststoffbauteile im Bauwesen, Entwurf, Bemessung und Konstruktion. Springer Vieweg, Wiesbaden, 2014.
- [DIN 10365] DIN EN ISO 10365: Klebstoffe – Bezeichnung der wichtigsten Bruchbilder; Deutsche Fassung EN ISO 10365 : 1995, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, August 1995.
- [DIN 14869] DIN EN 14869: Bestimmung des Scherverhaltens struktureller Klebungen .Teil 2: Scherprüfung für dicke Füge­teile, (ISO 11003-2:2001, modifiziert); Deutsche Fassung EN 14869-2:2004, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Oktober 2004.
- [DIN 15870] DIN EN 15870: Klebstoffe – Bestimmung der Zugfestigkeit von Stumpfklebungen (ISO 6922:1987modifiziert); Deutsche Fassung EN 15870:2009, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, August 2009.
- [DIN 18516] DIN 18516-1: Außenwandbekleidungen, hinterlüftet – Teil 1: Anforderungen, Prüfgrundsätze; DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Juni 2010.
- [DIN 1990] DIN EN 1990: Eurocode: Grundlagen der Tragwerksplanung; Deutsche Fassung EN 1990:2002 + A1:2005 + A1:2005/AC:2010, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Dezember 2010.
- [DIN 1991] DIN EN 1991-1-4: Eurocode 1: Einwirkungen auf Tragwerke, Teil 1-4: Allgemeine Einwirkungen, Windlasten; Deutsche Fassung EN 1991-1-4:2005 + A1:2010 + AC:2010, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Dezember 2010.
- [DIN 1991/1-7] DIN EN 1991-1-7: Eurocode 1: Einwirkungen auf Tragwerke – Teil 1-7: Allgemeine Einwirkungen – Außergewöhnliche Einwirkungen; Deutsche Fassung EN 1991-1-7:2006 + AC:2010, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Dezember 2010.
- [DIN 1993] DIN EN 1993-1-1: Eurocode 3: Bemessung und Konstruktion von Stahlbauten – Teil 1-1: Allgemeine Bemessungsregeln und Regeln für den Hochbau; Deutsche Fassung EN 1993-1-1:2005 + AC:2009, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Dezember 2010.
- [DIN 1993/1-8] DIN EN 1993-1-8: Eurocode 3: Bemessung und Konstruktion von Stahlbauten – Teil 1-8: Bemessung von Anschlüssen; Deutsche Fas-

- sung EN 1993-1-8:2005 + AC:2009, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Dezember 2010.
- [DIN 1998] DIN EN 1998-1: Eurocode 8: Auslegung von Bauwerken gegen Erdbeben – Teil 1: Grundlagen, Erdbebeneinwirkungen und Regeln für Hochbauten; Deutsche Fassung EN 1998-1:2004 + AC:2009, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Dezember 2010.
- [DIN 1999] DIN EN 1999-1-1: Eurocode 9: Bemessung und Konstruktion von Aluminiumtragwerken – Teil 1-1: Allgemeine Bemessungsregeln; Deutsche Fassung EN 1999-1-1:2007 + A1:2009 + AS:2013, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, März 2014.
- [DIN 50125] DIN 50215: Prüfung metallischer Werkstoffe - Zugproben; , DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Juli 2009.
- [DIN 6892] DIN EN ISO 6892-1: Metallische Werkstoffe – Zugversuch – Teil 1: Prüfverfahren bei Raumtemperatur (ISO 6892-1:2009); Deutsche Fassung EN ISO 6892-1:2009, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Dezember 2009
- [DIN 8501] DIN EN ISO 8501-1: Vorbereitung von Stahloberflächen vor dem Auftrag von Beschichtungsstoffen – Visuelle Beurteilung der Oberflächenreinheit – Teil 1: Rostgrade und Oberflächenvorbereitungsgrade von unbeschichteten Stahloberflächen nach ganzflächigem Entfernen vorhandener Beschichtungen (ISO 8501-1:2007); Deutsche Fassung EN ISO 8501-1:2007, DIN Deutsches Institut für Normung e.V., Beuth Verlag, Berlin, Dezember 2007.
- [ETAG] Guideline for European Technical Approval for Structural Sealant Glazing Kits (SSGK): Part 1: Supported and unsupported systems; European Organisation for Technical Approvals, Brüssel, Mai 2012.
- [Eurocomp] Clarke, J.L. (edited by):. Structural Design of Polymer Composites – EUROCOMP Design Code and Handbook. 1. Auflage, Halcrow Polymerics Ltd, Great Britain, 1996.
- [ISO 19508] ISO/IEC 19508: Information technology – Object Management Group Meta Object Facility (MOF) Core, First edition 2014-04-15.

9.2 Veröffentlichungen

- [aif 169] Dilger, K.; Pasternak, H.; u.a.: Neue Konstruktionen durch Einsatz von Klebverbindungen im Stahlbau. Forschungsbericht für die Praxis P654, AiF-Projekt Nr. 169 ZBG, Forschungsvereinigung Stahlanwendung e. V., Verlags- und Vertriebsgesellschaft, Düsseldorf, 2008.
- [Ande-52] Anderson, T.W.; Darling, D.A.: Asymptotic Theory of Certain "Goodness of Fit" Criteria Based on Stochastic Processes. In: Annals of Mathematical Statistics, Institute of Mathematical Statistics 23 (1952) 2, S. 193–212.

- [Bär-10] Bär, C.: Elementare Differentialgeometrie. de Gruyter Verlag, Berlin, 2010.
- [Bewe-04] Bewersdorff, J.: Algebra für Einsteiger, Von der Gleichungsauflösung zur Galois-Theorie. 2., durchges. Aufl., Vieweg, Wiesbaden 2004.
- [BfS-12] Bundesamt für Strahlenschutz: Die Katastrophe im Kernkraftwerk Fukushima nach dem Seebeben vom 11. März 2011, Beschreibung und Bewertung von Ablauf und Ursachen. Fachbereich Sicherheit in der Kerntechnik, Salzgitter, März 2012, URL: <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:0221-201203027611> [Stand: 09.03.2016].
- [Blac-58] Black, J.M.; Blomquist, R.F.: Metal Surface Effects on Heat Resistance of Adhesive Bonds. In: Industrial and Engineering Chemistry 50 (1958), S. 918.
- [Böck-09] Böckenförde, S.; Gareis, S.B. (Hrsg.): Deutsche Sicherheitspolitik. Verlag Barbara Budrich, Opladen & Farmington Hills, 2009.
- [Box-58] Box, G.E.P.; Muller, M.E.: A note on the generation of random normal deviates. In: Annals of Mathematical Statistics 29 (1958), S. 610-611.
- [Brei-84] Breitung, K.: Asymptotic Approximation for Multinormal Integrals. In: Journal of the Engineering Mechanics Division 30 (1984), S. 357-366.
- [Broc-71] Brockmann, W.: Grundlagen und Stand der Metallklebtechnik. VDI-Verlag, Düsseldorf, 1971.
- [Broc-00] Brockmann, W.; Naß, J.: Anwendung der statistischen Versuchsplanung in der Klebtechnik. In: Kleben und Dichten – Adhäsion 44 (2000) 1-2, S. 33.
- [Buca-06] Bucak, Ö.; Hagl, A.: Kleben im Bauwesen - gestern, heute, morgen. In: Stahlbau 75 (2006) 6, S. 499-507.
- [Büni-94] Büning, H.; Trenkler, G.: Nichtparametrische statistische Methoden. 2., erweiterte und völlig überarbeitete Auflage, Walter de Gruyter Verlag, Berlin, New York, 1994.
- [Corn-63] Cornelius, E.A.; Stier, G.: Die Spannungsverteilung in Klebverbindungen. In: Aluminium 39 (1963), S. 305-313.
- [Corn-67] Cornell, A.C.: Bounds on the Reability of Structural Systems. In: Journal of the Structural Division, Proceedings of the ASCE 93 (1967), S. 171-200.
- [Corn-69] Cornell, A.C.: A Probabilistic-Based Structural Code. In: ACI-Journal 66 (1969), S. 974-985.
- [Daas-10] Daase, C.: Wandel der Sicherheitskultur. In: Aus Politik und Zeitgeschichte 50 (2010), S. 9-16.
- [Dean-07] Dean, G.: Modelling non-linear creep behavior of an epoxy adhesive. In: International Journal of Adhesion & Adhesives 27 (2007), S. 636-646.
- [Ecke-81] Eckert, R.; Kleinert, H.; Blume, F.: Methode zur Bemessung einschnittig überlappter Metallklebverbindungen für längerzeitig wirkende statische

- Belastungen im Normalklima. In: *Plaste und Kautschuk* 28 (1981), S. 397–401.
- [Eich-60] Eichhorn, F.; Braig, W.: Festigkeitsverhalten von Metallklebverbindungen. In: *Material-Prüfung* 2 (1960), S. 79–87.
- [Eich-66] Eichhorn, F.; Henning, A.H.; Krekeler, K.; Menges, G.; Mittrop, F.: Untersuchungen über das Alterungsverhalten, die Temperaturbeständigkeit und Zeitstandfestigkeit von Metallklebverbindungen mit und ohne Füllstoffzusätze im Klebstoff. NRW-FB 1734, Westdeutscher Verlag, Köln, Opladen, 1966.
- [Endr-10] Endreß, C.; Schattschneider, L.: Was ist Sicherheit? Interdisziplinäre Betrachtung einer unklaren Begrifflichkeit. In: *Notfallvorsorge* 2 (2010), Walhalla Fachverlag, S. 8 - 9.
- [Engm-11] Engmann, S.; Cousineau, D.: Comparing distributions: the two-sample Anderson-darling test as an alternative to the Kolmogorov-smirnov test. In: *Journal of Applied Quantitative Methods* 6 (2011) 3, S. 1-16.
- [Feld-06] Feldmann, M.; Völling, B.; Geßler, A.; Wellershof, F.; Geiß, P.L.; Wagner A.: Kleben im Stahlbau. In: *Stahlbau* 75 (2006) 10, S. 834-846.
- [Feld-07] Feldmann, M.; Ungermann, D.; Abeln, B.; Baitinger, M.; Preckwinkel, E. et al.: Development of innovative steel-glass-structures in respect to structural and architectural design (INNOGLAST). RFCS Research Projekt No RFCS-CT- 2007-00036.
- [Feng-05] Feng, C.-W.; Keong, C.-W.; Hsueh, Y.-P.; Wang, Y.-Y.; Sue, H.-J.: Modelling of long-term creep behavior of structural epoxy adhesives. In: *International Journal of Adhesion & Adhesives* 25 (2005), S. 427-436.
- [Fies-76] Fiessler, B.; Hawranek, H.; Rackwitz, R.: Numerische Methoden für probabilistische Bemessungsverfahren und Sicherheitsnachweise. *Berichte zur Sicherheitstheorie der Bauwerke* 14, TU München, 1976.
- [Freu-56] Freudenthal, A.M.: Safety and the Probability of Structural Failure. In: *Transactions of the American Society of Civil Engineers* 121 (1956) 1, S. 1337-1375.
- [Gala-78] Galambos, T.V.; Ravindra, M.K.: Properties of Steel for Use in LRFD. In: *Journal of the Structural Division ASCE* 104 (1978) ST9, S. 1459-1468.
- [Gala-81] Galambos, T.V.: Load and Resistance Factor Design. National Engineering Conference, AISC, Mai 1981.
- [Gola-44] Goland, M.; Reissner, E.: The stresses in cemented joints. In: *Journal of applied mechanics* 11 (1944), S. A17-A27.
- [Habe-09] Habenicht, G.: Kleben - Grundlagen, Technologien, Anwendungen. 6. aktualisierte Auflage, Springer-Verlag, Berlin Heidelberg, 2009.
- [Hagl-02] Hagl, A.: Synthese aus Glas und Stahl: Die Herz-Jesu-Kirche München. In: *Stahlbau* 71 (2002) 7, S. 498-506.

- [Hamp-89] Hampe, E.: Von der unsicheren Sicherheit zur sicheren Unsicherheit. In: Bautechnik 66 (1989) 10, S. 329-335.
- [Hamp-91] Hampe, E.: Exakte Tragwerksberechnung - Faszination oder Illusion?. In: Bauingenieur 66 (1991), S. 1-9.
- [Hart-05] Hartung, J.; Elpelt, B.; Klösener, K.-H.: Statistik, Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik. 14. Auflage, R. Oldenbourg Verlag, München Wien, 2005.
- [Haso-74] Hasofer, A.M.; Lind, M.C.: Exact and Invariant Second Moment Code Format. In: Journal of the Engineering Mechanical Division 100 (1974) 1, S. 111-121.
- [INS-14] Pasternak, H.: Entwicklung einer Richtlinie für die Bemessung von Klebverbindungen im Stahlbau. Abschlussbericht, INS 1165, Innovation mit Normen und Standards, Deutsches Institut für Normung e.V., Berlin, 2014.
- [Kais-72] Kaiser, R.; Gottschalk, G.: Elementare Tests zur Beurteilung von Meßdaten, Soforthilfe für statistische Tests mit wenigen Meßdaten. BI Wissenschaftsverlag, Mannheim Wien Zürich, 1972.
- [Kolo-08] Kolonko, M.: Stochastische Simulation, Grundlagen, Algorithmen und Anwendungen. Vieweg+Teubner, Wiesbaden, 2008.
- [Krau-06] Krauth, W.: Statistical Mechanics, Algorithms and Computations. Oxford University Press, New York, 2006.
- [Kuen-63] Kuenzi, W.: Determination of Mechanical Properties of Adhesives for Use in the Design of Bonded Joints. Rep. FPL-011, Forest Products Laboratory, US Department of Agriculture, September 1963.
- [Lett-16] Lettner, H.: Fehlerfortpflanzung, Übungen zur Biostatistik. Universität Salzburg, Abteilung Physik und Biophysik. URL: http://www.uni-salzburg.at/fileadmin/oracle_file_imports/513580.PDF [Stand 19.01.2016].
- [Matt-63] Matting, A.; Ulmer, K.: Spannungsverteilung in Metallklebverbindungen. In: VDI-Zeitschrift 105 (1963) 31, S. 1449-1457.
- [Matt-69] Matting, A. (Hrsg.): Metallkleben. Springer Verlag, Heidelberg New York, 1969.
- [Mayer-62] Mayer, M.: Die Sicherheit der Bauwerke und ihre Berechnung nach Grenzkraften anstatt nach zulässigen Spannungen. Verlag von Julius Springer, Berlin, 1926.
- [Mein-10] Mainz, J.: Kleben im Stahlbau – Betrachtungen zum Trag- und Verformungsverhalten und zum Nachweis geklebter Trapezprofilanschlüsse und verstärkter Hohlprofile in Pfosten-Riegel-Fassaden. Dissertation, Brandenburgische Technische Universität Cottbus, Cottbus, 2010.
- [Möll-00] Möller, B.; Graf, W.; Schneider, R.: Probabilistische Sicherheitsbeurteilung von Stahlbeton-Konstruktionen – Anwendung der Zuverlässigkeits-

- theorie erster Ordnung. In: Bautechnik 77 (2000), Ernst & Sohn Verlag, Berlin, S. 393-404.
- [Mort-98] Mortensen, F.: Development of tools for engineering analysis and design of high-performance FRP-composite structural elements. Ph.D. Thesis, Institute of Mechanical Engineering Aalborg University, Special Report No. 37, 1998.
- [Mück-00] Mücke, R.; Jocksck, A.: Probabilistische Design-Methoden und ihre Anwendung bei der strukturmechanischen Auslegung von Turbinenschaufeln. In: Technische Mechanik 20 (2000) 1, S. 61-72.
- [Müll-61] Müller, H.: Statische Untersuchungen von einfach-überlappten Leichtmetall-Klebsverbindungen. In: Fertigungstechnik und Betrieb 11 (1961) 1, S. 40-44.
- [Müll-12] Müller-Gronbach, T.; Novak, E.; Ritter, K.: Monte Carlo-Algorithmen. Springer Verlag, Berlin Heidelberg, 2012.
- [Münk-10] Münkler, H.; Bohlender, M.; Meurer, S. (Hrsg.): Sicherheit und Risiko, Über den Umgang mit Gefahr im 21. Jahrhundert. transcript Verlag, Bielefeld, 2010.
- [Natt-87] Natterer, J.; Hoefft, M.: Zum Tragverhalten von Holz-Beton- Verbundkonstruktionen. EPF Lausanne, IBOIS Forschungsbericht CERS Nr. 1345, März 1987.
- [Nish-98] Nishimura, M. M.: Mersenne Twister: A 623- dimensionally equidistributed uniform pseudorandom number generator. In: ACM Transactions on Modeling and Computer Simulations (1998), Special Issue on Uniform Random Number Generation, S. 2-25.
- [Nowa-00] Nowak, A.S.; Collins, K.R.: Reliability of Structures. Mc Graw Hill, Boston, 2000
- [Opli-97] Oplinger, D.W.; Morton, J.; Tsai, M.Y.: Improved theoretical solutions for adhesive lap joints. In: Journal Solids Structures 35 (1998) 12, S. 1163-1185.
- [Past-06] Pasternak, H.; Mainz, J.: Versuche zu geklebten Verstärkungen im Stahlhochbau. In: Bauingenieur 81 (2006) 5, S. 212-217.
- [Plat-93] Plate: Statistik und angewandte Wahrscheinlichkeitslehre für Bauingenieure. Ernst & Sohn, Berlin, 1993.
- [Rasc-12] Rasche, Manfred: Handbuch Klebtechnik. Carl Hanser Verlag, München Wien, 2012.
- [Ravi-78] Ravindra, M.K.; Galambos, T.V.: Load and Resistance Factor Design for Steel. In: Journal of the Structural Division ASCE 104 (1978) ST9.
- [Reic-08] Reichenbach, G.; Wolff, H. u. a. (Hg.): Risiken und Herausforderungen für die Öffentliche Sicherheit in Deutschland, Szenarien und Leitfragen. Grünbuch des Zukunftsforums Öffentliche Sicherheit. ProPress Verlagsgesellschaft, Berlin Bonn, 2008.

- [Reut-12] Reuter, M. Ch.: Multikriterielle Bewertungsmethode für die Prognosequalität von komplexen Ingenieurmodellen. Dissertation, Schriftenreihe des DFG Graduiertenkollegs 1462, Modellqualitäten | Heft , Verlag der Bauhaus-Universität Weimar, Weimar, 2012.
- [Rich-10] Richter, F.: Die physikalischen Eigenschaften der Stähle - Das 100-Stähle-Programm. Mülheim a.d. Ruhr, 2010.
- [Rinn-03] Rinne, H.: Taschenbuch der Statistik. 3., vollständig überarbeitete und erweiterte Auflage, Verlag Harri Deutsch, Frankfurt am Main, 2003.
- [Roos-01] Roos, D.: Approximation und Interpolation von Grenzzustandsfunktionen zur Sicherheitsbewertung nichtlinearer Finite-Elemente-Strukturen. Dissertation, Bauhaus-Universität Weimar, Weimar, 2001.
- [Rubi-81] Rubinstein, R. Y.: Simulation and the Monte Carlo Method. Wiley, New York, 1981.
- [Sach-03] Sachs, Lothar: Angewandte Statistik, Anwendung statistischer Methoden. 11. Auflage, Springer Verlag, Klausdorf, 2003.
- [Salt-00] Saltelli, A.; Chan, K.; Scott, E. M.: Sensitivity analysis, John Willey & Sons Ltd., West Sussex, 2000.
- [Salt-08] Saltelli, A.; Rattor, M.; Andres, T.; Campolongo, F.; Cariboni, J.; Gatelli, D.; Saisana, M.; Tarantola, S.: Global Sensitivity Analysis. John Willey & Sons Ltd., West Sussex, 2008.
- [Schn-96] Schneider, J.; Schlatter, H.P.: Sicherheit und Zuverlässigkeit im Bauwesen, Grundwissen für Ingenieure. Teubner, Stuttgart, 1996.
- [Schu-81] Schueller, G.I.: Einführung in die Sicherheit und Zuverlässigkeit von Tragwerken. Verlag von Wilhelm Ernst & Sohn, Berlin München, 1981.
- [Spae-92] Spaethe, G.: Die Sicherheit tragender Baukonstruktionen. Zweite, neu bearbeitete Auflage, Springer Verlag, Wien New York, 1992.
- [Stai-08] Staib, G.; Dörrhöfer, A.; Rosenthal, M.: Elemente und Systeme: Modulares Bauen – Entwurf, Konstruktion, neue Technologien. Hrsg.: Institut für internationale Architektur-Dokumentation GmbH & Co. KG, 1. Auflage, Birkhäuser München, Basel Boston Berlin, 2008.
- [Stei-75] Steinecke, V.: Das Lebensdauernetz - Wahrscheinlichkeitspapier für die Weibull-Verteilung, Erläuterung und Handhabung. 1. Auflage, Beuth Verlag, Berlin Köln Frankfurt (M.), 1975.
- [Stra-97] Straalen, IJ. J. van: Calibration of Design rules from tests on basis of probabilistic techniques – First step to re-formulate annex z of Eurocode 3 for normal distribution – Final report. TNO Report: 97-CON-R0905/2, 1997.
- [Stra-00] van Straalen, I.J.: Development of Design Rules for Structural Adhesive Bonded Joints – A Systematic Approach. Dissertation, Technische Universität Delft, Delft, 2000.
- [Stra-00a] Straalen, IJ. J. van: Statistical data analysis of tests on adhesive bonded joints (Revised version). TNO Report: 98-CON-R1453/2, 2000.

- [Stra-00b] Straalen, IJ. J. van: Estimation of design and characteristic values from a limited number of observations for a Weibull distribution. TNO Report: 2000-CON-BIS-R4021, 2000.
- [Step-74] Stephens, M. A.: EDF Statistics for Goodness of Fit and Some Comparisons. In: Journal of the American Statistical Association 69 (1974), S. 730-737.
- [Thof-82] Thoft-Christensen, P.; Baker, M. J.: Structural reliability theory and its applications. Springer-Verlag, New York, 1982.
- [Trit-63] Trittler, G.: Neue Entwicklungen der Verbindungstechnik im Stahlbau. In: VDI Zeitschrift 105 (1963) 8, S. 325-364.
- [Umme-07] Ummenhofer, T.; Medgenberg, J.; Geiß, P.L.; Dilger, K.; Feldmann, M.; Pasternak, H.: Klebverbindungen im Stahlbau. In: VDI-Veranstaltung Bauen mit innovativen Werkstoffen 1970 (2007), S. 103-112.
- [Volk-38] Volkersen O.: Die Nietkraftverteilung in zugbeanspruchten Nietverbindungen mit konstanten Laschenquerschnitten; In: Luftfahrtforschung 15 (1938), S. 41 – 47.
- [Volk-58] Volkersen O.: Die Schubkraftverteilung in Leim-, Niet- und Bolzenverbindungen; In: Energie und Technik (1958), S. 68-71, 103-108, 150-154.
- [Wach-94] Wachter, A.: Kleben von Stahl. Diplomarbeit, Universität Innsbruck, Mai 1994.
- [Weib-49] Weibull, W.: a statistical representation of fatigue failures in solids. Transaction of the royal Institute of Technology, Stockholm, Sweden, Nr. 27, 1949.
- [Weib-51] Weibull, W.: A statistical distribution function of wide applicability. In: Journal of applied mechanics 18 (1951), S. 293-297.
- [Weiß-13] Weißgraeber, P.; Becker, W.: Finite Fracture Mechanics model for mixed mode fracture in adhesive joints. In: International Journal of Solids and Structures 50 (2013), S. 2383-2394.
- [Wern-09] Werner, F.: Normen - Gegenwart und Zukunft. Fachbeitrag Bundesvereinigung der Prüfeningenieure für Bautechnik e.V., 2009, URL: http://www.bvpi.de/bvpi-content/fachbeitraege/fachaufsatz_prof_werner_weimar.pdf. Online im Internet [Stand: 08.03.2016].
- [Wern-10] Werner, F.: Realität - Modell - Norm. In: Stahlbau 79 (2010) 10, S. 711-719.
- [West-11] Westermann, T.: Mathematische Problem lösen mit MAPLE[®], ein Kurzeinstieg. 4., aktualisierte Auflage, Springer Verlag, Dordrecht London New York, 2011.
- [Weye-04] Weyer, U.: Anspruch und Wirklichkeit semiprobabilistischer Bemessungskonzepte. In: Stahlbau 73 (2004) 9, S. 745-753.
- [Wint-61] Winter, H.; Meckelburg, H.: Zum Entwicklungsstand des Metallklebens; In: Metall 15 (1961), S. 187 – 199.

- [Wint-61a] Winter, H.; Meckelburg, H.: Untersuchungen zur Verklebung von Stahl. In: Stahlbau 30 (1961), S. 16 – 23.
- [Zell-08] Zellmann, P.: Lebensqualität durch selbstbestimmte Vernetzung der Lebensbereiche. Pro futuro – das Zukunftsforum der Stadt Wiener Neustadt, Wien, 2008.

9.3 Sonstige Quellen

- [Zach-16] Mündliche Mitteilung vom 17.02.2016 mit Ralf Zachau, evonik industries AG, zum Zustand einer Stahlfachwerkbrücke auf dem Gelände des Chemieparks in Marl, Gesprächsprotokoll im Anhang H.

9.4 Abbildungsquellen

- [RP-01] Abbildung 5.7: Beispiel einer Pfosten-Riegel-Fassade, URL: <http://international.rp-technik.com/index.php?id=8919&type=98>. Online im Internet [Stand: 16.03.2014].
- [RP-11] RP Technik GmbH Profilsysteme: Fassadensysteme. Produktinformation, Queiser, 3. Auflage DE-09.2011, 2011.

A Das Invarianzproblem beim Sicherheitsindex nach Cornell

A.1 Einführung

Das Invarianzproblem bei der Berechnung des Sicherheitsindex nach Cornell beschreibt, dass das Ergebnis β_C gemäß der Gleichung (B.7) nicht invariant bezüglich verschiedener mathematischer Formulierungen der Grenzzustandsgleichung ist. Dieser Zusammenhang wurde bereits im Abschnitt 4.4.1 deutlich gemacht und soll im Folgenden an einem Beispiel einer einschnittig überlappten Klebverbindung gemäß Abbildung A.1 gezeigt werden.

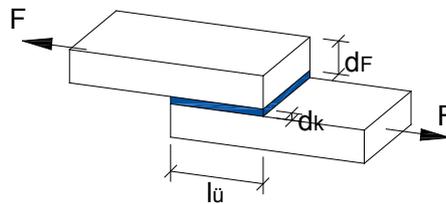


Abbildung A.1: Beispiel einer einschnittig überlappten Klebverbindung

Die Ermittlung der Grenzzustandsgleichung soll für diese Gegenüberstellung anhand der theoretischen Spannungsverteilung nach Goland und Reissner [Gola-44] erfolgen (Gleichung (A.1)). Der Ansatz erfolgt hierbei über die Beschreibung der Form der Spannungsverteilung ausgehend von der Mittelspannung τ_m , welche sich nach Gleichung (A.2) ermitteln lässt. Der Exzentrizitätsfaktor k berücksichtigt die Außermitte der Krafteinleitung in die Klebung und nimmt für starre Fügeteile den Wert 1 an. Bei Zunahme des Biegemomentes aufgrund der exzentrischen Lasteinleitung konvergiert dieser Wert gegen 0. Für eine einfache Berechnung wird an dieser Stelle vereinfacht $k = 0$ angenommen, da dieses Beispiel lediglich dem Vergleich der Formulierungen der Grenzzustandsgleichungen dient.

$$\tau = \tau_m \left(\frac{1 + 3k}{4} \sqrt{\frac{2 \cdot G_k \cdot l_{\ddot{u}}^2}{E_F \cdot d_F \cdot d_k}} \cdot \coth \left(\sqrt{\frac{2 \cdot G_k \cdot l_{\ddot{u}}^2}{E_F \cdot d_F \cdot d_k}} \right) + \frac{3}{4} (1 - k) \right) \quad (\text{A.1})$$

$$\tau_m = \frac{F}{l_{\ddot{u}} \cdot b} \quad (\text{A.2})$$

A.2 Grenzzustandsfunktion und Basisvariablen

Um das Beispiel übersichtlich zu gestalten, werden lediglich vier Variablen als stochastisch betrachtet. Das sind zum einen die Materialkennwerte τ_k (Klebfestigkeit), G_k (Schubmodul der Klebschicht) und E_F (E-Modul der Stahlfügeteile) und zum anderen die Einwirkung F . Alle übrigen Größen werden als deterministisch behandelt. Ferner wird angenommen, dass alle Basisvariablen unabhängig sind. Somit erfolgt die einfache Darstellung der Korrelationsmatrix wie folgt.

$$C_X = \begin{bmatrix} \sigma_{X_1}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{X_2}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{X_3}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{X_4}^2 \end{bmatrix} \quad (\text{A.3})$$

Für die Bestimmung der Mittelwerte und Standardabweichungen der Basisvariablen wurden Versuche durchgeführt, die Inhalt des Kapitels 6.1 sind. Für dieses Beispiel soll der Klebstoff KÖrapop 225-2K zum Einsatz kommen. Tabelle A.1 fasst die interessierenden Eigenschaften der stochastischen Größen zusammen.

Tabelle A.1: Zusammenfassung der statistischen Kennwerte der Basisvariablen

	X_i	μ_{X_i}	σ_{X_i}
Klebfestigkeit τ_k	X_1	1,458 N/mm ²	0,074 N/mm ²
Schubmodul G_k der Klebschicht	X_2	0,541 N/mm ²	0,032 N/mm ²
E-Modul E_F der Stahlfügeteile	X_3	187700 N/mm ²	21960 N/mm ²
Einwirkung F	X_4	1000 N	50 N

Im Rahmen des Vergleichs wird die Grenzzustandsfunktion mit Hilfe zweier äquivalenter mathematischer Formulierungen aufgestellt. Diese Funktionen in den Gleichungen (A.4) und (A.5) bezeichnen das Versagen der Klebschicht bzw. den Sicherheitsabstand unter Annahme der Theorie nach Goland und Reissner.

$$g_1(X_1, X_2, X_3, X_4) = \frac{X_1 \cdot l_{\ddot{u}} \cdot b}{\frac{1}{4} \sqrt{\frac{2 \cdot X_2 \cdot l_{\ddot{u}}^2}{X_3 \cdot d_F \cdot d_k}} \cdot \coth \left(\sqrt{\frac{2 \cdot X_2 \cdot l_{\ddot{u}}^2}{X_3 \cdot d_F \cdot d_k}} \right) + \frac{3}{4}} - X_4 \quad (\text{A.4})$$

$$g_2(X_1, X_2, X_3, X_4) = \frac{X_1 \cdot l_{\ddot{u}} \cdot b}{\left[\frac{1}{4} \sqrt{\frac{2 \cdot X_2 \cdot l_{\ddot{u}}^2}{X_3 \cdot d_F \cdot d_k}} \cdot \coth \left(\sqrt{\frac{2 \cdot X_2 \cdot l_{\ddot{u}}^2}{X_3 \cdot d_F \cdot d_k}} \right) + \frac{3}{4} \right] X_4} - 1 \quad (\text{A.5})$$

Zu erwarten sind aufgrund der Äquivalenz der Grenzzustandsfunktionen g_1 und g_2 identische Ergebnisse für den Sicherheitsindex β_C , jedoch unterscheiden sich die zugehörigen Sicherheitskenngrößen erheblich. Für die Grenzzustandsfunktion g_1 wird ein Wert von 5,1 bestimmt, für die zweite Funktion ergibt sich jedoch ein Sicherheitsindex von 4,4. Durch dieses Beispiel kann die Auswirkung des Invarianzproblems bei der Bestimmung des Sicherheitsindex nach Cornell verdeutlicht werden. Für entsprechend komplexe mathematische Formulierungen der Grenzzustandsfunktion ist dieses Verfahren daher ungeeignet.

B Verfahren der Zuverlässigkeitstheorie

B.1 Sicherheitsindex nach Cornell

Das prinzipielle Vorgehen und die Interpretation der Aussagefähigkeit der Methode nach Cornell sind im Kapitel 4.4.1 angegeben. Das Sicherheitsmaß wird als Verhältnis des Erwartungswertes und der Standardabweichung der linearen Funktion Z definiert.

$$\beta_C = \frac{m_Z}{\sigma_Z} = \frac{a_0 + \mathbf{a}^T E(\mathbf{X})}{\sqrt{\mathbf{a}^T \mathbf{C}_X \mathbf{a}}} \quad (\text{B.1})$$

Die ersten beiden Momente der Funktion Z ergeben sich zu

$$E(Z) = a_0 + \mathbf{a}^T E(\mathbf{X}) \quad (\text{B.2})$$

$$\text{Var}(Z) = \mathbf{a}^T \mathbf{C}_X \mathbf{a} \quad (\text{B.3})$$

$$\text{mit: } \mathbf{C}_X = \begin{pmatrix} \sigma_{X_1}^2 & \cdots & \text{COV}(X_1, X_n) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{COV}(X_n, X_1) & \cdots & \sigma_{X_n}^2 \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{n,n}. \quad (\text{B.4})$$

Die Kovarianz $\text{COV}(X_i, X_j)$ kennzeichnet den Zusammenhang der Zufallsgrößen.

Erfolgt die Kombination der Basisgrößen nach nichtlinearen Gesetzmäßigkeiten, ist eine Taylorreihenentwicklung im sogenannten Bemessungspunkt vorzunehmen. Jedoch sind zunächst die Koordinaten des Bemessungspunktes unbekannt. Cornell schlägt daher vor, die Reihenentwicklung im Erwartungswert auszuführen, sodass sich die ersten beiden Momente von Z wie folgt ergeben.

$$E(Z) = g(m_{X_1}, m_{X_2}, \dots, m_{X_n}) \quad (\text{B.5})$$

$$\text{Var}(Z) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial g}{\partial x_i} \right)^2 \cdot \text{Var}(X_i) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\partial g}{\partial x_i} \cdot \frac{\partial g}{\partial x_j} \cdot \text{COV}(X_i, X_j), \quad i \neq j \quad (\text{B.6})$$

Führt man im Weiteren den Gradientenvektor $\nabla g(\mathbf{m})$ der Differentialquotienten an der Stelle des Erwartungswertes $\mathbf{m} = E(\mathbf{X})$ ein, kann der Sicherheitsindex in die nachfolgende Form gebracht werden.

$$\beta_C = \frac{g(\mathbf{m})}{\sqrt{\nabla g^T(\mathbf{m}) \cdot \mathbf{C}_X \cdot \nabla g(\mathbf{m})}} \quad (\text{B.7})$$

$$\text{mit: } \nabla g(\mathbf{m}) = \left(\left. \frac{\partial g}{\partial x_1} \right|_{x=\mathbf{m}}, \dots, \left. \frac{\partial g}{\partial x_n} \right|_{x=\mathbf{m}} \right)^T \quad (\text{B.8})$$

Die Momentenmethode beruht auf einer Linearisierung der Grenzzustandsgleichung durch die ersten Glieder der Taylorreihe. Die Verteilungen der Basisvariablen werden nur durch ihre ersten beiden Momente erfasst, weshalb sie auch häufig FOSM-Methode (**F**irst **O**rdner **S**econd **M**oment – engl.: erster Ordnung zweites Moment) genannt wird. Erfolgt wie beim Verfahren nach Cornell die Reihenentwicklung um den Mittelwert (engl.: mean value), spricht man beim Sicherheitsindex β_C von einem Zuverlässigkeitswert der „First Order Second Moment Mean Value Reliability“ (reliability – engl.: Zuverlässigkeit).

B.2 Sicherheitsindex nach Hasofer und Lind

Die Grundgedanken des Sicherheitsindex nach Hasofer und Lind wurden im Kapitel 4.4.1 vorgestellt. Im Folgenden soll das iterative Verfahren zusammengefasst werden.

1. Schritt: Startpunkt

Zunächst ist ein Startpunkt $\mathbf{y}^{(0)}$ der Iteration im y -Raum zu wählen bzw. zu schätzen. In [Spae-92] wird empfohlen, $\mathbf{y}^{(0)} = \mathbf{0}$ zu wählen, falls eine Schätzung nicht möglich ist.

2. Schritt: Grenzzustandsgleichung und Gradienten

Im 2. Schritt folgt die Bestimmung der Grenzzustandsgleichung im Punkt $\mathbf{y}^{(0)}$ und die Ermittlung der zugehörigen Ableitungen.

$$h(\mathbf{y}^{(0)}) = g(\mathbf{x}^{(0)}) \quad (\text{B.9})$$

$$\text{mit: } \mathbf{x}^{(0)} = \left(m_{x_1} + \sigma_{x_1} \cdot y_1^{(0)}, \dots, m_{x_n} + \sigma_{x_n} \cdot y_n^{(0)} \right)^T \quad (\text{B.10})$$

$$\nabla h(\mathbf{y}^{(0)}) = \left(\sigma_{x_1} \cdot \left. \frac{\partial g}{\partial x_1} \right|_{\mathbf{x}^{(0)}}, \dots, \sigma_{x_n} \cdot \left. \frac{\partial g}{\partial x_n} \right|_{\mathbf{x}^{(0)}} \right)^T \quad (\text{B.11})$$

3. Schritt: Verbesserung des Vektors im Standardraum

Bei der Methodik nach Hasofer und Lind erfolgt eine Linearisierung mit Hilfe der Taylorreihe im Standardraum, wobei ausschließlich die linearen Glieder Berücksichtigung finden.

$$l(y_1, \dots, y_n) = h(y_1^*, \dots, y_n^*) + \sum_{i=1}^n (y_i - y_i^*) \cdot \left. \frac{\partial h}{\partial y_i} \right|_* \quad (\text{B.12})$$

Die transformierte Funktion $l(\mathbf{y})$ wird in diesem Zusammenhang in die Hessesche Normalform gebracht.

$$l(\mathbf{y}) = \delta - \boldsymbol{\alpha}^T \cdot \mathbf{y} = 0 \quad (\text{B.13})$$

Dieser Schritt ermöglicht die Bestimmung des Wichtungsvektors $\boldsymbol{\alpha}$ und des Abstandes δ .

$$\boldsymbol{\alpha} = \frac{-\nabla h(\mathbf{y}^*)}{(\nabla h^T(\mathbf{y}^*) \cdot \nabla h(\mathbf{y}^*))^{1/2}} \quad (\text{B.14})$$

$$\delta = \frac{h(\mathbf{y}) - \mathbf{y}^T - \nabla h(\mathbf{y}^*)}{(\nabla h^T(\mathbf{y}^*) \cdot \nabla h(\mathbf{y}^*))^{1/2}} \quad (\text{B.15})$$

Diese wiederum sind Ausgangsbasis für die Verbesserung des Startvektors $\mathbf{y}^{(0)}$ im y -Raum.

$$\mathbf{y}^{(1)} = \boldsymbol{\alpha} \cdot \mathbf{y}^{(0)} \cdot \delta \cdot \mathbf{y}^{(0)} = \frac{\nabla h(\mathbf{y}^{(0)})}{\nabla h^T(\mathbf{y}^{(0)}) \cdot \nabla h(\mathbf{y}^{(0)})} (\mathbf{y}^{(0)T} \cdot \nabla h(\mathbf{y}^{(0)}) - h(\mathbf{y}^{(0)})) \quad (\text{B.16})$$

4. Schritt: Kontrolle der Konvergenz

In einem abschließenden Schritt wird kontrolliert, ob Konvergenz mit dem Vorgehen erzielt werden konnte, das bedeutet, es wird überprüft, ob Gleichung (B.17) erfüllt ist.

$$\mathbf{y}^{(1)} \approx \mathbf{y}^{(0)} \quad (\text{B.17})$$

Wenn dies der Fall ist, kann zu Schritt 5 übergegangen werden, anderenfalls wird $\mathbf{y}^{(1)} = \mathbf{y}^{(0)}$ gesetzt und die Schritte 2 und 3 werden wiederholt, bis $\mathbf{y}^{(k+1)}$ gegen $\mathbf{y}^{(k)}$ konvergiert und somit Gleichung (B.17) erfüllt ist.

5. Schritt: Bestimmung des Sicherheitsindex

Das Ergebnis des Iterationsverfahrens ist der Sicherheitsindex nach Hasofer und Lind.

$$\beta_{HL} = \begin{cases} \delta, & \text{wenn } h(0) > 0 \\ -\delta, & \text{wenn } h(0) < 0 \end{cases} \quad (\text{B.18})$$

$$\text{mit: } \delta = \left(\mathbf{y}^{(1)T} \cdot \mathbf{y}^{(1)} \right)^{1/2} \quad (\text{B.19})$$

B.3 Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung

Das allgemeine Vorgehen der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung ist dem Kapitel 4.4.2 zu entnehmen. An dieser Stelle werden die Schritte des iterativen Verfahrens zusammenfassend dargestellt, wobei die Suche nach einem geeigneten Bemessungspunkt sowie die Annäherung an die Normalverteilung nach Rackwitz und Fiessler [Fies-76] bereits in das Verfahren integriert sind.

1. Schritt: Startpunkt

Ähnlich der Momentenmethode beginnt das Verfahren mit der Wahl eines Startpunktes bzw. Startvektors $\mathbf{x}^{(0)}$, hier wird jedoch der Originalraum betrachtet. Als Startvektor bietet sich der Erwartungswert $E(\mathbf{X})$ an.

2. Schritt: Normal-Tail-Approximation

Zielstellung des 2. Schritts besteht in der Lösung der Extremwertaufgaben nach Gleichung (4.18). Wird für die Nebenbedingung der Lagrange-Multiplikator als unbekannte, skalare Größe eingesetzt und die Linearkombination gemäß Gleichung (B.20) definiert, kann das Problem in eine unbedingte Extremwertaufgabe überführt werden. Die Lagrange-Funktion L beinhaltet dabei den Multiplikator λ als Koeffizienten.

$$L = \sum_{i=1}^n y_i^2 + \lambda \cdot h(y_1, \dots, y_n) \quad (\text{B.20})$$

Gesucht ist, gemäß der Definition der Optimierungsaufgabe, ein lokales Extremum der Lagrange-Funktion, welches durch Nullsetzen des Gradientenvektors ∇L gefunden werden kann.

$$\nabla L = \left(\frac{\partial L}{\partial \lambda}, \frac{\partial L}{\partial y_1}, \dots, \frac{\partial L}{\partial y_n} \right)^T = (0, 0, \dots, 0)^T \quad (\text{B.21})$$

Es ist ersichtlich, dass $n+1$ Gleichungssysteme entstehen. Die Mathematik bietet eine Vielzahl an Lösungsmöglichkeiten für das so aufbereitete Problem. Eine besondere Bedeutung in der Zuverlässigkeitstheorie hat die Tail-Approximation nach Rackwitz und Fiessler [Fies-76], welche im Folgenden erläutert wird.

Die Grundidee ist die Überführung jeder beliebigen Verteilung in eine äquivalente Normalverteilung im Bemessungspunkt. Diese Äquivalenz kann angenommen werden, wenn für die Dichtefunktion f_i^N und die Verteilungsfunktion F_i^N der Normalverteilung im Bemessungspunkt die nachfolgenden Bedingungen gleichermaßen erfüllt werden.

$$f_i^N(x_i^*) = f_i(x_i) \quad (\text{B.22})$$

$$F_i^N(x_i^*) = F_i(x_i) \quad (\text{B.23})$$

Die Methode erfordert folglich die Kenntnis über die Verteilungstypen der Basisvariablen, damit im Bemessungspunkt für jede Größe die Momente der äquivalenten Normalverteilung bestimmt werden können. Ausgangsbasis hierfür ist die Forderung der Gleichheit der Wahrscheinlichkeit. Die entsprechende Verteilungsdichte kann durch Differenzieren der Gleichung (B.23) gewonnen werden. Umformen liefert schließlich die transformierten Momente der stetigen Funktionen der Basisvariablen.

$$\mu_{X_i}^N = x_i^* - \sigma_{X_i}^N \cdot [\Phi^{-1}(F_i(x_i^*))] \quad (\text{B.24})$$

$$\sigma_{X_i}^N = \frac{1}{f_i(x_i^*)} \cdot \varphi \left(\frac{x_i^* - \mu_{X_i}^N}{\sigma_{X_i}^N} \right) = \frac{1}{f_i(x_i^*)} \cdot \varphi[\Phi^{-1}(F_i(x_i^*))] \quad (\text{B.25})$$

3. Schritt: Transformation in den Standardraum

Wie im Kapitel 4.4.2 beschrieben, findet die Suche nach dem kürzesten Abstand zwischen Koordinatenursprung und Grenzzustandsfunktion im y -Raum statt. Die Transformationsbeziehung für die Komponenten des Zufallsvektors $\mathbf{y}^{(0)}$ lautet

$$y_i^{(0)} = \frac{x_i^{(0)} - \mu_{X_i}^{N(0)}}{\sigma_{X_i}^{N(0)}}. \quad (\text{B.26})$$

Für die Grenzzustandsfunktion und ihre Ableitungen im y -Raum gilt somit

$$h(\mathbf{y}^{(0)}) = g(\mathbf{x}^{(0)}) \quad (\text{B.27})$$

$$\nabla h(\mathbf{y}^{(0)}) = \left(\sigma_{X_i}^{N(0)} \cdot \left. \frac{\partial g}{\partial x_1} \right|_{\mathbf{x}^{(0)}}, \dots, \sigma_{X_n}^{N(0)} \cdot \left. \frac{\partial g}{\partial x_n} \right|_{\mathbf{x}^{(0)}} \right)^T. \quad (\text{B.28})$$

4. Schritt: die Tangentialhyperebene

Eine Reihenentwicklung von $h(\mathbf{y}) = 0$ im Punkt $\mathbf{y}^{(0)}$ liefert die Tangentialhyperebene mit den Komponenten $\alpha^{(0)}$ und $\delta^{(0)}$ in der Schreibweise der Hesseschen Normalform.

$$\alpha_i^{(0)} = \frac{-\left. \frac{\partial h}{\partial y_i} \right|_{\mathbf{y}^{(0)}}}{\left(\sum_{j=1}^n \left(-\left. \frac{\partial h}{\partial y_j} \right|_{\mathbf{y}^{(0)}} \right)^2 \right)^{1/2}} \quad (\text{B.29})$$

$$\delta^{(0)} = \frac{h(\mathbf{y}^{(0)}) - \sum_{j=1}^n y_j^{(0)} \cdot \left. \frac{\partial h}{\partial y_j} \right|_{\mathbf{y}^{(0)}}}{\left(\sum_{j=1}^n \left(-\left. \frac{\partial h}{\partial y_j} \right|_{\mathbf{y}^{(0)}} \right)^2 \right)^{1/2}} \quad (\text{B.30})$$

5. Schritt: Verbesserung des Vektors im Originalraum

Die Koeffizienten der Tangentialhyperebene sind Grundlage für die Verbesserung des Bemessungspunktes im Originalraum.

$$\mathbf{x}^{(1)} = \left(\mu_{X_1}^{N(0)} + \alpha_1^{(0)} \cdot \sigma_{X_1}^{N(0)} \cdot \delta^{(0)}, \dots, \mu_{X_n}^{N(0)} + \alpha_n^{(0)} \cdot \sigma_{X_n}^{N(0)} \cdot \delta^{(0)} \right)^T \quad (\text{B.31})$$

6. Schritt: Kontrolle der Konvergenz

In dem abschließenden Schritt erfolgt die Kontrolle der Konvergenz. Das bedeutet, es wird überprüft, ob die Punkte $\mathbf{x}^{(0)}$ und $\mathbf{x}^{(1)}$ annähernd übereinstimmen.

$$\mathbf{x}^{(1)} \approx \mathbf{x}^{(0)} \quad (\text{B.32})$$

Wenn dies der Fall ist, kann zu Schritt 7 übergegangen werden, anderenfalls wird $\mathbf{x}^{(1)} = \mathbf{x}^{(0)}$ gesetzt und die Schritte 2 bis 5 werden wiederholt.

7. Schritt: die Versagenswahrscheinlichkeit

Konnte die Konvergenz im 6. Schritt erreicht werden, gilt für die Versagenswahrscheinlichkeit Gleichung (B.33).

$$P_f = \Phi(-\beta_V) \quad (\text{B.33})$$

$$\text{mit: } \beta_V = \begin{cases} \delta^{(0)}, & \text{wenn } h(\mathbf{0}) > 0 \\ -\delta^{(0)}, & \text{wenn } h(\mathbf{0}) < 0 \end{cases} \quad (\text{B.34})$$

B.4 Zuverlässigkeitstheorie 2. Ordnung

Breitung beschreibt in [Brei-84] eine Lösung zur Beachtung gekrümmter Grenzzustandsfunktionen bei der Zuverlässigkeitsberechnung. Das Verfahren basiert auf der speziellen Beschreibung der Versagenswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der Hauptkrümmungen κ_i von h im Bemessungspunkt \mathbf{y}^* des Standardraums.

$$P_f = \Phi(-\beta) \cdot \prod_{i=1}^{m-1} (1 - \beta \cdot \kappa_i)^{-0,5} \quad (\text{B.35})$$

Mit Hilfe der orthogonalen Drehungsmatrix \mathbf{D} wird das Koordinatensystem des y -Raumes so um den Ursprung gedreht, dass die Achse u_1 des transformierten Systems durch den Koordinatenursprung und den Bemessungspunkt verläuft. Diese Transformation lässt sich wie folgt ausführen.

$$\mathbf{y} = \mathbf{D} \cdot \mathbf{u} \quad \text{mit: } \mathbf{D} = (\mathbf{d}_1, \mathbf{d}_2, \dots, \mathbf{d}_m)^T \quad (\text{B.36})$$

Die gesuchte Drehungsmatrix kann aus den Wichtungsfaktoren mit Hilfe des Schmidtschen Orthogonalisierungsverfahren ermittelt werden. Das bedeutet, es gelten

$$\mathbf{d}_1 = \boldsymbol{\alpha} \quad \text{und} \quad \mathbf{d}_k = \frac{\mathbf{f}_k}{|\mathbf{f}_k|}, \quad (\text{B.37})$$

wobei die unabhängigen Vektoren \mathbf{f}_k über die Einheitsvektoren \mathbf{e}_k erfasst werden.

$$\mathbf{f}_k = \mathbf{e}_k - \sum_{i=1}^{k-1} (\mathbf{e}_k^T \cdot \mathbf{d}_i) \cdot \mathbf{d}_i \quad k = 2, 3, \dots, m \quad (\text{B.38})$$

Das überführte System wird durch die Drehungsmatrix \mathbf{D} definiert.

$$\mathbf{u} = \mathbf{D}^T \cdot \mathbf{y} \quad (\text{B.39})$$

Da Bemessungspunkt und Koordinatenursprung auf der Achse u_1 liegen, kann im euklidischen u -Raum Gleichung (B.40) geschrieben werden.

$$\mathbf{u}^* = \mathbf{D}^T \cdot \mathbf{y}^* = (\beta, 0, 0, \dots, 0) \quad (\text{B.40})$$

Wird für diesen Raum die Taylorreihe im Bemessungspunkt entwickelt, verändert sich Gleichung (4.19) zu

$$g_u(\mathbf{u}^*) + (\mathbf{u} - \mathbf{u}^*)^T \cdot \nabla g_u(\mathbf{u}^*) + \frac{1}{2} (\mathbf{u} - \mathbf{u}^*)^T \cdot \mathbf{B}_u \cdot (\mathbf{u} - \mathbf{u}^*) = 0. \quad (\text{B.41})$$

Wird nun weiterhin berücksichtigt, dass aus Gleichung (B.40)

$$\nabla g_u(\mathbf{u}^*) = \left(\frac{\partial g_u}{\partial u_1}, 0, 0, \dots, 0 \right)^T \quad \text{und} \quad g_u(\mathbf{u}^*) = 0 \quad (\text{B.42})$$

sowie aus der Transformationsbeziehung

$$\mathbf{B}_u = \mathbf{D}^T \cdot \mathbf{B}_y \cdot \mathbf{D} \quad (\text{B.43})$$

folgen, kann die Grenzzustandsgleichung in der einfachen Form ausgedrückt werden.

$$(u_1 - u_1^*) \cdot \frac{\partial g_u}{\partial u_1} + \frac{1}{2} (\mathbf{u} - \mathbf{u}^*)^T \cdot \mathbf{D}^T \cdot \mathbf{B}_y \cdot \mathbf{D} \cdot (\mathbf{u} - \mathbf{u}^*) = 0 \quad (\text{B.44})$$

Die Hauptkrümmungen dieser regulären Fläche im Vektorraum können mit Hilfe der Differentialgeometrie gefunden werden. Dafür ist es erforderlich, den sogenannten Weingartenoperator von Gleichung (B.44) und ihre negativen Eigenwerte zu bestimmen. Diese Eigenwerte charakterisieren die gesuchten Hauptkrümmungen κ_i . Auf die Herleitung des Lösungsverfahrens der Differentialgeometrie soll an dieser Stelle verzichtet werden. Ausführliche Informationen zu dieser Thematik können der Literatur [Bär-10] entnommen werden.

Im Rahmen der eigenen Arbeit erfordert die Berechnung der Hauptkrümmungen die Ermittlung der Nullstellen eines Polynoms 6. Grades.

$$a_1 \cdot x^6 + a_2 \cdot x^5 + a_3 \cdot x^4 + a_4 \cdot x^3 + a_5 \cdot x^2 = 0 \quad (\text{B.45})$$

Da jedoch durch die Rechenregel bei der Determinantenbildung keine Glieder erster Ordnung oder x -freie Konstanten auftreten, ist ein Substituieren mit x^2 möglich.

$$x^2 \cdot (a_1 \cdot x^4 + a_2 \cdot x^3 + a_3 \cdot x^2 + a_4 \cdot x + a_5) = 0 \quad (\text{B.46})$$

1. Fall: $x^2 = 0$

2. Fall: $(a_1 \cdot x^4 + a_2 \cdot x^3 + a_3 \cdot x^2 + a_4 \cdot x + a_5) = 0$

Somit sind die ersten zwei Lösungen gefunden, die sich zu Null ergeben, und das Problem vereinfacht sich zu einer reduzierten Form als Polynom vierten Grades, welches mit Hilfe des Ansatzes nach Ferrari [Bewe-04] analysiert werden kann. Bei diesem Verfahren wird der Ausdruck zunächst durch eine Substitution normalisiert mit

$$u = x + \frac{1}{4} \cdot \frac{a_2}{a_1}, \quad (\text{B.47})$$

was zu der reduzierten Form

$$u^4 + b_1 \cdot u^2 + b_2 \cdot u + b_3 = 0 \quad (\text{B.48})$$

führt. Mit Hilfe der Koeffizienten b_i der reduzierten Lösung kann die sogenannte kubische Resolvente gebildet werden

$$z^3 + 2 \cdot b_1 \cdot z^2 + (b_1^2 - 4 \cdot b_3) \cdot z + b_2 = 0, \quad (\text{B.49})$$

deren Nullstellen mit dem Verfahren nach Cardano [Bewe-04] quantifizierbar sind. Dabei erfolgt eine erneute Substitution mit

$$z = v - \frac{2}{3} \cdot b_1, \quad (\text{B.50})$$

was eine Reduzierung der Resolventen und des quadratischen Gliedes ermöglicht.

$$v^3 + c_1 \cdot v + c_2 = 0 \quad (\text{B.51})$$

$$\text{mit: } c_1 = -\frac{1}{3} \cdot b_1^2 - 4 \cdot b_3 \quad (\text{B.52})$$

$$c_2 = -\frac{8}{3} \cdot b_1 \cdot b_3 + \frac{2}{27} \cdot b_1^3 + b_2 \quad (\text{B.53})$$

Für diese spezielle Form der kubischen Gleichung kann die erste Lösung der Resolventen einfach gefunden werden.

$$v = \sqrt[3]{-\frac{c_2}{2} + \sqrt{\left(\frac{c_2}{2}\right)^2 + \left(\frac{c_1}{3}\right)^3}} + \sqrt[3]{-\frac{c_2}{2} - \sqrt{\left(\frac{c_2}{2}\right)^2 + \left(\frac{c_1}{3}\right)^3}} \quad (\text{B.54})$$

Alle übrigen Resultate erhält man durch eine anschließende Rücktransformation gemäß der in Gleichung (B.50) definierten Substitutionsregel. Die Eigenschaften der Ergebnisse für die kubische Resolvente steuern schließlich die Charakteristik der Lösungen der Gleichung vierten Grades. Für das Modell der Anschlusskonstruktion sind alle Lösungen der kubischen Beziehung reell und positiv, was vier reelle Lösungen für die Nullstellen des viergradigen Polynoms bedeutet, welche man durch eine abschließende Rücksubstitution nach Gleichung (B.55) erhält.

$$u_i = x_i + \frac{1}{4} \cdot \frac{a_2}{a_1}, \quad i = 1,2,3,4 \quad (\text{B.55})$$

B.5 Korrelierte Basisvariablen

Sind die Basisvariablen voneinander abhängig, gestaltet sich die Transformation in den y -Raum für die Anwendung der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung schwieriger, dieser Sachverhalt wurde im Abschnitt 4.4.2 ausführlich behandelt. Im Folgenden wird das Iterationsverfahren für abhängige Zufallsgrößen schrittweise aufgeführt.

1. Schritt: Startpunkt

Analog zur FORM wird zunächst ein Startpunkt bzw. Startvektor $\mathbf{x}^{(0)}$ im x -Raum definiert.

2. Schritt: Transformation in den Standardraum

Die Transformation der Basisvariablen in den standardisierten y -Raum erfolgt hier schrittweise mit Hilfe der n Transformationsbeziehungen.

$$y_1^{(0)} = \Phi^{-1} \left(F_{X_1} \left(x_1^{(0)} \right) \right) \quad (\text{B.56})$$

$$y_2^{(0)} = \Phi^{-1} \left(F_{X_2} \left(x_2^{(0)} \mid x_1^{(0)} \right) \right) \quad (\text{B.57})$$

$$(\text{B.58})$$

$$y_n^{(0)} = \Phi^{-1} \left(F_{X_n} \left(x_n^{(0)} \mid x_{n-1}^{(0)}, \dots, x_1^{(0)} \right) \right) \quad (\text{B.59})$$

3. Schritt: Jacobi-Matrix

Dieser Zwischenschritt ist erforderlich, um die Ableitungen der Grenzzustandsfunktion $h(\mathbf{y})$ im Bemessungspunkt bestimmen zu können. Die Jacobi-Matrix beinhaltet als Funktionsmatrix alle partiellen Ableitungen der Transformationsregeln.

$$J = \begin{pmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_1} & \dots & \frac{\partial y_1}{\partial x_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial x_1} & \dots & \frac{\partial y_n}{\partial x_n} \end{pmatrix} \quad (\text{B.60})$$

4. Schritt: Grenzzustandsgleichung und Gradienten

Für die Grenzzustandsfunktion und ihre Ableitungen im y -Raum gilt

$$h(\mathbf{y}^{(0)}) = g(\mathbf{x}^{(0)}) \quad (\text{B.61})$$

$$\nabla h(\mathbf{y}^{(0)}) = (\mathbf{J}^{-1})^T \cdot \nabla g(\mathbf{x}^{(0)}), \quad (\text{B.62})$$

$$\text{mit: } \nabla g(\mathbf{x}) = \left(\frac{\partial g}{\partial x_1}, \dots, \frac{\partial g}{\partial x_n} \right)^T. \quad (\text{B.63})$$

5. Schritt: Verbesserung des Vektors im Standardraum

Eine verbesserte Lösung des Bemessungspunktes im Standardraum liefert die nachfolgende Gleichung.

$$\mathbf{y}^{(1)} = \frac{\nabla h(\mathbf{y}^{(0)})}{\nabla h^T(\mathbf{y}^{(0)}) \cdot \nabla h(\mathbf{y}^{(0)})} \left(\mathbf{y}^{(0)T} \cdot \nabla h(\mathbf{y}^{(0)}) - h(\mathbf{y}^{(0)}) \right) \quad (\text{B.64})$$

6. Schritt: Verbesserung des Vektors im Originalraum

Basierend auf der Verbesserung im 5. Schritt kann nun auch ein neuer Startvektor für den folgenden Iterationsvorgang gefunden werden, was durch die angenäherte, linearisierte Rücktransformation von $\mathbf{y}^{(1)}$ in den x -Raum geschieht.

$$\mathbf{x}^{(1)} = \mathbf{x}^{(0)} + \mathbf{J}^{-1} \cdot (\mathbf{y}^{(1)} - \mathbf{y}^{(0)}) \quad (\text{B.65})$$

7. Schritt: Kontrolle der Konvergenz

Äquivalent zu den anderen Verfahren erfolgt die Kontrolle der Konvergenz gemäß Gleichung (B.66).

$$\mathbf{x}^{(1)} \approx \mathbf{x}^{(0)} \quad (\text{B.66})$$

Ist die Bedingung erfüllt, kann zu Schritt 8 übergegangen werden, anderenfalls wird $\mathbf{x}^{(1)} = \mathbf{x}^{(0)}$ gesetzt und die Schritte 2 bis 6 werden wiederholt.

8. Schritt: die Versagenswahrscheinlichkeit

Abschließend wird die Versagenswahrscheinlichkeit auf Grundlage des Abstandes δ berechnet.

$$P_f = \Phi(-\beta_V) \quad (\text{B.67})$$

$$\text{mit: } \beta_V = \begin{cases} \delta, & \text{wenn } h(\mathbf{0}) > 0 \\ -\delta, & \text{wenn } h(\mathbf{0}) < 0 \end{cases} \quad (\text{B.68})$$

$$\delta = \left(\sum_{i=1}^n (y_i^{(1)})^2 \right)^{1/2} \quad (\text{B.69})$$

C Das semiprobabilistische Konzept nach Eurocode für normalverteilte Zufallsgrößen

Das Verfahren für die Kalibrierung von Bemessungskonzepten gemäß Eurocode [DIN 1990] setzt logarithmisch normalverteilte Daten der stochastischen Variablen und der experimentellen Ergebnisse voraus. Zeigt eine Verträglichkeitsprüfung, dass diese Annahme nicht erfüllt werden kann, ist die Prozedur entsprechend umzuformulieren. Im Folgenden sind die Kalibrierungsregeln für normalverteilte Größen aus [Stra-97] dargestellt.

1. Schritt: das analytische Modell

Das analytische Modell zur Vorhersage des Widerstandes muss die nachstehende Form aufweisen.

$$R_{mod}(\mathbf{X}, \mathbf{a}) = c + \sum_{i=1}^n X_i \cdot p_i + \sum_{j=1}^m a_j \cdot q_j \quad (\text{C.1})$$

2. Schritt: Vergleich mit experimentellen Daten

Es folgt der Vergleich der Modelldaten mit den Ergebnissen experimenteller Untersuchungen.

3. Schritt: Mittelwertkorrektur

Mit Hilfe der Mittelwertkorrektur kann das Modell verbessert werden.

$$b_R = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (R_k - R_{mod}(\mathbf{X}_\mu, \mathbf{W}_k)) \quad (\text{C.2})$$

4. Schritt: Bestimmung der Streugröße δ

Die Streugröße δ quantifiziert den Unterschied zwischen Modell und Experiment.

$$\delta_k = R_k - R_{mod}(\mathbf{X}_\mu, \mathbf{W}_k) - b_R \quad (\text{C.3})$$

Mittelwert und Standardabweichung dieses Fehlerterms sind mit dem üblichen Mitteln der Statistik zu bestimmen (s. Gleichungen (4.37) und (4.38)).

5. Schritt: Verträglichkeitsprüfung

Es ist zu überprüfen, ob Modell und Experiment kompatibel sind.

6. Schritt: charakteristischer Wert des Widerstandes

Für diesen Schritt wird zunächst eine Modellstandardabweichung σ_{mod} bestimmt. Diese wiederum ist mit dem Variationskoeffizienten der Streugröße δ zu kombinieren.

$$\sigma_R = \sqrt{\sigma_{mod}^2 + \sigma_\delta^2} \quad (C.4)$$

Damit ist Grundlage für die Bestimmung des charakteristischen Widerstandes geschaffen.

$$R_k(\mathbf{X}, \mathbf{a}) = b_R + R_{mod}(\mathbf{X}_\mu, \mathbf{W}_k) - t_{n-1,k} \cdot \alpha_\delta \cdot \sigma_\delta \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n}} - 1,645 \cdot \alpha_{mod} \cdot \sigma_{mod} \quad (C.5)$$

7. Schritt: Bemessungswert des Widerstandes

$$R_d(\mathbf{X}, \mathbf{a}) = b_R + R_{mod}(\mathbf{X}_\mu, \mathbf{W}_k) - t_{n-1,d} \cdot \alpha_\delta \cdot \sigma_\delta \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n}} - 3,04 \cdot \alpha_{mod} \cdot \sigma_{mod} \quad (C.6)$$

Auf Grundlage des Bemessungswertes des Widerstandes kann eine erste Schätzung für den Teilsicherheitsbeiwert erfolgen (Gleichung (4.48)).

8. Schritt: Korrektur des Teilsicherheitsbeiwertes

Da in der aktuell gültigen Norm mit charakteristischen Werten X_k gerechnet wird, ist der Teilsicherheitsbeiwert in einem letzten Schritt zu modifizieren.

$$\bar{\gamma}_R = k_c \cdot \gamma_R \quad (C.7)$$

Der Korrekturfaktor k_c ist Gleichung (4.50) zu entnehmen.

D Quantile der t-Verteilung

Werte $t_{k,1-\alpha}$ für gegebene Werte α der t -Verteilung mit Freiheitsgrad k .

$$t_k(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{k+1}{2}\right)}{\sqrt{k \cdot \pi} \Gamma\left(\frac{k}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{k}\right)^{-\frac{k+1}{2}}$$

$$\alpha_k = 0,05$$

$$\alpha_d = 1 - 0,998817 = 1,183 \cdot 10^{-3}$$

Tabelle D.1: Quantile der t -Verteilung

k	α_k	α_d	$\alpha_{0,025}$	k	α_k	α_d	$\alpha_{0,025}$
1	6,314	269,1	12,706	22	1,717	3,435	2,074
2	2,920	20,52	4,303	23	1,714	3,416	2,069
3	2,353	9,618	3,182	24	1,711	3,399	2,064
4	2,132	6,816	2,776	25	1,708	3,383	2,060
5	2,015	5,678	2,571	26	1,706	3,368	2,056
6	1,943	5,043	2,447	27	1,703	3,355	2,052
7	1,895	4,642	2,365	28	1,701	3,343	2,048
8	1,860	4,375	2,306	29	1,699	3,332	2,045
9	1,833	4,183	2,262	30	1,697	3,321	2,042
10	1,812	4,039	2,228				
11	1,796	3,927	2,201	40	1,684	3,247	2,021
12	1,782	3,837	2,179	50	1,676	3,203	2,009
13	1,771	3,763	2,160	60	1,671	3,175	2,000
14	1,761	3,702	2,145	70	1,667	3,155	1,994
15	1,753	3,651	2,131	80	1,664	3,140	1,990
16	1,746	3,607	2,120	90	1,662	3,129	1,987
17	1,740	3,568	2,110	100	1,660	3,120	1,984
18	1,734	3,535	2,101	110	1,659	3,112	1,982
19	1,729	3,505	2,093	120	1,658	3,106	1,980
20	1,725	3,479	2,086				
21	1,721	3,456	2,080	∞	1,645	3,040	1,960

E Ermittlung charakteristischer Materialkennwerte

E.1 Allgemeine Vorgehensweise

Die Ergebnisse der Untersuchungen liefern die Basis für die Bestimmung charakteristischer Materialkennwerte und die Beschreibung der Klebschichteigenschaften durch statistische Methoden. Für bautypische Materialien, wie z. B. Stahl, finden sich solche Angaben in den entsprechenden Normen. Die Materialparameter der Werkstoffe sind Grundlage für die normungskonforme Bemessung und müssen bei der Ausführung garantiert werden. Im Eurocode 3 [DIN 1993] sind die Anforderungen und Annahmen für den Baustoff Stahl in Abhängigkeit spezifischer Stahlsorten definiert. Diese Angaben beruhen auf dem bauwesenstypischen Ansatz nach Eurocode 0 [DIN 1990], welcher Steifigkeitskennwerte wie E-Modul und Schubmodul als Mittelwerte und Festigkeitsparameter wie Streckgrenze und Zugfestigkeit als 5%-Quantilwerte charakterisiert. Im Normungstext [DIN 1990] finden sich ebenso Angaben zur statistischen Behandlung von Versuchsergebnissen. Der Gültigkeitsbereich der Vorgehensweise erstreckt sich dabei von der Ermittlung bestimmter Baustoffeigenschaften bis hin zu Kontrollprüfungen nach der Fertigstellung eines Bauwerkes. Das Verfahren darf nur angewandt werden, wenn die statistischen Daten inklusive vorhandener Vorinformationen ausreichend homogen sind und somit eine gewisse Grundgesamtheit beschreiben. Dies betrifft die Menge der Datenpunkte ebenso wie die Qualität der Messergebnisse. Bei der Methode wird empfohlen, Kenntnisse über die Verteilungsfunktionen und ihre Parameter für die Behandlung der Materialeigenschaften zu nutzen. Wie dabei vorgegangen werden kann, ist im Kapitel 3.4 näher erläutert. Generell stellt der Eurocode 0 dafür lediglich die Normalverteilung sowie die logarithmische Normalverteilung zur Verfügung. Im Rahmen dieser Arbeit erfolgt darüber hinaus eine Untersuchung der rechtssteilen Weibull-Verteilung, deren Funktionsgleichung und Parameter im Kapitel 3.4.4 vorgestellt werden. Den Formelapparat für die Ermittlung charakteristischer Materialkennwerte auf Basis der Normalverteilung bzw. logarithmischen Normalverteilung gemäß Eurocode 0 [DIN 1990] zeigt Tabelle E.1.

Tabelle E.1: Verteilungsparameter und charakteristischer Materialkennwert nach [DIN 1990]

	Normalverteilung		Logarithmische Normalverteilung	
μ	$\mu_X = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$	(E.1)	$\mu_Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(x_i)$	(E.2)
σ	$\sigma_X^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_X)^2$	(E.3)	$\sigma_Y^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\ln(x_i) - \mu_Y)^2$	(E.4)
V	$V_X = \frac{\sigma_X}{\mu_X}$	(E.5)	$V_Y = \frac{\sigma_Y}{\mu_Y}$	(E.6)
X_k	$X_k = \mu_X(1 - k_n \cdot V_X)$	(E.7)	$X_k = \exp(\mu_Y - k_n \cdot \sigma_Y)$	(E.8)

Der Beiwert k_n beruht auf der Student-Verteilung und ist dem Anhang D des Eurocode [DIN 1990] zu entnehmen. Dabei wird unterschieden, ob der Variationskoeffizient V_X der Basisvariable X aus Vorinformationen bekannt ist oder durch die Beziehung in Gleichung (E.5) bzw. (E.6) geschätzt werden muss. Es wird empfohlen, den Fall „ V_X bekannt“ mit einem oberen Schätzwert von V_X oder „ V_X unbekannt“ mit einem Mindestwert von $V_X = 0,10$ anzusetzen. Die zweite Vorgehensweise findet Anwendung in dieser Arbeit.

Für alle verwendeten Materialien werden die charakteristischen Materialparameter und Verteilungsfunktionen gemäß der geschilderten Methode bestimmt und im Folgenden vorgestellt.

E.2 Klebstoffsystem Körapop 225-2K

Grundlage für die Ermittlung charakteristischer Materialkennwerte der Klebschichten liefern die Untersuchungen an den Kopfzug- und Zugscherproben, welche im Kapitel 6.1 ausführlich behandelt werden.

Die Spannungs-Dehnungs-Beziehungen für die experimentellen Untersuchungen am Klebstoffsystem Körapop 225-2K (KP 225) illustriert Abbildung E.1.

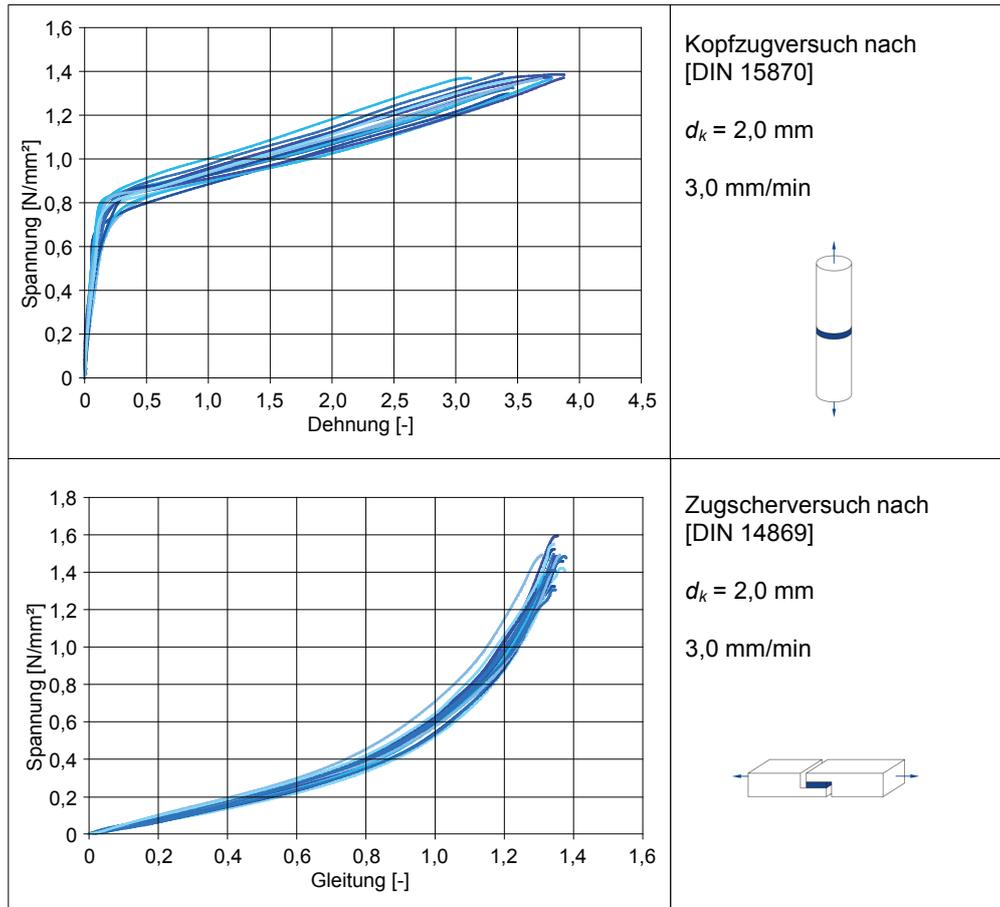


Abbildung E.1: Ergebnisse der Kleinteilversuche für KP 225

Die Ergebnisse der Kopfzug- und Zugscherversuche bei Normalklima, bei verschiedenen Temperaturen sowie mit unterschiedlichen Klebschichtdicken sind in Tabelle E.2 dargestellt.

Tabelle E.2: Ergebnisse der Kleinteilversuche – KP 225, σ_k und τ_k in [N/mm²]

	Normalklima			$d_k = 2,0 \text{ mm}$			
	2,0 mm	3,0 mm	5,0 mm	-20 °C	+50 °C	+80 °C	
Kopfzugversuch nach [DIN 15870]	1	1,30	1,30	1,21	2,14	1,29	1,20
	2	1,33	1,31	1,21	2,21	1,30	1,20
	3	1,33	1,34	1,21	2,36	1,30	1,20
	4	1,34	1,34	1,22	2,41	1,31	1,23
	5	1,34	1,35	1,23	2,53	1,32	1,25
	6	1,37	1,36	1,24	2,57	1,32	1,26
	7	1,37	1,37	1,24	2,57	1,32	1,26
	8	1,37	1,39	1,26	2,58	1,33	1,27
	9	1,38	1,39	1,26	2,62	1,34	1,28
	10	1,38	1,40	1,27	2,63	1,35	1,28
	11	1,38	1,40	1,28	2,65	1,35	1,29
	12	1,38	1,41	1,30	2,68	1,36	1,30
	13	1,39	1,41	1,30	2,70	1,38	1,30
	14	1,40	1,41	1,36	2,74	1,39	1,32
	15	1,40	1,42	1,38	2,80	1,40	1,33
	16				2,98		
<i>m</i>	1,36	1,37	1,27	2,57	1,34	1,26	
<i>s</i>	0,03	0,04	0,05	0,21	0,03	0,04	
Zugscherversuch nach [DIN 14869]	1	1,32	0,69	0,59	1,39	0,62	0,53
	2	1,34	0,75	0,65	1,42	0,66	0,58
	3	1,39	0,77	0,66	1,42	0,68	0,59
	4	1,39	0,78	0,66	1,43	0,69	0,60
	5	1,41	0,79	0,68	1,44	0,71	0,63
	6	1,42	0,79	0,68	1,45	0,74	0,64
	7	1,46	0,80	0,68	1,46	0,77	0,66
	8	1,46	0,80	0,69	1,47	0,77	0,67
	9	1,49	0,81	0,71	1,52	0,79	0,67
	10	1,49	0,81	0,72	1,55	0,79	0,67
	11	1,49	0,82	0,72	1,57	0,79	0,68
	12	1,49	0,85	0,73	1,58	0,81	0,68

	Normalklima			$d_k = 2,0 \text{ mm}$		
	2,0 mm	3,0 mm	5,0 mm	-20 °C	+50 °C	+80 °C
13	1,50	0,86	0,75	1,58	0,85	0,71
14	1,52	0,88	0,76	1,59	0,87	0,72
15	1,55	0,91	0,77	1,60	0,89	0,72
16	1,59			1,63	0,89	0,72
m	1,46	0,81	0,70	1,51	0,77	0,65
s	0,07	0,05	0,05	0,08	0,08	0,06

Die Auswertung gemäß [DIN 1990] ergibt bei Berücksichtigung der Normalverteilung bzw. logarithmischen Normalverteilung (LogNormalverteilung) die charakteristischen Materialkennwerte in Tabelle E.3. Hierbei wird der Modul E_k^* als Sekantenmodul bei 1/3 der Bruchfestigkeit bestimmt. In das spätere Bemessungskonzept werden die Mittelwerte für die Steifigkeitswerte E_k^* und G_k sowie die charakteristischen Kennzahlen für die Festigkeitsgrößen σ_k und τ_k integriert. Für eine bessere Vergleichbarkeit sind die bemessungsmaßgebenden Steifigkeitswerte der logarithmischen Normalverteilung transformiert angegeben. Die Auswertung erfolgt für die Untersuchungen bei Normalklima und der Referenzklebschichtdicke von 2,0 mm. Einflüsse aus verschiedenen Temperaturen und Klebfugendicken können durch Umrechnungsfaktoren erfasst werden (s. Kapitel 7.4.1). Da je Versuch 15 bzw. 16 Ergebnisse zur Verfügung stehen, wird der Beiwert $k_n = 1,92$ nach Anhang D [DIN 1990] gesetzt.

Tabelle E.3: Charakteristische Materialkennwerte [N/mm²] für Körapop 225-2K ($d_k = 2,0 \text{ mm}$)

	Normalverteilung				LogNormalverteilung			
	E_k^*	σ_k	G_k	τ_k	E_k^*	σ_k	G_k	τ_k
μ	5,74	1,36	0,541	1,46	5,64	0,310	0,540	0,375
σ	1,10	0,029	0,032	0,074	0,189	0,022	0,058	0,051
V	0,191	0,021	0,058	0,051	0,109	0,070	0,094	0,136
X_k	-	1,31	-	1,32	-	1,31	-	1,32

E.3 Klebstoffsystem Scotch Weld™ DP 490

Die Spannungs-Dehnungs-Beziehungen als Ergebnisse der experimentellen Untersuchungen am Klebstoffsystem Scotch Weld™ DP 490 (DP 490) zeigt Abbildung E.2. Versuchsaufbau und -durchführung sind in Kapitel 6.1 ausgeführt.

Die Ergebnisse der Kopfzug- und Zugscherversuche bei Normalklima, bei verschiedenen Temperaturen sowie mit unterschiedlichen Klebschichtdicken sind in Tabelle E.4 dargestellt.

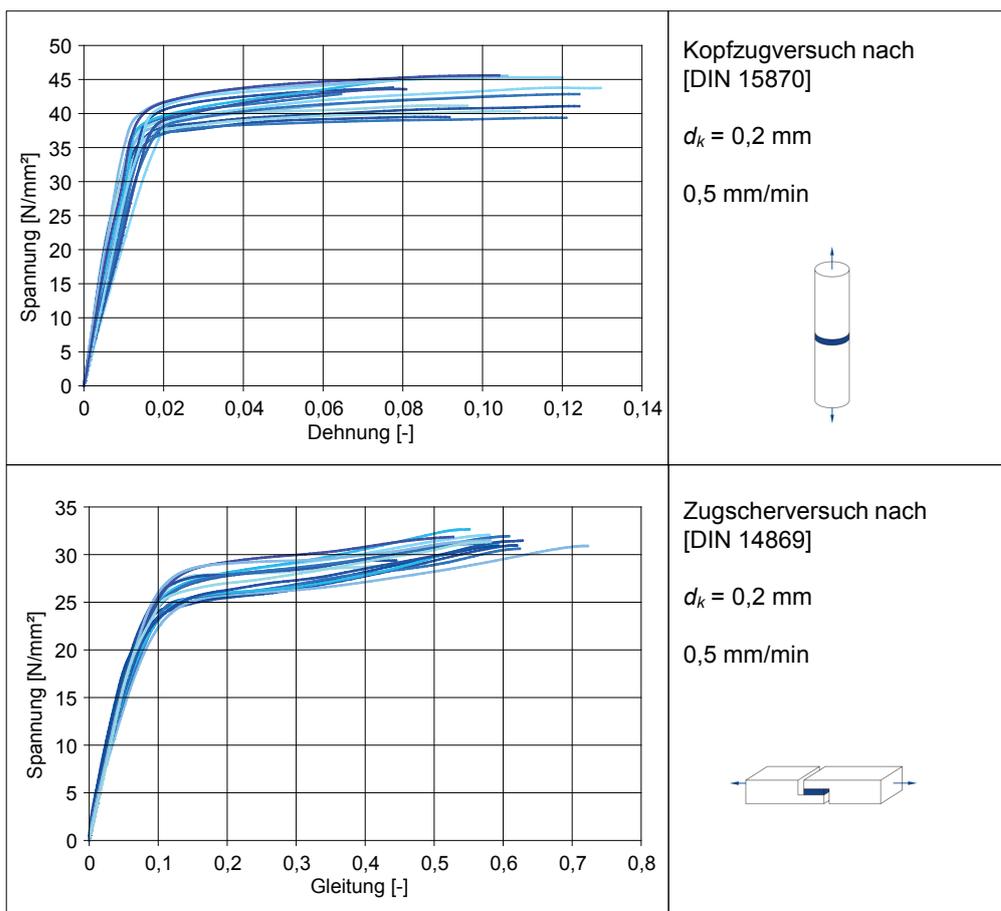


Abbildung E.2: Ergebnisse der Kleinteilversuche für DP 490

Tabelle E.4: Ergebnisse der Kleinteilversuche – DP 490, σ_k und τ_k in [N/mm²]

	Normalklima			$d_k = 0,2 \text{ mm}$			
	0,2 mm	0,5 mm	2,0 mm	-20 °C	+50 °C	+80 °C	
Kopfzugversuch nach [DIN 15870]	1	39,31	37,33	32,25	49,56	20,02	18,14
	2	39,45	38,27	32,87	50,80	24,56	18,26
	3	40,32	38,33	33,14	53,98	24,98	18,39
	4	41,07	38,33	33,23	54,38	25,43	19,26
	5	41,13	38,84	33,27	54,39	25,48	19,34
	6	42,53	38,92	33,27	55,17	25,50	19,36
	7	42,54	38,93	33,33	55,55	25,57	19,61
	8	42,78	39,10	33,33	56,57	25,57	19,86
	9	42,83	39,27	33,58	57,81	25,88	20,24
	10	43,71	39,37	33,64	58,70	26,01	20,26
	11	43,76	39,45	33,64	59,13	26,14	20,36
	12	45,56	39,67	33,76	59,87	26,35	20,57
	13	45,64	39,92	33,97	61,20	26,55	20,75
	14	45,75	39,93	34,91		26,80	21,50
	15	45,78					
<i>m</i>	42,81	38,97	33,44	55,93	25,35	19,71	
<i>s</i>	2,24	0,73	0,60	3,43	1,65	0,99	
Zugscherversuch nach [DIN 14869]	1	28,88	23,91	15,75	42,33	22,54	12,01
	2	29,39	26,00	16,17	42,95	22,63	12,93
	3	30,91	26,73	16,47	42,98	22,98	12,96
	4	30,94	26,74	16,98	43,01	23,35	13,01
	5	30,96	26,87	17,18	43,10	23,49	13,26
	6	30,96	26,94	17,22	43,28	23,61	13,34
	7	31,22	27,02	17,38	43,67	23,87	13,58
	8	31,24	27,07	17,59	43,68	23,99	13,58
	9	31,35	27,23	17,70	43,76	24,12	13,69
	10	31,44	27,35	18,39	44,06	24,28	13,97
	11	31,67	27,58	18,53	44,37	24,30	13,98
	12	31,92	27,68	18,57	44,50	24,37	14,27
	13	31,97	27,89	18,60	44,68	24,65	14,38

	Normalklima			$d_k = 0,2 \text{ mm}$		
	0,2 mm	0,5 mm	2,0 mm	-20 °C	+50 °C	+80 °C
14	32,04	28,05	19,02	45,21	24,81	14,55
15	32,69	28,11	19,86		24,97	14,61
16					25,07	14,86
m	31,17	27,01	17,69	43,68	23,94	13,69
s	0,97	1,03	1,13	0,81	0,79	0,76

Die Auswertung gemäß [DIN 1990] ergibt bei Berücksichtigung der Normalverteilung bzw. LogNormalverteilung die charakteristischen Materialkennwerte in Tabelle E.5. Hier erfolgt ebenfalls eine Transformation für den Wert μ der Steifigkeitsgrößen der logarithmischen Normalverteilung. Die Auswertung geschieht für die Untersuchungen bei Normalklima und der Referenzklebschichtdicke von 0,2 mm. Für jede experimentelle Untersuchung stehen 15 bzw. 16 Ergebnisse zur Verfügung, wodurch der Beiwert $k_n = 1,92$ nach [DIN 1990] angenommen wird.

Tabelle E.5: Charakteristische Materialkennwerte [N/mm²] für DP 490 ($d_k = 0,2 \text{ mm}$)

	Normalverteilung				LogNormalverteilung			
	E_k^*	σ_k	G_k	τ_k	E_k^*	σ_k	G_k	τ_k
μ	3132	42,81	309,3	31,17	3063	3,76	308,9	3,44
σ	739,3	2,24	21,3	0,973	0,218	0,053	0,069	0,032
V	0,236	0,052	0,069	0,031	0,027	0,014	0,012	0,009
X_k	-	38,50	-	29,30	-	38,67	-	29,31

E.4 Trapezprofile

Für die Herstellung geklebter Fassadenanschlüsse (Kapitel 5.2) werden Trapezprofilbleche PS 35/207 mit einer Blechdicke von 1,0 mm verwendet, weil es sich dabei um eine typische Profilform für den Industriehallenbau handelt. Zur Ermittlung der repräsentativen Materialkennwerte werden 19 Zugproben der Form H 12,5x50 nach [DIN 50125] aus den Wellen des Profils entnommen und im Zugversuch untersucht. Um eine Abhängigkeit der Materialeigenschaften von der Lage der Wellen auszu-

schließen, wurden die Zugproben zu gleichen Teilen aus den schmalen Stegen (TP-N) und den breiten Sicken (TP-P) des Trapezprofilbleches gewonnen. Die Entnahmestellen und die Zugprobenform sind in Abbildung E.3 illustriert.

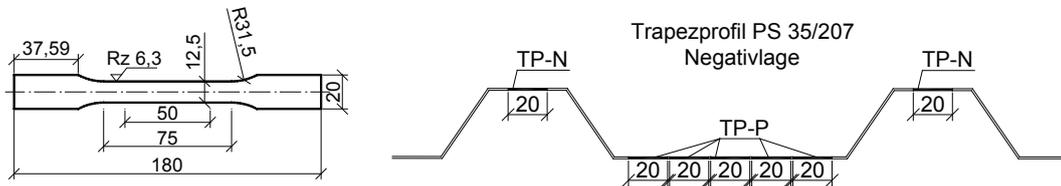


Abbildung E.3: Links: Zugprobengeometrie; rechts: Probenentnahme für das Trapezprofil

Die Auswertung der Ergebnisse erfolgt gemäß den Anforderungen nach [DIN 6892], d.h. zur Charakterisierung des Stahls werden die obere Streckgrenze (R_{eH}), die untere Streckgrenze (R_{eL}), die Zugfestigkeit (R_m) sowie der E-Modul herangezogen. Die Ergebnisse können der Abbildung E.4 und Tabelle E.6 entnommen werden.

Die Spannungs-Dehnungs-Beziehungen in Abbildung E.4 spiegeln das typische Bild eines Baustahls wider. Bis zum Erreichen der oberen Streckgrenze verhält sich der Werkstoff nahezu ideal linear-elastisch, darauf bildet sich ein Fließplateau mit der unteren Streckgrenze aus. Der Verfestigungsbereich erlaubt eine weitere Steigerung der Belastung bis zum Erreichen der maximalen Spannung – der Zugfestigkeit.

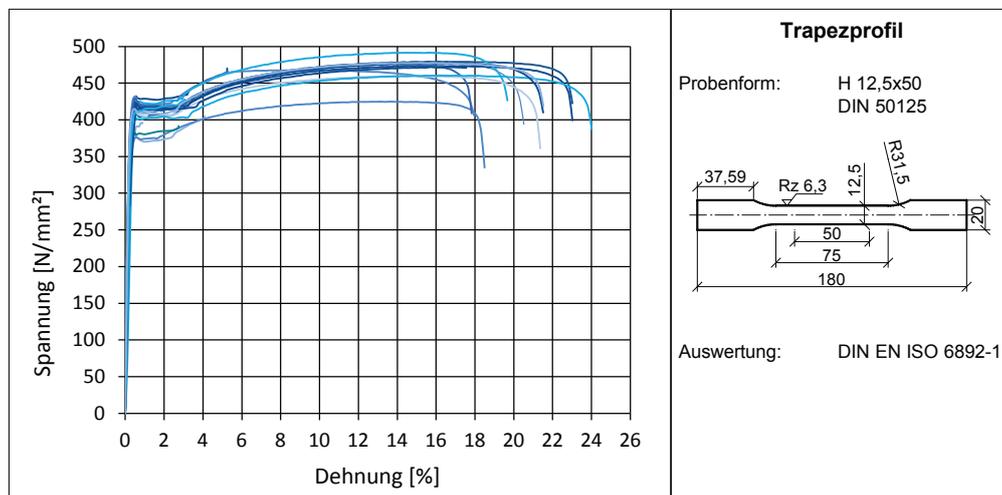


Abbildung E.4: Ergebnisse der Zugversuche für das Trapezprofil

Tabelle E.6: Ergebnisse der Zugversuche – Trapezprofil

Probe	Kennwerte in [N/mm ²]			
	E	R_{eH}	R_{eL}	R_m
TP-N-01	163 190	377,2	370,2	438,7
TP-N-02	170 778	387,1	384,3	448,6
TP-N-03	176 038	412,4	402,6	473,5
TP-N-04	181 590	412,7	403,3	477,6
TP-N-05	201 713	413,0	410,6	477,7
TP-N-06	201 858	419,0	414,2	479,1
TP-N-07	204 260	424,6	420,6	491,3
TP-N-08	209 634	432,0	421,6	493,6
TP-N-09	215 252	432,2	427,4	494,3
TP-P-01	145 298	375,6	373,3	424,8
TP-P-02	156 244	382,3	379,4	435,7
TP-P-03	156 276	401,8	396,6	459,8
TP-P-04	176 296	408,4	400,2	460,6
TP-P-05	180 641	411,9	408,0	470,6
TP-P-06	196 031	414,7	410,7	471,7
TP-P-07	203 540	417,3	410,8	476,2
TP-P-08	206 786	422,9	412,5	477,3
TP-P-09	208 590	424,0	415,2	477,5
TP-P-10	212 919	428,3	418,6	487,4
m	187 733	410,4	404,2	469,3
s	21 963,8	17,79	16,58	19,87

Es stehen insgesamt 19 verwertbare Zugproben zur Verfügung und k_n ist gemäß [DIN 1990] mit 1,92 anzunehmen.

Tabelle E.7: Charakteristische Materialkennwerte [N/mm²] für das Trapezprofilblech

	Normalverteilung			LogNormalverteilung		
	E_{TP}	$f_{y,TP}$	$f_{u,TP}$	E_{TP}	$f_{y,TP}$	$f_{u,TP}$
μ	187 700	410,4	469,3	185 300	6,016	6,153
σ	21 960	17,77	19,87	0,121	0,044	0,043
V	0,117	0,043	0,042	0,010	0,007	0,007
X_k	-	376,3	431,1	-	376,5	432,7

E.5 Anschlussprofile

Die speziellen Anschlussprofile werden aus 2,0 mm starken bandverzinktem Stahlblech durch Abkanten hergestellt. Die Herstellung der Proben erfolgt aus einem Blech in Längs- (AP-L) und Querrichtung (AP-Q), um eine eventuelle Richtungsabhängigkeit der Eigenschaften registrieren zu können. Insgesamt stehen 38 Zugproben der Form H 12,5x50 nach [DIN 50125] zur Verfügung, die im Zugversuch untersucht und gemäß [DIN 6892] ausgewertet werden. Die Ergebnisse dieser Analysen sind in der Abbildung E.5 sowie in Tabelle E.8 wiedergegeben.

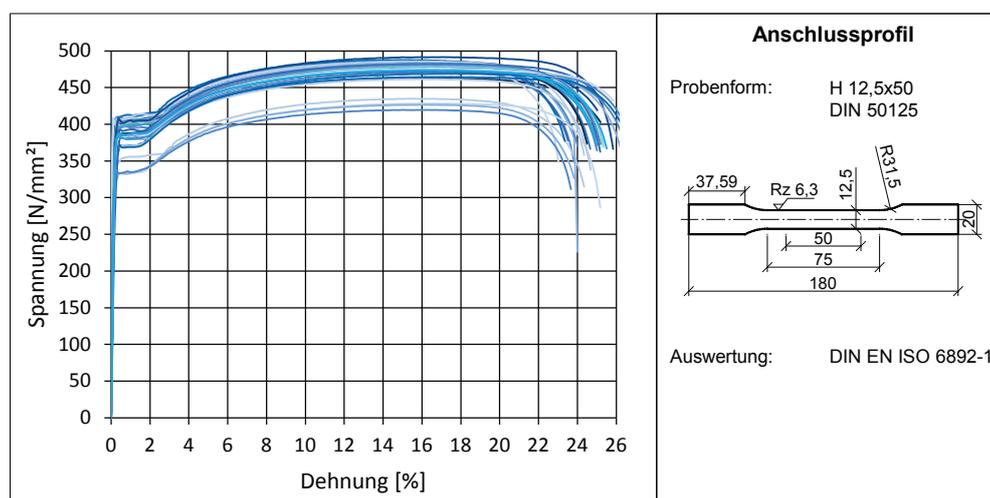


Abbildung E.5: Ergebnisse der Zugversuche für das Anschlussprofil

Einen Einfluss der Walzrichtung auf die Materialeigenschaften ist für das Blech nicht abzuleiten. Im Vergleich mit den Materialkennwerten der Trapezprofile weisen die Anschlussprofile größere E-Moduln bei kleineren Streckgrenzen auf, während die

Zugfestigkeiten in etwa gleich groß sind. Die Streuungen der Materialkennwerte sind mit denen der Trapezprofilbleche vergleichbar.

Tabelle E.8: Ergebnisse der Zugversuche – Anschlussprofil

Probe	Kennwerte in [N/mm ²]			
	E	R_{eH}	R_{eL}	R_m
AP-L-01	183 463	363	346	435
AP-L-02	188 635	383	373	463
AP-L-03	190 000	388	382	473
AP-L-04	198 364	395	385	473
AP-L-05	206 438	396	386	475
AP-L-06	206 855	398	387	475
AP-L-07	207 505	399	388	476
AP-L-08	208 994	400	390	476
AP-L-09	210 392	400	391	478
AP-L-10	210 512	400	391	481
AP-L-11	210 862	402	392	481
AP-L-12	213 886	403	393	482
AP-L-13	217 751	404	393	483
AP-L-14	219 283	404	394	483
AP-L-15	226 659	404	396	483
AP-L-16	243 497	406	397	484
AP-L-17	248 668	407	398	484
AP-L-18	217 833	413	407	488
AP-Q-01	155 036	334	333	420
AP-Q-02	187 183	334	333	427
AP-Q-03	189 174	337	333	428
AP-Q-04	191 450	370	368	462
AP-Q-05	192 371	371	370	465
AP-Q-06	194 564	371	370	469
AP-Q-07	195 284	372	371	471
AP-Q-08	196 235	382	380	472
AP-Q-09	196 763	382	380	474
AP-Q-10	197 030	383	381	474

Probe	Kennwerte in [N/mm ²]			
	E	R_{eH}	R_{eL}	R_m
AP-Q-11	200 160	384	382	474
AP-Q-12	200 399	384	382	474
AP-Q-13	201 606	385	382	474
AP-Q-14	202 373	385	383	475
AP-Q-15	203 714	386	383	476
AP-Q-16	206 467	387	383	477
AP-Q-17	211 001	388	384	479
AP-Q-18	211 706	388	385	481
AP-Q-19	215 754	391	387	482
AP-Q-20	231 309	407	402	492
m	204 973	387	381	472
s	16737,3	19,41	17,87	16,62

Die Auswertung erfolgt wie eingangs beschrieben, wobei aufgrund der insgesamt 38 verwertbaren Zugproben ein Beiwert k_n von 1,73 angesetzt werden kann.

Tabelle E.9: Charakteristische Materialkennwerte [N/mm²] für das Anschlussprofil

	Normalverteilung			LogNormalverteilung		
	E_{AP}	$f_{y,AP}$	$f_{u,AP}$	E_{AP}	$f_{y,AP}$	$f_{u,AP}$
μ	204 973	386,5	471,6	204 311	5,956	6,158
σ	16737,3	19,41	16,62	0,082	0,052	0,037
V	0,082	0,050	0,035	0,007	0,009	0,006
X_k	-	352,9	442,8	-	352,8	443,6

E.6 Fassadenhohlprofile

Für das Anwendungsbeispiel der geklebten Fassadenverstärkung (Kapitel 5.3) wird ein typisches Fassadenhohlprofil RP 1806 der Firma RP-Technik GmbH verwendet. Das Hohlprofil hat eine Wandstärke von 2,5 mm. Nach einer stichprobenartigen Überprüfung der Herstellungstoleranzen werden insgesamt 36 Zugproben der Form

H 12,5x50 in Profillängs- (HP-L) sowie -querrichtung (HP-Q) gewonnen. Eine Skizze der Probenentnahme ist in Abbildung E.6 wiedergegeben.

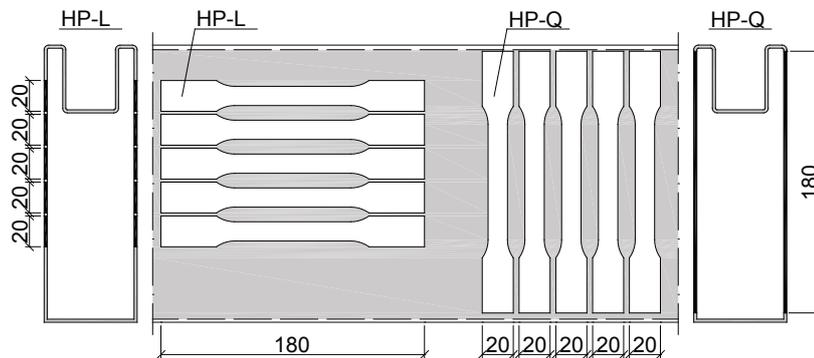


Abbildung E.6: Probenentnahme für das Fassadenhohlprofil

Die Ergebnisse in Abbildung E.7 und Tabelle E.10 lassen keine Rückschlüsse auf eine Richtungsabhängigkeit der Festigkeits- und Steifigkeitskennwerte zu. Die Ergebnisse lassen deutlich erkennen, dass bei dem für die Hohlprofile verwendeten Stahl der Unterschied zwischen oberer und unterer Streckgrenze weniger stark ausgeprägt ist. Der linear-elastische Anfangsbereich geht stetig in das Fließplateau über, infolgedessen die Festigkeitswerte unterhalb denen der verwendeten Stahlsorten für das Anschlussprofil und das Trapezblech liegen. Der E-Modul ist mit dem Steifigkeitskennwert des Trapezprofils vergleichbar.

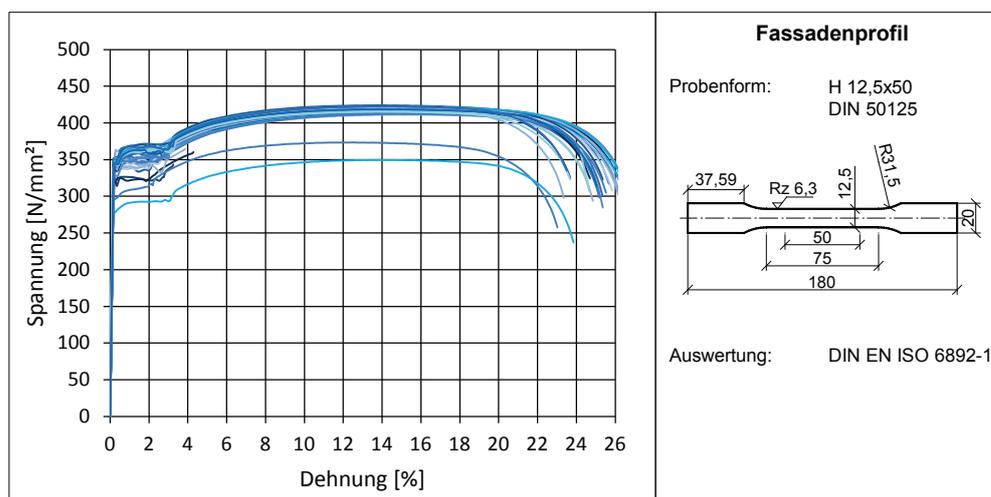


Abbildung E.7: Ergebnisse der Zugversuche für das Fassadenhohlprofil

Tabelle E.10: Ergebnisse der Zugversuche – Fassadenprofil

Probe	Kennwerte in [N/mm ²]			
	E	R_{eH}	R_{eL}	R_m
HP-L-01	175 781	317	314	373
HP-L-02	176 693	325	315	384
HP-L-03	186 087	325	321	394
HP-L-04	193 867	334	329	406
HP-L-05	196 063	335	332	411
HP-L-06	196 545	338	333	412
HP-L-07	196 760	340	338	412
HP-L-08	196 775	343	339	413
HP-L-09	198 006	346	340	415
HP-L-10	200 275	346	342	415
HP-L-11	200 728	348	343	415
HP-L-12	201 278	348	344	415
HP-L-13	201 956	349	345	417
HP-L-14	202 224	350	345	417
HP-L-15	202 978	352	346	417
HP-L-16	203 866	353	349	418
HP-L-17	204 923	353	350	419
HP-L-18	206 476	353	350	419
HP-L-19	209 970	354	351	420
HP-L-20	234 177	364	360	421
HP-Q-01	184 627	295	294	349
HP-Q-02	189 305	329	328	409
HP-Q-03	193 592	336	333	413
HP-Q-04	193 904	343	341	414
HP-Q-05	195 845	344	341	415
HP-Q-06	197 113	345	342	416
HP-Q-07	197 886	345	343	419
HP-Q-08	203 452	345	344	419
HP-Q-09	204 630	345	344	419
HP-Q-10	215 324	345	344	420

Probe	Kennwerte in [N/mm ²]			
	E	R_{eH}	R_{eL}	R_m
HP-Q-11	215 591	346	344	420
HP-Q-12	218 915	347	344	420
HP-Q-13	220 644	350	344	420
HP-Q-14	222 885	350	346	420
HP-Q-15	223 568	351	348	421
HP-Q-16	229 392	352	349	422
m	202 558	343	339	412
s	13 356,0	12,46	12,42	14,85

Die Bestimmung der charakteristischen Materialkennwerte erfolgt auf Grundlage der Normung [DIN 1990], wobei ein Beiwert von $k_n = 1,73$ zu verwenden ist. Die Ergebnisse fasst Tabelle E.11 zusammen.

Tabelle E.11: Charakteristische Materialkennwerte [N/mm²] für das Fassadenhohlprofil

	Normalverteilung			LogNormalverteilung		
	E_{HP}	$f_{y,HP}$	$f_{u,HP}$	E_{HP}	$f_{y,HP}$	$f_{u,HP}$
μ	202 558	342,8	411,9	202 804	5,836	6,022
σ	13 356	12,46	14,85	0,065	0,038	0,038
V	0,066	0,036	0,036	0,005	0,007	0,006
X_k	-	321,2	386,2	-	320,9	386,1

E.7 Verstärkungsprofile

In die Fassadenhohlprofile werden für die Herstellung des Musterbauteils Flachstahlerzeugnisse mit einer Breite von 50 mm und einer Höhe von 20 mm verklebt. Eine stichprobenartige Überprüfung der geometrischen Abmessungen des Verstärkungsprofils liefert eine gute Übereinstimmung mit den Soll-Werten. Aufgrund der Stärke des Stahlbauteils (20 mm) wird für dieses Profil nicht die H-Form der übrigen Zugproben angewandt, sondern auf eine Rundprobe A 16x80 nach [DIN 50125] zurückgegriffen. Die Proben werden dabei den Flachstählen mittig entnommen.

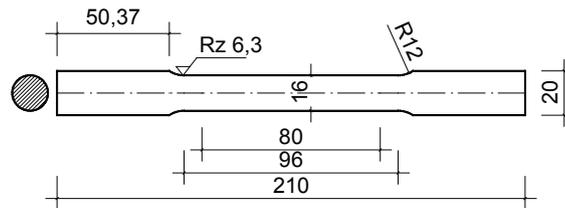


Abbildung E.8: Zugprobenform A 16x80

Insgesamt werden 19 Zugproben hergestellt, gemäß [DIN 6892] untersucht und ausgewertet. Die Ergebnisse in Abbildung E.9 und Tabelle E.12 zeigen eine deutlich größere Streuung der Werte für die obere Streckgrenze als für die untere. Dies hat kleinere Werte für R_{eH} als für R_{eL} zur Folge. Wie im Eurocode 3 [DIN 1993] empfohlen, wird die obere Streckgrenze (hier der kleinere Festigkeitswert) als bemessungsmaßgebend behandelt. Weiterhin ist der stark ausgeprägte Verfestigungsbereich und die entsprechend große Zugfestigkeit auffällig.

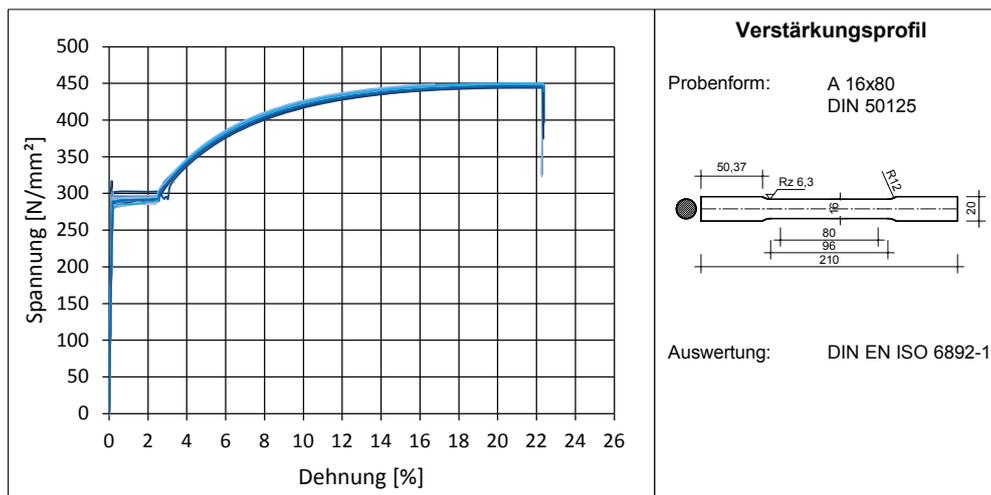


Abbildung E.9: Ergebnisse der Zugversuche für das Verstärkungsprofil

Tabelle E.12: Ergebnisse der Zugversuche – Verstärkungsprofil

Probe	Kennwerte in [N/mm ²]			
	E	R_{eH}	R_{eL}	R_m
VP-01	178 378	276,3	273,2	443,9
VP-02	180 543	279,2	278,4	444,7
VP-03	181 627	279,8	279,2	444,8
VP-04	182 457	281,3	281,3	445,4
VP-05	183 233	282,3	282,1	445,6
VP-06	183 529	282,4	282,3	447,4
VP-07	184 337	283,5	283,5	447,8
VP-08	185 415	284,5	284,5	447,8
VP-09	187 440	285,2	284,8	448,3
VP-10	187 858	285,8	285,2	448,4
VP-11	188 146	286,3	286,3	448,6
VP-12	188 146	289,3	288,5	448,7
VP-13	189 827	289,7	288,8	448,7
VP-14	192 530	289,8	289,8	449,1
VP-15	193 469	291,5	289,9	449,3
VP-16	194 093	293,5	290,7	449,4
VP-17	195 434	295,0	291,2	449,4
VP-18	195 532	301,7	295,6	449,4
VP-19	202 418	302,1	296,8	450,0
m	188 127	287,3	285,9	447,7
s	6 205,6	7,24	6,10	1,80

Die 19 Ergebnisse werden gemäß [DIN 1990] ausgewertet und die charakteristischen Materialkennwerte bei Annahme der Normalverteilung und LogNormalverteilung mit einem Beiwert k_n von 1,92 berechnet. Die Materialparameter können Tabelle E.13 entnommen werden.

Tabelle E.13: Charakteristische Materialkennwerte [N/mm²] für das Verstärkungsprofil

	Normalverteilung			LogNormalverteilung		
	E_{VP}	$f_{y,VP}$	$f_{u,VP}$	E_{VP}	$f_{y,VP}$	$f_{u,VP}$
μ	188 127	287,3	447,7	188 038	5,661	6,104
σ	6 205,6	7,239	1,797	0,033	0,025	0,004
V	0,033	0,025	0,004	0,003	0,004	0,001
X_k	-	274,5	444,5	-	275,1	444,5

F Ergebnisse der experimentellen Untersuchungen an Musterbauteilen

F.1 Geklebte Fassadenanschlüsse

Aus den durchgeführten Versuchen, welche in Kapitel 6.2 ausführlich wiedergegeben sind, wurden Kraft-Verformungs-Diagramme der geklebten Trapezprofilanschlüsse entwickelt. Diese sind in Abbildung F.1 bis Abbildung F.4 dargestellt. Alle Proben wurden mit einer Prüfgeschwindigkeit von 2 mm/min getestet und versagten durch einen kohäsiven Bruch der Klebfuge (Bezeichnung CF nach [DIN 10365]), welche unter Verwendung des Klebstoffsystems Körapop 225-2K hergestellt wurde. Informationen zu verwendeten Materialien, Versuchsaufbau, -durchführung und eine umfassende Ergebnisinterpretation sind dem Kapitel 6.2 zu entnehmen.

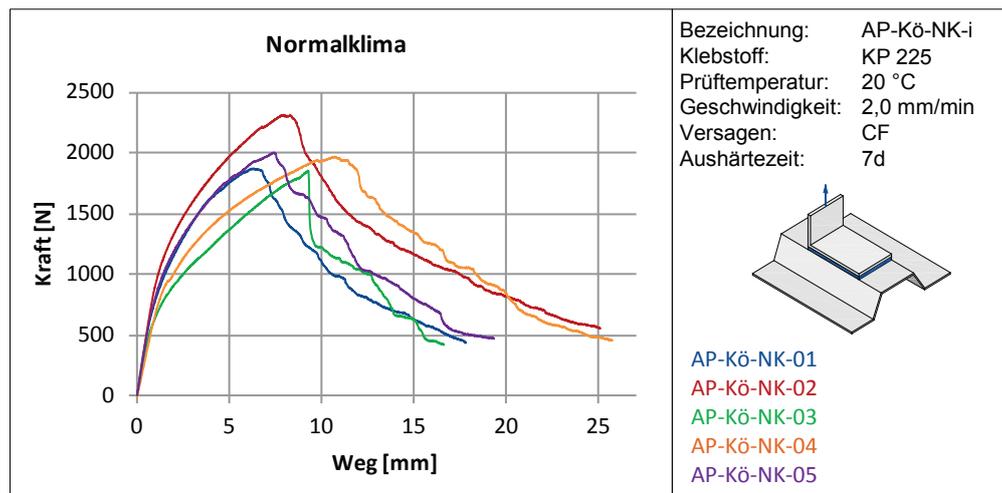


Abbildung F.1: Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenanschlüsse bei Normalklima

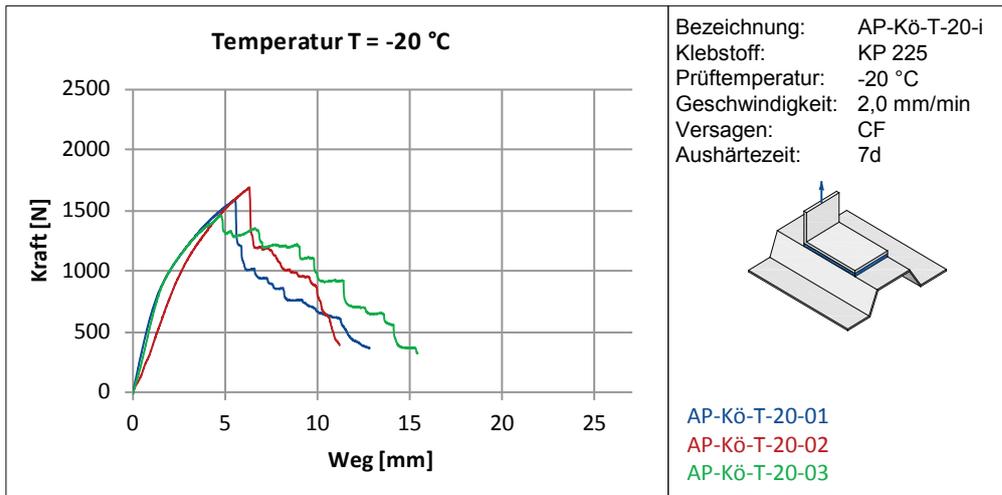


Abbildung F.2: Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenanschlüsse bei $T = -20\text{ °C}$

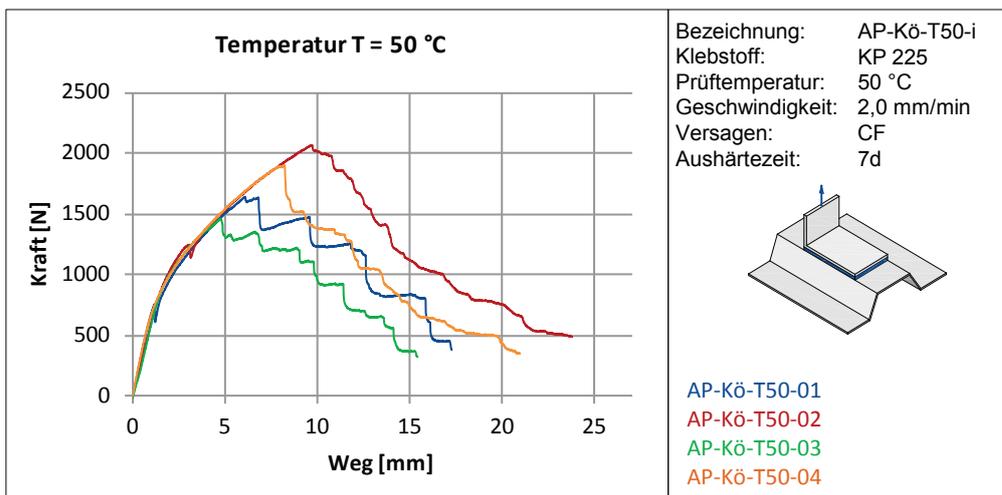


Abbildung F.3: Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenanschlüsse bei $T = 50\text{ °C}$

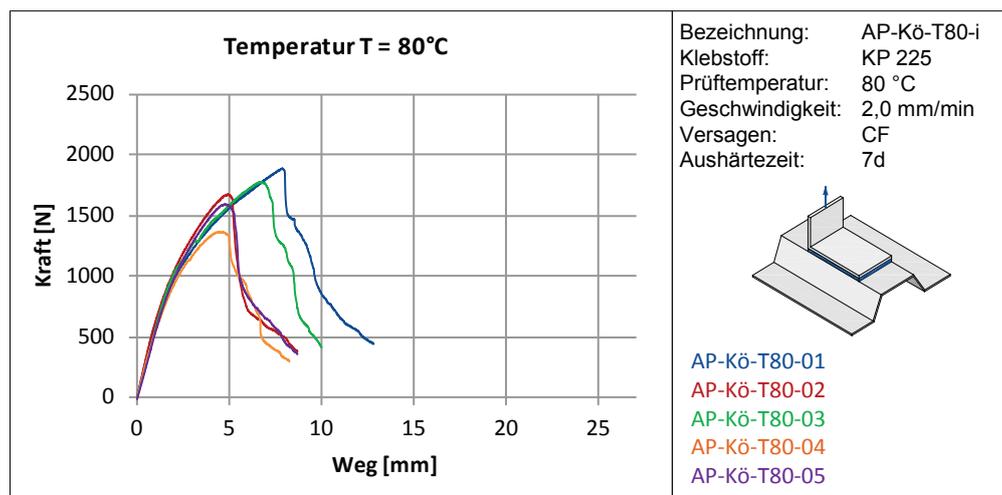


Abbildung F.4: Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenanschlüsse bei $T = 80 \text{ °C}$

Tabelle F.1 fasst die Ergebnisse der experimentellen Untersuchungen geklebter Trapezprofilanschlüsse zusammen. Angegeben sind Mittelwerte, Standardabweichung und die gemessenen Werte der erreichten Bruchlasten sowie die entsprechenden Verformungen beim Erreichen der Traglast.

Tabelle F.1: Ergebnisse der experimentellen Untersuchungen an Musterbauteilen – geklebter Fassadenanschluss

<i>i</i>	Normalklima AP-Kö-NK-i		Temperatur $T = -20\text{ °C}$ AP-Kö-T-20-i		Temperatur $T = 50\text{ °C}$ AP-Kö-T50-i		Temperatur $T = 80\text{ °C}$ AP-Kö-T80-i	
	Traglast [N]	Weg [mm]	Traglast [N]	Weg [mm]	Traglast [N]	Weg [mm]	Traglast [N]	Weg [mm]
1	1878,0	6,24	1586,5	5,52	1642,5	6,08	1883,0	7,92
2	2306,0	7,94	1696,0	5,87	2073,0	9,68	1677,3	4,93
3	1848,8	9,27	1466,0	4,77	1462,3	4,79	1768,0	6,70
4	1974,5	9,75	-	-	1899,5	8,19	1366,8	4,51
5	1995,8	7,48	-	-	-	-	1597,0	4,69
<i>m</i>	2000,6	8,14	1582,8	5,39	1769,3	7,19	1658,4	5,75
<i>s</i>	181,7	1,41	115,0	0,562	270,5	2,17	194,7	1,50

F.2 Geklebte Fassadenverstärkung

Abbildungen F.5 bis F.8 zeigen die Kraft-Verformungs-Kurven, welche aus den Vier-Punkt-Biegeversuchen an Hohlprofilen mit innenliegender, geklebter Verstärkung gewonnen wurden. Die detaillierte Beschreibung der Untersuchungen erfolgt in Abschnitt 6.3 der Arbeit. Für die Herstellung des quasi-starren Verbundes wurde das Epoxidharzsystem DP 490 verwendet. Die Biegeversuche wurden mit einer Prüfgeschwindigkeit von 2,5 mm/min realisiert und führten bei allen Versuchsreihen zu einem kohäsiven Versagen der Klebschicht im Auflagerbereich (s. Abbildung 6.8).

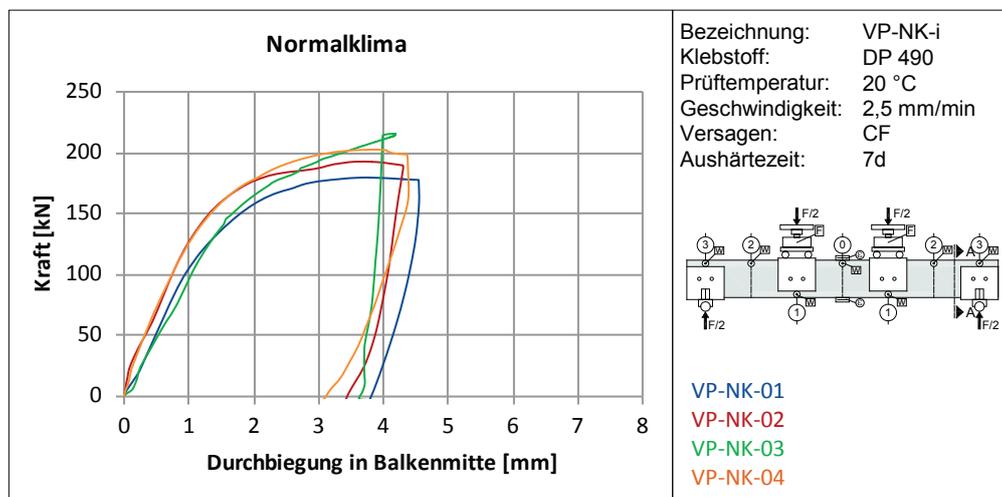


Abbildung F.5: Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenverstärkungen bei Normal-klima

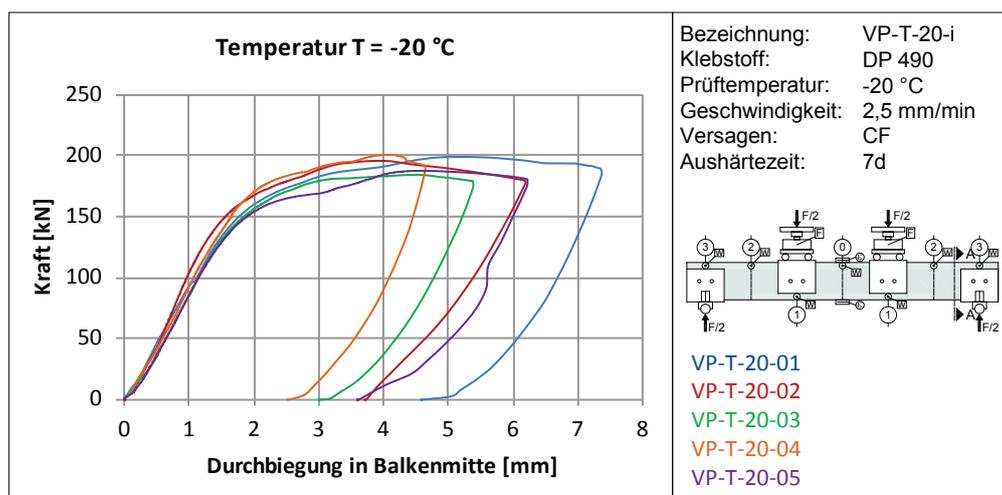


Abbildung F.6: Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenverstärkungen bei T = -20 °C

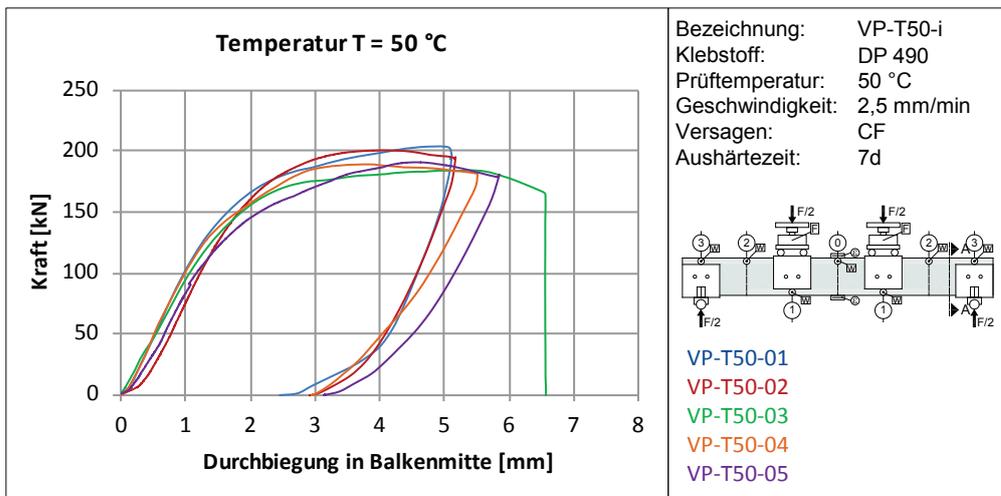


Abbildung F.7: Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenverstärkungen bei $T = 50\text{ °C}$

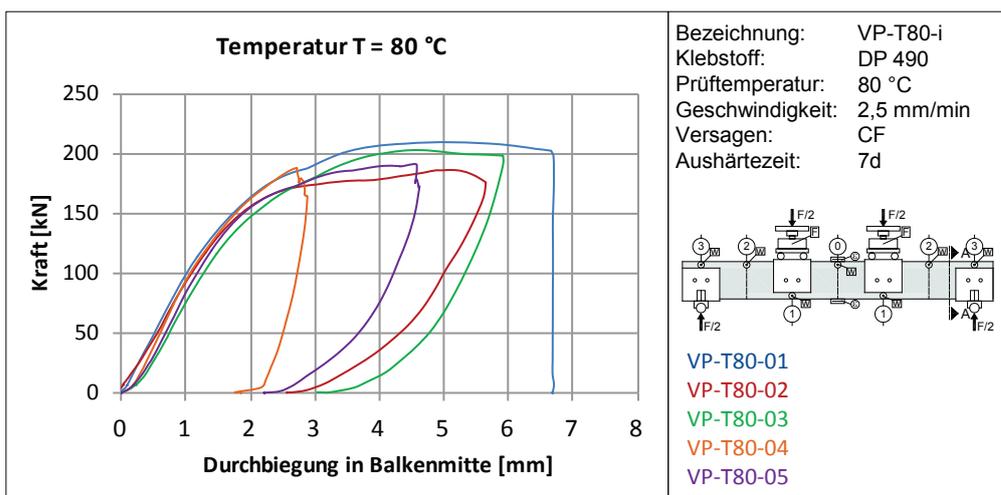


Abbildung F.8: Ergebnisse der Untersuchungen für geklebte Fassadenverstärkungen bei $T = 80\text{ °C}$

Die Ergebnisse der experimentellen Untersuchungen am Musterbauteil der geklebten Fassadenverstärkung sind in Tabelle F.2 zusammenfassend dargestellt. Der Tabelle können die erreichten Traglasten (erstes kohäsives Versagen der Klebfuge im auflagenahen Bereich) sowie die zugehörigen Verformungen in Balkenmitte entnommen werden.

Tabelle F.2: Ergebnisse der experimentellen Untersuchungen an Musterbauteilen – geklebte Fassadenverstärkung

<i>i</i>	Normalklima VP-NK-i		Temperatur $T = -20^{\circ}\text{C}$ VP-T-20-i		Temperatur $T = 50^{\circ}\text{C}$ VP-T50-i		Temperatur $T = 80^{\circ}\text{C}$ VP-T80-i	
	Traglast [kN]	Weg [mm]	Traglast [kN]	Weg [mm]	Traglast [kN]	Weg [mm]	Traglast [kN]	Weg [mm]
1	188,1	2,752	188,8	3,628	185,6	2,961	187,9	2,846
2	179,4	2,834	193,1	3,417	200,4	4,062	174,1	2,961
3	181,9	2,238	171,0	2,559	175,5	2,921	175,8	2,799
4	192,8	2,840	186,6	2,762	189,5	3,763	188,2	2,713
5	-	-	168,4	2,959	162,6	2,680	173,3	2,717
<i>m</i>	185,6	2,666	181,6	3,065	182,7	3,277	179,9	2,807
<i>s</i>	6,06	0,288	11,13	0,447	14,35	0,599	7,53	0,103

G Parameterschätzung

G.1 Schätzverfahren

Für alle Größen, die im Rahmen der Arbeit untersucht und als Basisvariablen behandelt werden, sind die Schätzfunktionen für die Verteilungstypen

- Normalverteilung
- logarithmische Normalverteilung
- Weibullverteilung

zu ermitteln.

Dabei kommen unterschiedliche Methoden zum Einsatz, welche im Folgenden ausführlich dargestellt werden. Die untersuchten Verfahren sind:

- die Momentenmethode (Kapitel G.2)
- die Maximum-Likelihood Methode (Kapitel G.3)
- das Verfahren der kleinsten Fehlerquadrate (Kapitel G.4), wobei hier verschiedene Regressionsarten unterschieden werden:
 - Regression von X über Y
 - Regression von Y über X
 - Regression nach Gumbel.

G.2 Die Momentenmethode

Das starke Gesetz der großen Zahlen (Kapitel 3.4) liefert die Begründung dafür, dass das arithmetische Mittel eine geeignete Schätzfunktion für den Erwartungswert einer stetigen Verteilung darstellt. Dieser Zusammenhang bildet die Grundlage vieler Schätzfunktionen θ_n für Parameter θ einer Verteilung und ist nahezu beliebig anwendbar, da

- neue Stichproben durch Potenzbildung der ursprünglichen Stichprobe gewonnen werden können und
- diese Methode der Konstruktion angewandt werden kann, selbst wenn die Art der Verteilung unbekannt bleibt.

Sind hinreichende Informationen über die Art der Verteilung vorhanden, kann ein theoretischer Zugang gefunden werden, welcher auf der Bestimmung der Momente von diskreten und stetigen Verteilungen basiert. Da im Rahmen der vorliegenden Arbeit lediglich Erwartungswert und Variationskoeffizient von Interesse sind, werden ausschließlich die ersten beiden Momente betrachtet. Für stetige Verteilungstypen folgen für die ersten beiden Momente

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x \cdot f_X(x) dx \quad \text{und} \quad (G.1)$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx, \quad (G.2)$$

welche gemäß der Beziehungen aus Gleichung (3.11) bis (3.13) aufzuarbeiten sind. Wie eingangs erläutert, wird hier die Zielstellung verfolgt, die drei Verteilungstypen Normalverteilung, logarithmische Normalverteilung und Weibullverteilung genauer zu untersuchen. Die Anwendung der Momentenmethode auf diese statistischen Funktionen liefern die in Tabelle G.1 zusammengefassten Bestimmungsgleichungen für die Verteilungsparameter.

Tabelle G.1: Schätzfunktionen der Verteilungsparameter nach der Momentenmethode

Funktionsparameter	
Normalverteilung	$\mu_X = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ $\sigma_X = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu_X)^2}$
LogNormalverteilung	$\mu_Y = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(x_i)$ $\sigma_Y = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\ln(x_i) - \mu_Y)^2}$

Funktionsparameter	
Weibullverteilung	$\beta = \frac{\ln(2)}{\ln(\bar{Z}_1) - \ln(\bar{Z}_2)}$
	$\alpha = \frac{\bar{Z}_1}{(1/\beta)!}$
	$\bar{Z}_1 = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{n+1} \cdot x_m + \frac{2}{n+1} \cdot \sum_{i=1}^n x_i \right)$
	$\bar{Z}_2 = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{(n+1)^2} \cdot x_m + \frac{4}{n+1} \cdot \sum_{i=1}^n x_i - \frac{4}{(n+1)^2} \cdot \sum_{i=1}^n (i \cdot x_i) \right)$
	$x_m = \sum_{i=1}^n (x_i - x_{i-1})$

Die Vorgehensweise der Momentenmethode gestaltet sich einfach und bedarf einer kurzen Rechenzeit. Unter bestimmten Voraussetzungen liefert sie konsistente Schätzer, das heißt, dass sich der Punktschätzwert θ_n für steigende n dem Parameter θ annähert. Demgegenüber weist die Methodik eine geringe Wirksamkeit auf und führt unter Umständen zu nicht erwartungstreuen Schätzern, was bedeutet, dass der Erwartungswert der Punktschätzung nicht dem des Parameters der Verteilung entspricht.

G.3 Maximum-Likelihood-Methode

Bei der Maximum-Likelihood-Methode wird aus einer Stichprobe derjenige Wert gesucht, dessen Wahrscheinlichkeit maximal ist und somit als Parameter der Grundgesamtheit betrachtet werden kann. Das Maximum bezieht sich dabei auf eine Funktion, die als Produkt aus der Dichtefunktion der Verteilung und der einzelnen Daten hervorgeht. Dieser Funktionstyp wird Likelihood-Funktion genannt und ist in Gleichung (G.3) definiert.

$$L(x_1, x_2, \dots, x_n, \theta) = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i, \theta) \quad (\text{G.3})$$

Der gesuchte Parameter θ steuert bei diesem Verfahren den bestmöglichen Übergang einer diskreten in eine stetige Verteilung, mit dem Ausgangspunkt der mathematischen Stichprobe (X_1, X_2, \dots, X_n) , die folgende Eigenschaften aufweist:

- die X_i sind unabhängig voneinander
- alle X_i unterliegen der gleichen Verteilung.

Die genannten Bedingungen sind für alle Basisvariablen erfüllt.

Für jeden Wert einer konkreten Stichprobe kann dann eine Wahrscheinlichkeit gefunden werden, für die gilt

$$P(X_i = x_i) = p(x_i, \theta) . \quad (\text{G.4})$$

Der Wert der Wahrscheinlichkeitsfunktion hängt somit von den Realisationen und der unbekannt Variablen ab.

Im Weiteren wird nun für die konkrete Stichprobe ein gemeinsamer Wert der Wahrscheinlichkeitsfunktion gesucht, welcher als Parameter der Likelihood-Funktion verstanden wird. Sind alle X_i voneinander unabhängig und gleichverteilt, können die n Einzelwahrscheinlichkeit multipliziert werden, womit die Parallelität zur Bestimmungsgleichung der Likelihood-Funktion hergestellt ist. Da die Daten x_i nach einer erfolgten statistischen Erhebung als konstant zu behandeln sind, bleibt lediglich eine Abhängigkeit vom Parameter θ bestehen. Hierfür ist der Wert zu bestimmen, für den die Wahrscheinlichkeitsfunktion das Maximum aufweist, also die konkrete Stichprobe am wahrscheinlichsten ist. Es entsteht eine Extremwertaufgabe für L bezüglich θ . Jedoch führt hier die Produktregel der Differentialrechnung unter Umständen zu schwierigen Ausdrücken, was durch die Anwendung der Logarithmengesetze vermieden werden kann. Da die Logarithmusfunktion gemäß ihrer Definition streng monoton wachsend ist, nehmen L und $\ln(L)$ ihr Extremum an derselben Stelle an, was in einer Untersuchung der Funktion $\ln(L)$ mündet.

$$\frac{d \ln(L)}{d\theta} = 0 \quad (\text{G.5})$$

Wird dieses Verfahren auf die Normalverteilung angewandt, ergibt sich die Likelihood-Funktion zu

$$L = \prod_{i=1}^n f_{X_i}(x_i, \theta) = \left(\frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi}} \right)^n \cdot \frac{1}{\sigma^n} \cdot \exp \left(- \frac{2}{2 \cdot \sigma^2} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \right) . \quad (\text{G.6})$$

Das Maximum dieser Funktion wird mit Hilfe des logarithmischen Ausdruckes von L gefunden, wofür die partiellen Ableitungen nach den unbekannt Parametern Null zu setzen sind.

$$\ln L = -\frac{n}{2} \cdot \ln(2 \cdot \pi) - n \cdot \ln \sigma - \frac{1}{2 \cdot \sigma^2} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 \rightarrow \max \quad (\text{G.7})$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \mu} = \frac{2}{2 \cdot \sigma^2} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) = 0 \quad (\text{G.8})$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma} = -\frac{n}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^3} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 = 0 \quad (\text{G.9})$$

Durch das Lösen des Gleichungssystems erhält man die Bestimmungsgleichungen für die Funktionsparameter der Normalverteilung. Es zeigt sich, dass diese Ergebnisse bereits in Tabelle G.1 enthalten sind und somit mittels Momentenmethode gefunden werden konnten. Ebenso liefert die Maximum-Likelihood-Methode identische Ergebnisse für die Parameter der logarithmischen Normalverteilung. Demgegenüber erfordert das Verfahren bei Annahme einer Weibullverteilung ein iteratives Vorgehen für die Ermittlung des Formparameters β mit einer anschließenden direkten Erhebung für α . Der Formelapparat ist in der Tabelle G.2 zusammengefasst.

Tabelle G.2: Schätzfunktionen der Verteilungsparameter nach der Maximum-Likelihood-Methode

Funktionsparameter	
Weibullverteilung	$\sum_{i=1}^n x_i^\beta \cdot \ln x_i \cdot \left(\sum_{i=1}^n x_i^\beta \right)^{-1} - \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \ln x_i - \frac{1}{\beta} = 0$ $\alpha = \sqrt[\beta]{\sum_{i=1}^n x_i^\beta \cdot \frac{1}{n}}$

Die Maximum-Likelihood-Methode ist für bestimmte Parameter eines der effizientesten Schätzverfahren in der Statistik, insbesondere bezüglich asymptotischer Betrachtungen ist sie sehr gut geeignet. Ein wesentlicher Vorteil bei der Vorgehensweise ergibt sich durch die Beschränkung der Analyse auf den positiven Wertebereich von L , da nur dort ein Maximum angenommen werden kann, weshalb hier auch das Logarithmieren zum Vereinfachen der Extremwertaufgabe anzuwenden ist. Da durch die Prozedur die kleinste Varianz asymptotisch erreicht wird, liefert sie einen wirksamen Schätzwert. Ein wesentlicher Nachteil des Verfahrens besteht in der Unterstel-

lung einer Dichtefunktion für die untersuchte Zufallsgröße. Folgt diese nicht dem angenommenen Verteilungstyp, kann der Schätzer inkonsistent sein. Das Verfahren nach Maximum-Likelihood liefert lediglich für die Weibullverteilung neue Schätzfunktionen, weshalb es ausschließlich für diesen Verteilungstyp angewandt wird. Die Ergebnisse der statistischen Schätzmethoden sind im Anhang G.5 dargestellt.

G.4 Methode der kleinsten Fehlerquadrate

Die Methode der kleinsten Fehlerquadrate eignet sich für die Bestimmung von Schätzfunktionen in der Statistik. Dabei wird angenommen, dass der Erwartungswert der beobachteten Realisierungen in einer bekannten Weise vom interessierenden Parameter abhängt.

$$E(X_i) = g_i(\theta) \quad (\text{G.10})$$

Gemäß der Definition für $E(X_i)$ (s. Abschnitt 3.4.1) sind die Realisationen am häufigsten nahe des Erwartungswertes zu beobachten. Dies gilt umso mehr, je kleiner die Varianz der X_i ist. Als Schätzung ist somit ein Wert zu wählen, der einen kleinen Abstand zwischen $g_i(\theta)$ und y_i charakterisiert, was zu der nachfolgenden Schätzung führt.

$$\sum (x_i - g_i(\hat{\theta}))^2 \leq \sum (y_i - g_i(\theta))^2 \quad (\text{G.11})$$

Im Falle der Normalverteilung und logarithmischen Normalverteilung liefert die Methode der kleinsten Fehlerquadrate die bekannten Lösungen aus Tabelle G.1. Für die Weibullverteilung spielt das vorgestellte Verfahren eine wesentliche Rolle, da es aufgrund der simplen mathematischen Beziehungen einfach anzuwenden ist. Ausgangspunkt bildet dabei das Weibull-Wahrscheinlichkeitsdiagramm in einer linearisierten Form, in dem sich die Ausgleichsgerade zu

$$g(X) = \beta \cdot X - \beta \cdot \ln(\alpha) \quad (\text{G.12})$$

ergibt. Hierin ist der Parameter β die Steigung der Geraden und α ergibt sich aus dem Schnittpunkt der Ausgleichsgeraden durch die y -Achse.

Da die Berechnung der Häufigkeiten weniger fehlerbehaftet ist als die Bestimmung der X_i , ist es sinnvoll, die Fehlerquadrate in X -Richtung und nicht in Y -Richtung zu minimieren, sodass eine lineare Regression über X erfolgt. Eine weitere Methode ist das Berechnungsverfahren nach Gumbel [Stein-75]. Hier sind die Punkte im Weibull-

netz anders gewichtet, was zu neuen Bestimmungsgleichungen für die gesuchten Parameter führt.

$$\beta = \frac{0,557}{s_{\log}} \quad \text{und} \quad \alpha = 10^{(\sum \log(x_i))/n + 0,2507/\beta} \quad (\text{G.13})$$

s_{\log} charakterisiert hierbei die logarithmierte Standardabweichung.

Die vorgestellten Verfahren der Methode der kleinsten Fehlerquadrate wurden im Rahmen der Arbeit für alle Analysen unter Annahme der Weibullverteilung angewandt und verglichen. Die Ergebnisse sind dem Anhang G.5 zu entnehmen.

G.5 Ergebnisse der Schätzverfahren

Die geschätzten Parameter für alle Basisvariablen sind in Tabelle G.3 zusammenfassend dargelegt. Auf eine Angabe der Einheiten der heterogenen Basisvariablen in der Zusammenfassung wird der Übersichtlichkeit halber verzichtet, die Parameterbestimmung erfolgt mit SI-Einheiten. Da u.a. das Ziel verfolgt wird die empfindliche Versagenswahrscheinlichkeit P_f zu berechnen, werden bis zu drei Nachkommastellen für die Verteilungsparameter ausgewiesen. In den analytischen Modellen (s. Kapitel 5.2.2 und 5.3.2) lassen sich die Basisvariablen identifizieren und es zeigt sich, dass die Materialwerte Strukturmodul (E_k), Klebfestigkeit (σ_k), Zugscherfestigkeit (τ_k) und Schubmodul (G_k) als stochastische Größen der Klebschicht zu betrachten sind. Ebenso werden für die Stahlbauteile die Materialcharakteristika als Basisvariablen definiert, genauer sind dies der E-Modul (E) und die Querkontraktionszahl (ν). Die Variablen F_{FA} (Index *FA*: Fassadenanschluss) und F_{FV} (Index *FV*: Fassadenverstärkung) spiegeln die im jeweiligen Versuch gemessenen Bruchlasten wider. Die Parameterschätzung erfolgt somit auf Grundlage der Versuche an bauteilähnlichen Proben (Anhang F). Die Eingangswerte für die Parameterschätzung der übrigen Basisgrößen werden aus den experimentellen Untersuchungen an den Materialproben gewonnen. Die Beschreibung der erwähnten Versuche sowie die entsprechenden Ergebnisse können dem Anhang E entnommen werden. Eine Ausnahme bildet die Größe ν , die als Querkontraktionszahl definiert ist. Da keine eigenen Untersuchungen zur Charakterisierung des Querdehnungsverhaltens der Stahlbauteile angestellt wurden, müssen an dieser Stelle Ergebnisse herangezogen werden, welche durch umfangreiche Versuche charakterisiert und in [Rich-10] veröffentlicht sind.

Tabelle G.3: Ergebnisse der statistischen Schätzverfahren

Basisvariable	Normal- verteilung		LogNormal- verteilung		Weibullverteilung									
					Momenten- methode		Maximum- Likelihood		Regression XY		Regression YX		Gumbel	
	μ_X	σ_X	μ_Y	σ_Y	α	β	α	β	α	β	α	β	α	β
$\sigma_{k, KP 225}$	1,364	0,029	0,310	0,022	1,357	9,68	1,393	166	1,390	97	1,390	101	1,393	181
$E_{k, KP 225}$	5,743	1,095	1,730	0,189	6,209	5,09	6,287	6,33	6,295	6,09	6,235	8,62	6,245	7,22
$\sigma_{k, DP 490}$	42,81	2,244	3,756	0,053	45,44	10,5	45,92	14,3	46,26	15,3	45,94	19	45,72	21,2
$E_{k, DP 490}$	3132	739,3	8,027	0,218	3177,6	5,17	3207,1	6,37	3204,8	6,48	3192,0	6,81	3189,0	7,44
$\tau_{k, DP 490}$	31,17	0,973	3,440	0,032	32,22	15,2	32,60	33,0	32,41	33,0	32,35	38,1	32,56	43,5
$G_{k, DP 490}$	309,3	21,33	5,733	0,069	316,9	9,77	320,0	13,5	320,3	15,0	315,8	17,4	319,1	18,1
E_{TP}	187700	21960	12,13	0,121	196503	7,71	198162	11,7	198919	9,46	198401	9,91	198294	10,7
ν	0,295	0,008	-1,223	0,027	0,2960	13,1	0,2999	37,7	0,2993	39,7	0,2987	46,1	0,2989	48,4
E_{AP}	204973	16737	12,23	0,082	217185	12,1	218278	12,7	217079	12,5	216845	13	217745	15,7
F_{FA}	2000,6	181,7	7,599	0,087	2020,0	5,01	2113,5	12,0	2125,4	9,9	2108,3	11,9	2111,8	13,8
E_{HP}	202558	13356	12,22	0,065	213505	14,1	214571	15,8	214657	17,9	214161	19,6	213840	20,4
E_{VP}	188127	6206	12,14	0,033	195260	16,7	197012	28,2	188500	11,8	189152	12,5	196505	41,7
F_{FV}	185600	6059	12,13	0,032	176303	5,35	187660	32,5	188324	23,0	187689	27,7	187813	33,6

G.6 Vorbemerkung zu Qualitätskriterien

Prinzipiell ist eine Beurteilung der Qualität des Parameters auf Grundlage der spezifischen Eigenschaft der Schätzfunktion möglich. Dabei wird ausgenutzt, dass alle Schätzfunktionen gewisse Eigenschaften aufweisen, welche die Ergebnisse vergleichbar machen. Wenn auch die Anwendung der verschiedenen Methoden zu unterschiedlichen Parametern führt, wird bei allen Verfahren dasselbe Ziel vorausgesetzt: einen möglichst guten Schätzwert für einen unbekanntem Kennwert der Grundgesamtheit auf Basis einer konkreten Stichprobe zu finden. Für den Schätzwert kann die Erwartungstreue, Konsistenz und Wirksamkeit überprüft werden. Die Bestimmung solcher Qualitätskriterien führt allerdings i.d.R. zu umfangreichen mathematischen Formulierungen und benötigt die Kenntnis über spezifische Rechenregeln der Statistik. Für einfache Fälle, z. B. dass die Schätzung für den Parameter μ_X der Normalverteilung auf Basis der Schätzfunktion der Momentenmethode erwartungstreu ist, findet sich die Herleitung der Kriterien in der Literatur [Rinn-03].

G.7 Anderson-Darling-Test

Da für jede Basisvariable im vorherigen Schritt verschiedene Verteilungsfunktionen geschätzt werden können, erfolgt nun mit Hilfe des Anpassungstests nach Anderson-Darling die Beurteilung, welche Verteilung für die Beschreibung der spezifischen Charakteristika signifikant ist.

Die Basis des Tests liefern zwei Hypothesen:

- die Nullhypothese (H_0), welche aussagt, dass die hypothetische Verteilung $F_0(x)$ gilt
- die Hypothese H_1 als Umkehrung der Nullhypothese, welche sich durch Gleichung (G.14) ausdrücken lässt.

$$F_X(x) \neq F_0(x) \tag{G.14}$$

Bei der Methodik wird untersucht, ob die Häufigkeitsverteilung der Daten von der hypothetischen Verteilung abweicht. Dabei wird die geordnete Stichprobe in eine Gleichverteilung transformiert, was anhand der Verteilungsfunktion der angenommenen Wahrscheinlichkeitsverteilung geschieht. Die Testgröße T nach Gleichung (G.15) ist als Abstand der transformierten Daten zur Gleichverteilung definiert.

$$T = \sqrt{-n - S} \quad (\text{G.15})$$

$$\text{mit: } S = \sum_{i=1}^n \frac{2 \cdot i - 1}{n} \cdot [\ln(F(X_i)) + \ln(1 - F(X_{n+1-i}))] \quad (\text{G.16})$$

Der in den Gleichungen (G.15) und (G.16) angegebene Formelapparat gilt dabei nur für die Normalverteilung und die logarithmische Normalverteilung, für eine Weibullverteilung ist der Rechenweg in Tabelle G.4 zusammengefasst.

Der Vergleich der Testgröße mit dem kritischen Ablehnungsbereich erlaubt eine Beurteilung, welche der eingeführten Hypothesen gilt. Der kritische Wert k wird dabei in Abhängigkeit einer geforderten Irrtumswahrscheinlichkeit und der geschätzten Wahrscheinlichkeitsverteilung bestimmt, weshalb der Anderson-Darling-Test nur für einige Verteilungsfamilien anwendbar ist. Für die Untersuchung der Normalverteilung kann der k -Wert bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nach Gleichung (G.17) bestimmt werden.

$$k_{0,05} = \frac{0,752}{1 + \frac{3}{4 \cdot n} + \frac{9}{4 \cdot n^2}} \quad (\text{G.17})$$

Das Abgrenzungskriterium lässt sich auch für eine hypothetische, logarithmische Normalverteilung anwenden, wobei auf ein Logarithmieren der sortierten Stichprobe zu achten ist. Überschreitet die Testgröße T den kritischen Ablehnungsbereich k_{α} , muss die Nullhypothese abgelehnt werden. Es kann in einem solchen Fall mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit α nicht von der hypothetischen Verteilung ausgegangen werden.

Soll mit Hilfe des Anderson-Darling-Tests die Brauchbarkeit einer Weibullverteilung analysiert werden, wird eine ähnliche Vorgehensweise notwendig (Tabelle G.4). Hier dient allerdings kein kritischer k -Wert als Abgrenzungskriterium. Stattdessen wird die Vorhersagewahrscheinlichkeit $\alpha(T)$ direkt aus dem Abstand der Gleichverteilung zu den angepassten Stichprobendaten berechnet.

Tabelle G.4: Anderson-Darling-Test: Prozedur für eine hypothetische Weibullverteilung

Testgröße	
$T = \left(1 + \frac{1}{5 \cdot \sqrt{n}}\right) \cdot S$	(9.1)
mit: $S = \sum_{i=1}^n \left[\frac{1 - 2 \cdot i}{n} \cdot (\ln(1 - e^{-Z_i}) - Z_{n-i+1}) \right] - n$	(9.2)
$Z_i = \left(\frac{X_i}{\beta}\right)^\alpha$	(9.3)
Abgrenzungskriterium	
$\alpha(T) = \left[1 + e^{0,1+1,24 \cdot \ln(T)+4,48 \cdot T}\right]^{-1}$	(9.4)

Die Ergebnisse für die identifizierten Basisvariablen zeigt Tabelle G.5 bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%. Wie im Abschnitt 7.2.2 dargelegt, beruht der Anderson-Darling-Test für hypothetische Normal- und logarithmische Normalverteilungen auf der Gegenüberstellung einer Testgröße T mit einem kritischen Ablehnungsbereich k . Im Fall der Weibullverteilung hingegen wird eine Vorhersagewahrscheinlichkeit $\alpha(T)$ bestimmt, diese kann mit einer Zielvertrauenswahrscheinlichkeit $(1-\alpha)$ verglichen werden, welche durch den Anwender zu definieren ist und hier mit 95% angenommen wird. Um die Ergebnisse der unterschiedlichen Vorgehensweise vergleichen zu können, sind alle Abgrenzungskriterien in der Tabelle G.5 angegeben. Beim Lesen der Ergebnisse ist daher darauf zu achten, welche Vergleichsgröße der jeweiligen Verteilungsfamilie zuzuordnen ist.

Tabelle G.5: Ergebnisse des Anderson-Darling-Tests

	Verteilung	k	T		
		$(1-\alpha)$	$\alpha(T)$		
$\sigma_{k,KP225}$	Normalverteilung	0,709	0,667	T < k	
	LogNormalverteilung		0,680	T < k	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	1	T > k
		Maximum-Likelihood		1	T > k
		Regression XY		1	T > k
		Regression YX		1	T > k
		Gumbel		0,999	T > k
$E_{k,KP225}$	Normalverteilung	0,709	0,520	T < k	
	LogNormalverteilung		0,405	T < k	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	0,851	T < k
		Maximum-Likelihood		0,977	T > k
		Regression XY		0,964	T > k
		Regression YX		0,999	T > k
		Gumbel		0,998	T > k
$\sigma_{k,DP490}$	Normalverteilung	0,709	0,391	T < k	
	LogNormalverteilung		0,383	T < k	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	0,999	T > k
		Maximum-Likelihood		0,999	T > k
		Regression XY		1	T > k
		Regression YX		1	T > k
		Gumbel		0,925	T > k

	Verteilung	k $(1-\alpha)$	T $\alpha(T)$		
$E_{k,DP490}$	Normalverteilung	0,709	0,507	$T < k$	
	LogNormalverteilung		0,241	$T < k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	0,993	$T > k$
		Maximum-Likelihood		0,999	$T > k$
		Regression XY		0,999	$T > k$
		Regression YX		1	$T > k$
		Gumbel		0,999	$T > k$
$\tau_{k,DP490}$	Normalverteilung	0,709	0,645	$T < k$	
	LogNormalverteilung		0,700	$T < k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	0,999	$T > k$
		Maximum-Likelihood		1	$T > k$
		Regression XY		1	$T > k$
		Regression YX		1	$T > k$
		Gumbel		0,86	$T < k$
$\bar{G}_{k,DP490}$	Normalverteilung	0,709	0,636	$T < k$	
	LogNormalverteilung		0,611	$T < k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	0,999	$T > k$
		Maximum-Likelihood		0,998	$T > k$
		Regression XY		0,998	$T > k$
		Regression YX		0,996	$T > k$
		Gumbel		0,998	$T > k$

	Verteilung	k $(1-\alpha)$	T $\alpha(T)$		
E_{TP}	Normalverteilung	0,719	0,679	$T < k$	
	LogNormalverteilung		0,710	$T < k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	0,948	$T < k$
		Maximum-Likelihood		0,969	$T > k$
		Regression XY		0,853	$T < k$
		Regression YX		0,857	$T < k$
		Gumbel		0,910	$T < k$
v	Normalverteilung	0,702	0,305	$T < k$	
	LogNormalverteilung		0,276	$T < k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	1	$T > k$
		Maximum-Likelihood		0,977	$T > k$
		Regression XY		0,962	$T > k$
		Regression YX		0,989	$T > k$
		Gumbel		0,997	$T > k$
E_{AP}	Normalverteilung	0,736	0,600	$T < k$	
	LogNormalverteilung		0,579	$T < k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	1	$T > k$
		Maximum-Likelihood		1	$T > k$
		Regression XY		1	$T > k$
		Regression YX		1	$T > k$
		Gumbel		1	$T > k$

	Verteilung	k $(1-\alpha)$	T $\alpha(T)$		
F_{FA}	Normalverteilung	0,606	0,462	$T < k$	
	LogNormalverteilung		0,427	$T < k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	0,995	$T > k$
		Maximum-Likelihood		0,963	$T > k$
		Regression XY		0,938	$T < k$
		Regression YX		0,955	$T > k$
		Gumbel		0,989	$T > k$
E_{HP}	Normalverteilung	0,735	0,717	$T < k$	
	LogNormalverteilung		2,921	$T > k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	1	$T > k$
		Maximum-Likelihood		1	$T > k$
		Regression XY		1	$T > k$
		Regression YX		1	$T > k$
		Gumbel		0,999	$T > k$
E_{VP}	Normalverteilung	0,719	0,261	$T < k$	
	LogNormalverteilung		0,319	$T < k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	1	$T > k$
		Maximum-Likelihood		1	$T > k$
		Regression XY		1	$T > k$
		Regression YX		1	$T > k$
		Gumbel		1	$T > k$

	Verteilung	k $(1-\alpha)$	T $\alpha(T)$		
F_{FV}	Normalverteilung	0,566	0,217	$T < k$	
	LogNormalverteilung		0,221	$T < k$	
	Weibullverteilung	Momentenmethode	0,95	0,999	$T > k$
		Maximum-Likelihood		0,410	$T < k$
		Regression XY		0,583	$T < k$
		Regression YX		0,449	$T < k$
		Gumbel		0,402	$T < k$

H Gesprächsprotokoll

H.1 Objektdaten

Das Gespräch vom 17.02.2016 hat die Erfassung des Zustandes der Stahl-Fachwerkbrücke aus Abbildung H.1 zum Ziel.



Abbildung H.1: Rohr- und Fußgängerbrücke (Copyright: Infracor GmbH)

Die Brücke wurde 1955 bis 1956 mit einer Spannweite von 56 m über dem Lippe-Seitenkanal errichtet. Hierbei kamen erstmals Klebverbindungen zum Einsatz, welche die Fachwerkdiagonalen und Pfosten mit den Knotenblechen verbinden. Bei der Montage wurden zusätzliche Schrauben mit einem Lochspiel von ca. 2 mm eingebracht. Diese Angaben sind der Veröffentlichung von Trittlér, G. mit dem Titel „Neue Entwicklungen der Verbindungstechnik im Stahlbau“ in VDI Zeitschrift 105, Nr. 8 (Seiten 325-364) von 1963 zu entnehmen.

Das Objekt befindet sich auf dem Gelände des Chemieparks von evonik industries in Marl.

H.2 Angaben zum Kontakt

Für das Gespräch am 17.02.2016 stand Herr Ralf Zachau (evonik industries - Site Service/ Rohrnetzbetrieb) zur Verfügung.

H.3 Befragung zum Zustand des Bauwerkes

Im Folgenden werden die Fragen und Antworten des Gesprächs wiedergegeben.

Wird die Brücke gegenwärtig genutzt?

Wenn ja, für welche Zwecke wird das Bauwerk genutzt?

Die Brücke wird gegenwärtig in erster Linie für Rohrleitungen (Dampfleitungen, Kabel etc.) genutzt. Das Bauwerk verfügt außerdem über einen Laufsteg für Wartungsarbeiten und Begehungen.

Wurden seit der Errichtung des Bauwerkes Prüfungen und Kontrollen (auch Sichtprüfungen) vorgenommen?

Wenn ja, wann und in welchem Umfang?

Es erfolgen regelmäßige Prüfungen gemäß DIN 1076. Das bedeutet eine jährliche Sichtprüfung, eine Hauptprüfung alle 6 Jahre sowie eine einfache Prüfung, immer 3 Jahre nach einer Hauptprüfung.

Sind Schäden, insbesondere an den Klebfugen bekannt?

Wenn ja, an welcher Stelle im Tragwerk sind die Schäden aufgetreten?

Welcher Art sind die Schäden?

Hauptsächlich wurden Korrosionsschäden an der Stahlkonstruktion registriert, welche in späteren Wartungsarbeiten beseitigt wurden. An den Klebverbindungen konnten keine Schäden durch optische Methoden festgestellt werden, auch sind keine Korrosionsschäden an den Klebfugen ersichtlich. Die zusätzlich angebrachten Schraubverbindungen sind so bemessen, dass diese sämtliche Lasten nach einem Versagen der Klebschichten abtragen können.

Wurden seit der Errichtung Reparaturen, Teilerneuerungen oder sonstige Wartungsarbeiten am Bauwerk durchgeführt?

Wenn ja, in welchem Zeitraum kam es dazu und in welchem Umfang erfolgten die Arbeiten?

Im Jahr 1988 kam es zu einer Ausbesserung von Korrosionsschäden.

2011 erfolgte weiter eine Sanierung, die vordergründig die technischen Einrichtungen (Rohrleitungen und Laufwege) sowie den Korrosionsschutz betraf. Zu diesem Zwecke wurden statische Berechnungen durchgeführt und einige Verstärkungsmaßnahmen getroffen. Außerdem wurde die Stahlkonstruktion vollständig gestrahlt (SA 3 gemäß DIN EN ISO 8501-1) und anschließend durch einen zeitgemäßen Korrosionsanstrich geschützt.

Stimmen Sie der Veröffentlichung des Gesprächsprotokolls im Rahmen der Dissertation zu?

Herr Ralf Zachau erklärte sich mit der Veröffentlichung des Gesprächsprotokolls einverstanden.