

Methodenvergleich einer Setzungsprognose mit unsicheren Baugrunddaten

Matthias Schönhardt, Karl Josef Witt, Frank Wuttke

Bauhaus-Universität Weimar

Zusammenfassung

Bei der Bemessung von Gründungselementen auf heterogenen Böden erhebt sich die Frage nach den repräsentativen Kenngrößen des Baugrundes. Durch die natürliche Genese oder durch künstliche Anschüttungen ergeben sich Schichtungen mit streuenden Bodenkenngrößen. Beispielhaft für die Gründung eines Bauwerkes auf einem rückverfüllten Tagebau werden hier mit Berücksichtigung der Streuung und Unsicherheit Setzungsprognosen erstellt. Die Datenbasis besteht zunächst aus Drucksondierdiagrammen. Diese wurde durch geophysikalische Messungen auf der Grundlage von Oberflächenwellen verbessert. Entgegen dem bisher üblichen Vorgehen, sollen natürlich anstehende Streuungen bei der Ermittlung des Scherwellenprofils innerhalb des Inversionsalgorithmus berücksichtigt werden. Die Setzungen werden konventionell errechnet. Die Versagenswahrscheinlichkeit, hier die Überschreitungswahrscheinlichkeit einer zulässigen Schiefstellung, wird analytisch und numerisch mit verschiedenen Methoden bestimmt. Anhand der Ergebnisse wird gezeigt, dass die Methoden in Abhängigkeit von der Form der Grenzzustandsgleichung partiell zu erheblichen Schwankungsbreiten im Ergebnis führen. Als weiteres Ergebnis zeigt sich die Notwendigkeit, infolge vorgegebener Randbedingungen die mögliche Streuung der Daten verfahrensspezifisch einzugrenzen.

Summary

Geotechnical performance needs to assess the site conditions and the representativeness of the data of the subsoil. Due to geological processes and man made fillings the soilmechanical properties of the different layers vary in space but also in the state of deformation. Statistical methodologies that consider these uncertainties are being applied for predicting the settlement of a footing of a wind power plant, located at a refilled brownfield. The data are obtained from core drillings and CPT and they are improved with geophysical measurements that delivers the shear modulus in an quantitative manner. A simplified limit state equation was used. Failure probabilities were calculated with different direct and indirect methods like FOSM, Hashofer-Lind and MC-simulation. The comparison of the results demonstrate two strong influences, the structure of the limit state equation and the distribution of the varying data. For the today's most used MCS-method the distribution of the data should be cut at both tails of variation. The borders can be estimated with help of the huge number of data, given from geophysical investigations.

1. Einführung

Geotechnische Nachweise und Bemessungen bauen auf Baugrundprofilen auf, die Unsicherheiten enthalten. In der Praxis geht man von konservativen Maßnahmen aus und berücksichtigt Sicherheitszuschläge. Eine andere Herangehensweise ist es, die Einflussparameter statistisch aufzubereiten und als unsichere Größen in der Grenzzustandsgleichung einzusetzen, um damit die Eintrittswahrscheinlichkeit eines definierten Versagenszustandes zu ermitteln. Hierzu stehen mehrere Bemessungsverfahren zur Verfügung, deren Aussagefähigkeit von der mathematischen Formulierung der Grenzzustandsfunktion und von der Verteilungsfunktion im Grenzzustand abhängen. In jedem Fall hat die Datengüte, der Umfang der verfügbaren Daten einen starken Einfluss auf die ermittelte Versagenswahrscheinlichkeit. Mit Hilfe unterschiedlicher Erkundungsmethoden, i. e. durch geophysikalische Erkundungen, können Daten aus direkten und indirekten Aufschlüssen gestützt durch die Anwendung statistischer Methoden in ihrer Unsicherheit eingegrenzt werden. Dies soll in diesem Beitrag beispielhaft gezeigt werden. Als praktisches Beispiel wurde die Gründung von Windkraftanlagen auf einem rückverfüllten Tagebau gewählt. Die Windkraftanlage soll flach gegründet werden. Als Grenzzustand wird die Gebrauchstauglichkeit, die Schiefstellung aufgrund von Setzungsunterschieden bei außermittigem Lastangriff, gewählt.

Zunächst wird als klassischer Ansatz ein ungünstiges Baugrundmodell betrachtet. Das Baugrundmodell wird danach in einer 1. Stufe präzisiert, in dem Ergebnisse von vorhandenen Drucksondierungen statistisch ausgewertet und mit empirischen Korrelationen verknüpft werden. In einer 2. Stufe werden die Baugrunddaten durch eigene geostatistische Messung verdichtet. Mit dem unterschiedlichen Grad der Baugrundmodellierung lässt sich der Zusammenhang zwischen Modellierungsunsicherheit und Versagenswahrscheinlichkeit demonstrieren. Die verschiedenen Verfahren sowie deren Voraussetzungen und Anwendungsgrenzen lassen sich dabei aufzeigen. Mit dem Beispiel soll zum einen gezeigt werden, wie mit relativ geringem Erkundungsaufwand unter Verwendung statistischer Methoden der Unschärfe der Baugrundmodellierung begegnet werden kann. Zum anderen soll demonstriert werden, welche Einschränkungen die theoretisch aufbereiteten Verfahren zur Ermittlung der Versagenswahrscheinlichkeit gegenüber den Simulationstechniken aufweisen.

2. Baugrundmodellierung

Nach einer konventionellen Auswertung der Aufschlüsse wurden für einen verlaufenden Bauabschnitt zwei Extreme charakteristische Baugrundprofile entwickelt, ein günstiges und ein ungünstiges. Die beiden Profile, die der ursprünglichen Bemessung der Fundamente zugrundeliegen, unterscheiden sich in den Steifigkeiten der einzelnen Schichten. Abweichend von diesen beiden Profilen wurden hier die oberen 10,0 m der Wiederverfüllung in 5 Schichten A-E unterteilt, Tabelle 1. Die Einteilung erfolgte zunächst subjektiv entsprechend dem über die Schichten gemessenen charakteristischen Sondierwiderstand q_{c1} . Der qualitative Verlauf der Drucksondierdiagramme lässt ebene Schichtungen erkennen, was auf eine annähernd horizontale Verkipfung des Tagebaus zurückzuführen ist. Die Grenztiefe der Untersuchung wurde mit $2x$ Fundamentbreite $\leq 30,0$ m vorgegeben. Da die Fundamentverdrehung $\tan \alpha$ für die

Gebrauchstauglichkeitsuntersuchung maßgebend ist, sind insbesondere die Schichten A und Schicht B in differenzielle Ebenen aufgelöst worden. In der Schicht F wird die Wiederverfüllung vom -10,0 m bis -30,0 m unter Geländeoberkante zusammengefasst. Der summarische Setzungsanteil s_x aus dieser Baugrundsicht ist vernachlässigbar klein. Auf die Schiefstellung hat diese Schicht nur einen untergeordneten Einfluss.

	Schicht A	Schicht B	Schicht C	Schicht D	Schicht E	Schicht F
Stichprobenumfang Drucksondierung / dyn. Erkundung	40	84	59	61	26	266
OK Schicht	0,00	-1,50	-4,50	-6,75	-9,00	-10,00
UK Schicht	-1,50	-4,50	-6,75	-9,00	-10,00	-30,00
Mächtigkeit	1,50	3,00	2,25	2,25	1,00	20,00

Tabelle 1: Schichten A-F der Wiederverfüllung

Die verschiedenen Drucksondierungen des Untersuchungsgebietes werden in einer Grundgesamtheit zusammengefasst. Räumliche Korrelationen werden aufgrund der Isotropie nicht untersucht. Die Kenngrößen aus den geophysikalischen Messungen werden zur nachträglichen Verbesserung der Aussagekraft des Baugrundmodells eingesetzt und zunächst nicht berücksichtigt. Die Lage der geophysikalischen Messungen und der bestehenden Erkundungen sind in Bild 1 gekennzeichnet.

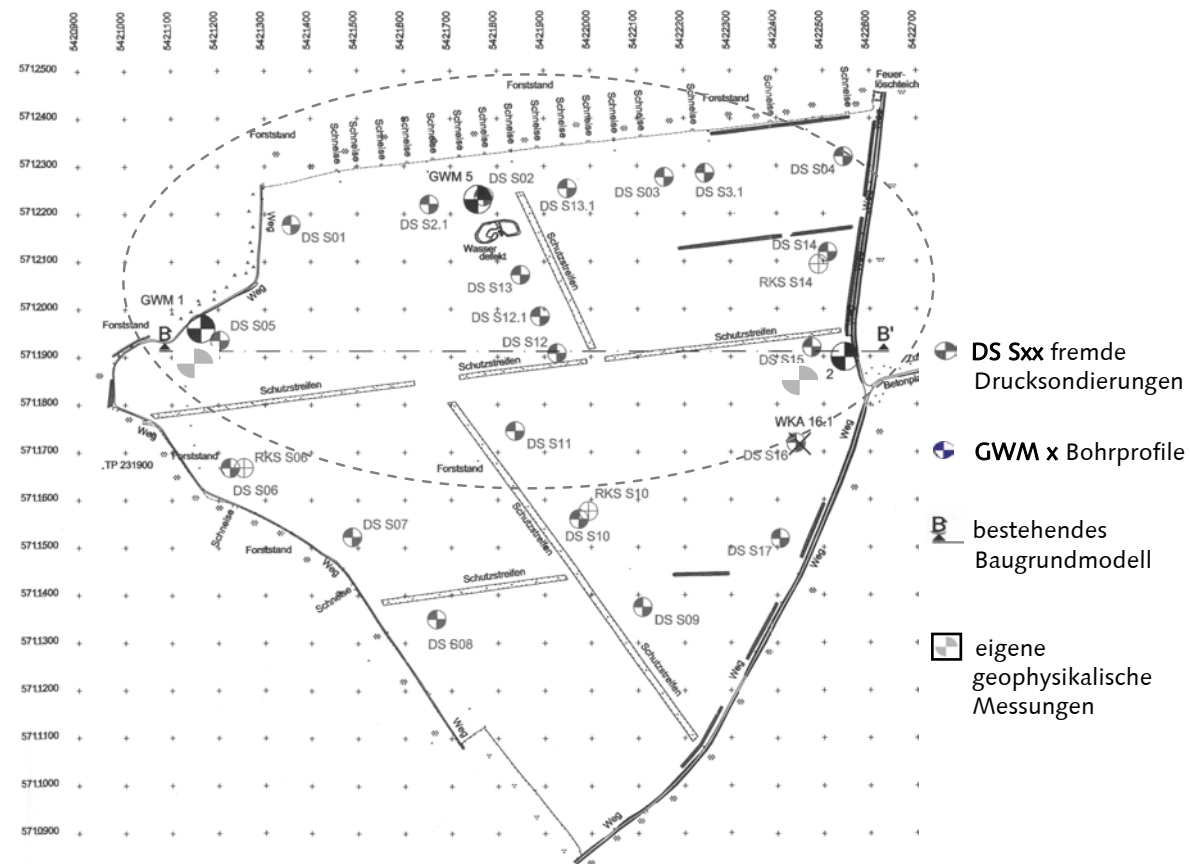


Bild 1: Untersuchungsgebiet Windpark Klettwitz

3. Geophysikalische Messung auf der Grundlage von Oberflächenwellen

Mittels geophysikalischen Erkundungen auf der Basis von Oberflächenwellen wurden zur Verbesserung des Baugrundmodells zusätzliche Untersuchungen vorgenommen. Es wird damit dem allgemeinen Problem in der Geotechnik, dem meist zu geringen Datenumfang, entgegengewirkt.

In den Messungen wurden die vertikal polarisierten Anteile der Oberflächenwellen, nach Anregung mit einem Hammer bzw. Fallgewicht, aufgezeichnet. Der Vorteil der Verwendung dieses Wellentyps liegt in der großen Empfindlichkeit dieser Wellen von der Scherfestigkeit des zu untersuchenden Mediums, womit die Aussagekraft für den hier interessierenden flachseismischen Bereich sehr hoch wird [Schmidt, Schönhardt, Wuttke 2001/1]. Die Geophone werden ausschließlich auf der Baugrundoberfläche positioniert. Als Ausleger kann wie bei den bekannten Reflexions- und Refraktionsmessungen ein äquidistanter oder auch in den Oberflächenwellenmessungen verdoppelnder Abstand der Geophone für ein Profil bzw. im „roll on“ Verfahren für einen Schnitt genutzt werden. Die Eingangskenngrößen zur Ermittlung des Scherwellenprofils, die Dispersionskurven, wurden hier auf der Grundlage des Phasendifferenzverfahrens ermittelt, da für das erwartete normal disperse Profil kein wesentlicher Anteil höherer Moden erwartet wurde. Diese Annahmen beziehen sich auf den Verlauf vorliegender Drucksondierung. Die notwendigen Dispersionsrelationen können unter Nutzung des Kreuzkorrelationstheorems zweier Signale

$$\Phi_{ij}(t) = \int_{-\infty}^{\infty} g_1(\tau) g_2(\tau + t) d\tau \leftrightarrow \Phi_{ij}(f) = \overline{G_1(f)} \cdot G_2(f) \quad (\text{Gl. 1a})$$

im Bildbereich aus dem entfalteten Phasengang bestimmt werden. Die frequenzabhängige Phasengeschwindigkeit ermittelt sich aus der Beziehung

$$c(f) = \frac{\Delta s \cdot 2\pi f}{\arctan \left\{ \frac{\Im(\Phi_{ij}(f))}{\Re(\Phi_{ij}(f))} \right\}} \quad (\text{Gl. 1b})$$

Aus der Kombination verschiedenster Aufnehmerkonfigurationen bildet sich die komplette Dispersionskurve heraus. Diese Vorgehensweise mit unterschiedlichen Inversionsalgorithmen ist der Literatur auch als SASW (Spectral Analysis of Surface Waves) bekannt geworden [Tokimatsu 1997]. Bei den anstehenden Untersuchungen wird von den üblichen Formulierungen und Verfahren abgewichen, um die immer vorhandene Variation von Messkurven in Versuchswiederholungen zu berücksichtigen. Der Vorteil dieser Vorgehensweise ist das Erfassen der Datenstreuung und der Unsicherheiten. Die eindeutige Lösung der zugrunde liegenden Analytik und Messdurchführung gilt ausschließlich für den jeweiligen zufälligen Startvektor.

Durch verschiedene systematische und variable Einflüsse, wie der Genauigkeit der Phasenermittlung, die Gerätefehler und natürliche Störungen ergibt sich ein streuender Datenbereich, Bild 2. Jeder Komponente unterliegt eine typische Dichte- und Verteilungsfunktion. Die aus der Kombination der Kenngrößen resultierende Dichteverteilung der Dispersionskurven tendiert zur Normalverteilung. Je nach Güte der durchgeführten Messungen und der vorhanden Störungen ergibt sich in Abhängigkeit der statistischen Parameter der einzelnen Kenngrößen an Stelle einer Dispersionskurve ein variierendes Band. Die charakteristische Dichtefunktion der Kenngrößen wurde hierzu beidseitig begrenzt. Als Grenzmaß wurden die Funktionswerte der kleinsten bzw. größten gemessenen Kenngröße einer Grundgesamtheit genutzt.

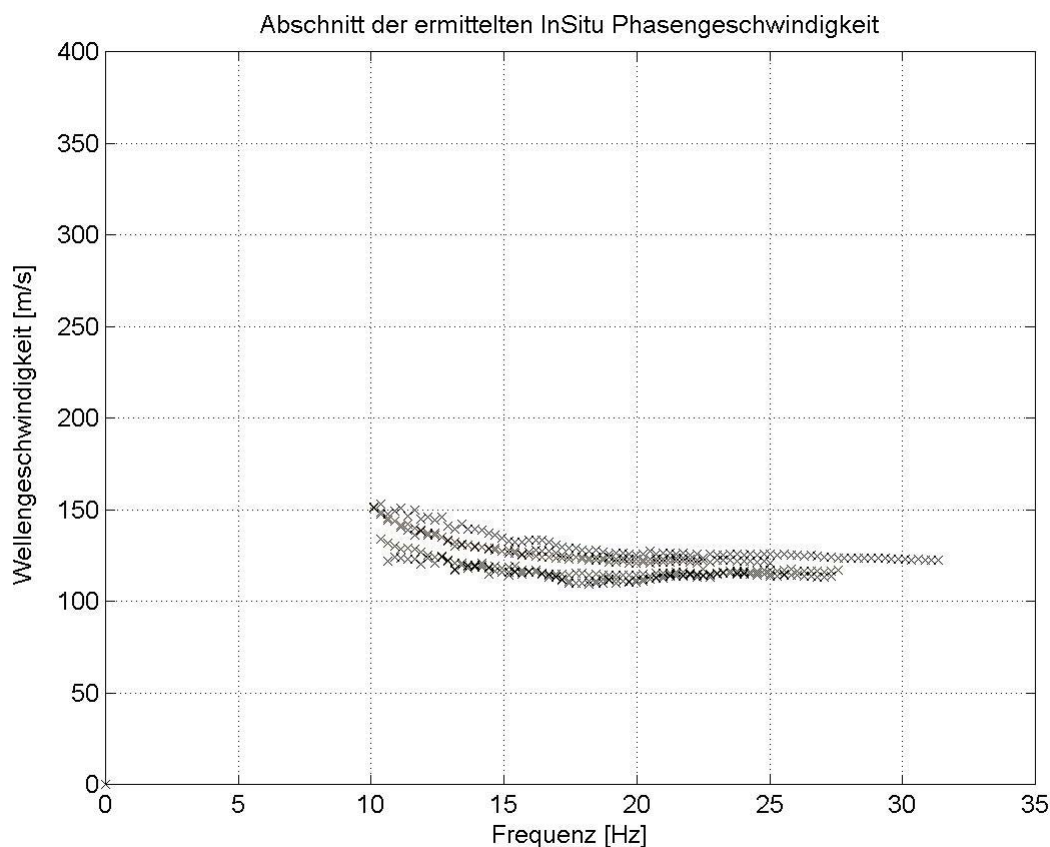


Bild 2: InSitu ermittelte Phasengeschwindigkeit

Die so ermittelten charakteristischen Kennwerte und deren statistische Parameter wurden im Inversionsalgorithmus numerisch berücksichtigt. In den hier unternommenen ersten Schritten dieser Berücksichtigung, wird die Inversion der variierenden Dispersionsdaten der Oberflächenwellen auf den Fundamentalmode beschränkt. Diese Annahme ist durch oben genannte Aussagen auch gerechtfertigt. Startwert der verschiedenen Inversionszyklen sind nun zufällige Dispersionskurven, womit ein entsprechend zufälliges Ergebnis, das Geschwindigkeitsprofil im Boden, aus der Zielfunktion ermittelt wird. Die Konvergenz der gemessenen mit den synthetischen Daten während des Inversionsvorganges wird durch Optimierungsverfahren im Inversionsalgorithmus erzielt. Verschiedene Strategien sind dazu in der Literatur bekannt. Im vorliegenden Algorithmus wird ein Gradientenverfahren mit einem kleinsten Fehlerquadrat-

Abbruchkriterium genutzt. Das Ergebnis ist eine Verteilung der variierenden Scherwellengeschwindigkeiten v_s in den entsprechenden Tiefen mit entsprechenden Dichtefunktionen, Bild 3. Diese sind Grundlage für die weitere Ermittlung der entsprechenden Schubmodule G_o , welche nach [Schmidt, Schönhardt, Wuttke 2001/2], [Schmidt 2001] die Anfangsmodule in einem Modul-Verzerrungsdiagramm darstellen.

$$q_{c1} = \left(\frac{q_c}{p_a} \right) \sqrt{\left(\frac{p_a}{\sigma'_v} \right)} \quad (\text{Gl. 1c})$$

Hierbei ist q_c der Messwert des Drucksondierung, p_a der atmosphärische Druck σ'_v die vertikale Bodenspannung aus Eigenlast.

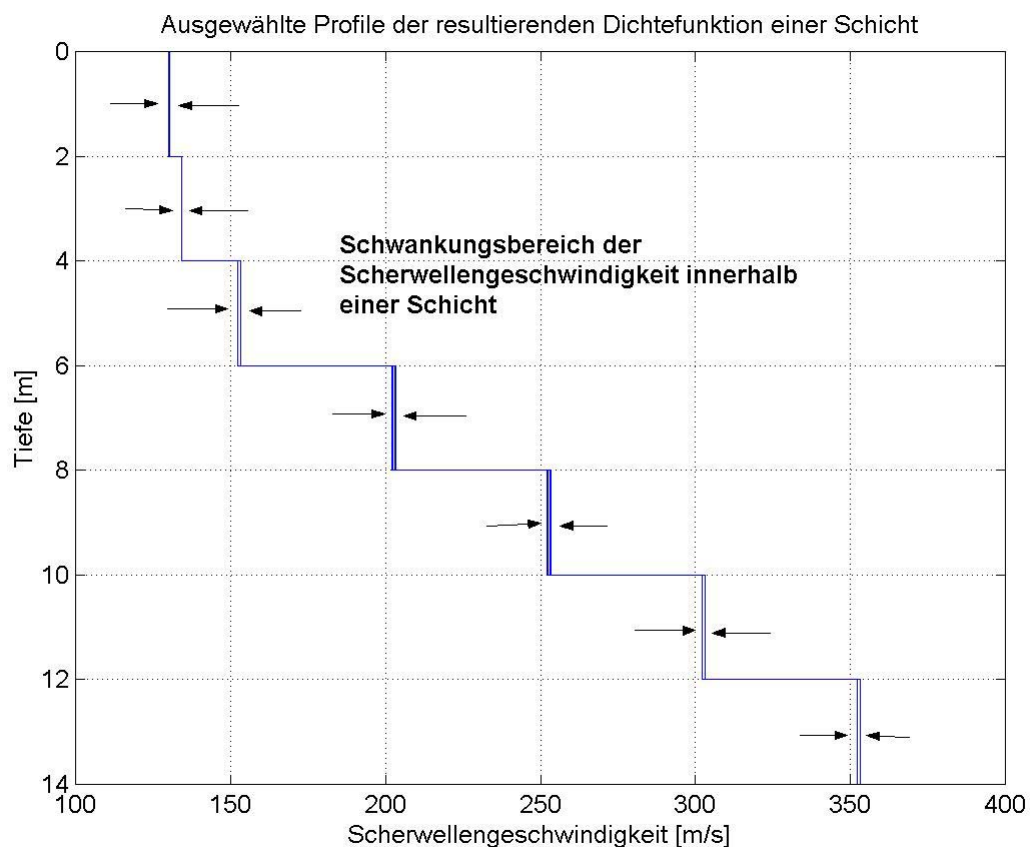


Bild 3: Dichtefunktionen des Scherwellenprofils der geophysikalischen Messung

Die verschiedenen Schermodule wurden den Vorinformationen unter Verwendung von Vertrauensgrenzen zugeordnet. Damit können die so erhaltenen Ergebnisse weiter in die Betrachtungen von streuenden und unsicheren Kennwerte des untersuchten Gebietes als wesentlich erweiternder Bestandteil eingehen.

4. Ermittlung der charakteristischen Kenngrößen

Aus den 19 Drucksondierungen wurden die Sondierwiderstände q_{c1} der Sondierdiagramme aller 25 cm entnommen und in einer Grundgesamtheit zusammengefasst. Differentielle Zwischenwerte wurden linear interpoliert. Diese Datengesamtheit wurde für die Schichten A-F ausgewertet. Der Anfangsschubmodul G_0 wurde unter Verwendung der Zusammenhänge in Bild 4 ermittelt.

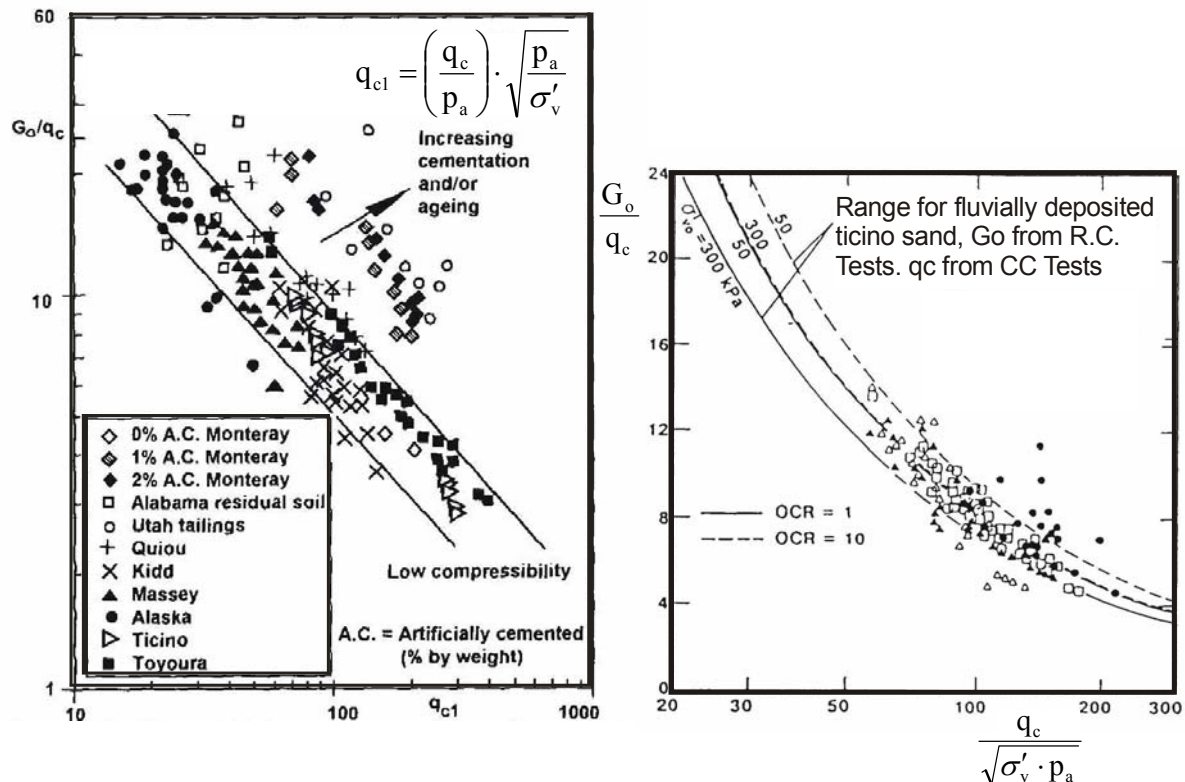


Bild 4: Zusammenhang zwischen Spitzendruck q_c der CPT Messung und dem maximalen Schermodul G_0 nach FAHEY 1998

Für die Anfangsschubmoduln konnte stets die Normalverteilung zugrunde gelegt werden. Nach der Eliminierung der Ausreißer auf der Grundlage der Tests nach Nalimov, Pearson und Tukey unter der Vorgabe des 5% Fraktils erfüllten lediglich die Schichten 1 und 4 den Test auf Normalverteilung nach David nicht. Die Nullhypothese für den χ^2 -Test, den G-Test sowie der klassische K-S Test konnte für das 5% Fraktil bestätigt werden. Die charakteristischen Kennwerte wurden als unteres 5% Fraktile der Mittelwertverteilung nach den Empfehlungen des EC7 ermittelt. Die Poisson-Zahl der Wiederverfüllung ist mit $\nu = 0,35$ aus Laboruntersuchungen vorgegeben. Aus den elastischen Beziehungen im Halbraum wurde der Anfangssteifemodul E_{s0} für die einzelnen Schichtungen bestimmt.

$$G_o = \frac{E_o}{2 \cdot (1 + \nu)} \quad (\text{Gl. 2})$$

$$E_{so} = \frac{1 - \nu}{1 - \nu - 2 \cdot \nu^2} \cdot E_o = \frac{1 - \nu}{1 - \nu - 2 \cdot \nu^2} \cdot 2 \cdot (1 + \nu) \cdot G_o = \frac{2 - 2\nu^2}{1 - \nu - 2 \cdot \nu^2} \cdot G_o \quad (\text{Gl. 2a})$$

$$E_{so} = 4,33 \cdot G_o \quad \text{oder} \quad \frac{1}{E_{so}} = 0,231 \cdot \frac{1}{G_o} \quad (\text{Gl. 3})$$

Die so abgeleiteten charakteristischen Kennwerte mit dem Erwartungswert $E[x]$ und der Streuung $E[x]^2$ des Anfangssteifemodul E_{so} sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Sie bilden die Grundlage für die Gebrauchstauglichkeitsuntersuchung. Die Resultate der geophysikalischen Messung sind hier noch nicht berücksichtigt.

	Schicht A	Schicht B	Schicht C	Schicht D	Schicht E	Schicht F
Anfangsschermodul G_o (NV) [MN/m ²] $E[x] / E[x]^2$	18.400 3.470	32.300 4.870	44.600 3.080	52.500 2.610	56.800 2.180	115.540 31.401
Anfangsschermodul G_o (LNV) [MN/m ²] $E[x] / E[x]^2$	18.400 3.960	32.600 4.840	44.600 3.080	52.500 2.620	56.800 2.170	121.225 34.456
Anfangssteifemodul $E_{so} = 4,33 G_o$ (NV) [MN/m ²] $E[x] / E[x]^2$	79.672 15.025	139.859 21.087	193.118 13.336	227.325 11.301	245.944 9.439	500.288 135.966
charakteristischer Kennwert E_o [MN/m ²]	75.630	136.063	190.190	224.489	242.716	486.590

Tabelle 2: Charakteristischer Kennwert und statistische Maßzahlen des Anfangsschubmoduls G_o und des Anfangssteifemoduls E_{so}

5. Untersuchung der Gebrauchstauglichkeit

5.1 Grenzzustandsgleichung

Die gleichmäßige Setzung s_m und der Schiefstellungsanteil s_x werden auf der Grundlage der abgeleiteten Steifigkeiten und fester geometrischer Fundamentabmessungen direkt mit Setzungsbeiwerten ermittelt. Die Gleichung 4 ist für $1/E_{oi}$ eine Linearkombination.

$$s_m + s_x = \sigma_o \cdot b \cdot \left[\frac{f_1}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_i - f_{i-1})}{E_{m,i}} \right] + \frac{M_y}{b^3} \cdot \left[\frac{f_{x,1}}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_{x,i} - f_{x,i-1})}{E_{m,i}} \right] \quad (\text{Gl. 4})$$

Die Fundamentlasten werden den Herstellerrichtlinien entnommen.

$$\begin{aligned} M_y &= 48515 \text{ kNm} && \text{(maximales statisches Moment aus der Windbeanspruchung)} \\ F_z &= 3100 \text{ kN} && \text{(Vertikalkraft abzgl. des erforderlichen Baugrubenaushubes für} \\ &&& \text{das Einzelfundament mit der mittleren Höhe } h_m = 2,0\text{m)} \end{aligned}$$

Dynamische Beanspruchungen werden in diesem Beispiel nicht berücksichtigt. Die Beanspruchungen werden als deterministisch vorausgesetzt, da keine statistischen Parameter bekannt sind. Die zulässige Schiefstellung $\tan \alpha$ der Windkraftanlage ist vorgegeben.

$\tan \alpha = 0,008$
 zul $s_m = 0,05m$

Die Grenzzustandsfunktion, Gleichung 5, ergibt sich durch die Grenzabstandsdefinition. Der Bemessungspunkt wird mit $g(x) = 0$ definiert.

$$s_m + s_x = \sigma_o \cdot b \cdot \left[\frac{f_1}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_i - f_{i-1})}{E_{m,i}} \right] + \frac{M_y}{b^3} \cdot \left[\frac{f_{x,1}}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_{x,i} - f_{x,i-1})}{E_{m,i}} \right] = 0,05m + 0,008 \cdot \frac{b}{2}$$

$$g(x) = \sigma_o \cdot b \cdot \left[\frac{f_1}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_i - f_{i-1})}{E_{m,i}} \right] + \frac{M_y}{b^3} \cdot \left[\frac{f_{x,1}}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_{x,i} - f_{x,i-1})}{E_{m,i}} \right] - [0,05 + 0,004 \cdot b] = 0 \quad (Gl. 5)$$

Da die mittleren Setzungen kein Kriterium der Gebrauchstauglichkeit darstellen werden die Berechnungen auf die Auswertung der Schiefstellung eingeschränkt. Die Grenzzustandsfunktion reduziert sich auf

$$g\left(\frac{1}{E_{mi}}\right) = \frac{M_y}{b^3} \cdot \left[\frac{f_{x,1}}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_{x,i} - f_{x,i-1})}{E_{m,i}} \right] - 0,008 \quad (Gl. 6)$$

Der Anfangsschubmodul G_o gilt nach [Atkinson 2000] ausschließlich für kleine Scherdehnung $\gamma \sim 10^{-4}$. Bis zu Scherdehnungen $\gamma \sim 10^{-1}$ nimmt der Schubmodul etwa linear ab.

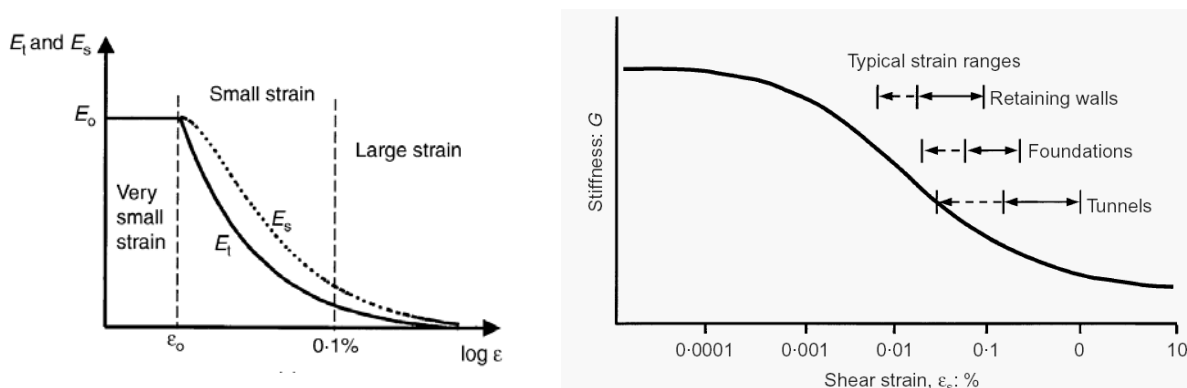


Bild 5: Charakteristisches Spannungs-Dehnungsverhalten / Einfache Steifigkeitsparameter logarithmisch dargestellt für nicht lineare Baugrundverhältnisse nach [Atkinson 2000]

Die Abhängigkeit des Schermoduls von der Scherdehnung wurden zunächst in Anlehnung an die Resultate nach [Atkinson 2000], [Yamashita 2000] festgelegt, Bild 5. Der Steifemodul E_o für kleine Dehnungen ϵ ergibt sich aus den geophysikalische Messungen. Der minimale Stei-

femodulmodul $E_{m,\min}$ wurde aus den Laborerkundungen übernommen. Dieser bezieht sich auf den erwarteten Spannungszustand und die damit verbundene mittlere Setzung.

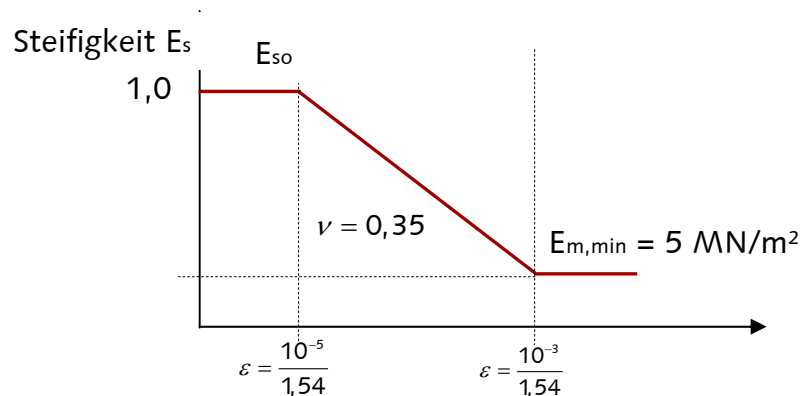


Bild 6: Empirischer Zusammenhang zwischen dem Steifemodul und der elastischen Dehnung

Der bilineare Zusammenhang wird in diesem Beispiel für die Kalibrierung der Berechnung genutzt. Die Schiefstellung $\tan \alpha$ ist insbesondere vom aktuellen Steifemodul abhängig. Unmittelbar unterhalb der Fundamentfläche sind die elastischen Dehnungen maximal, so dass der Anfangssteifemodul stärker abgemindert werden muss als in tiefer gelegenen Verfüllbereichen. Daher wurden in den Berechnungen die Schichten A und B in bis zu 50 Unterschichten diskretisiert. Durch eine an der Professur Grundbau entwickelte Softwareanwendung wurde die analytische und numerische Simulation ausgeführt.

5.2 Grenzen der zulässigen Versagenswahrscheinlichkeit

Die Beurteilung der Gebrauchstauglichkeit bzw. der Versagenswahrscheinlichkeit einer Konstruktion, beschrieben durch eine Grenzzustandsfunktion, ist subjektiv. Dieser Beitrag stützt sich auf die Festlegungen in [Deutsches Institut für Normung 1980], [Späthe 1992]. Bei normalverteilten Basisvariablen kann die Versagenswahrscheinlichkeit mit Gleichung 7 ermittelt werden.

$$\beta = \frac{\mu_{X_i}}{\sigma_{X_i}} = \frac{E[X_i]}{\sqrt{E[X_i]^2}} = \frac{E[X_i]}{\sqrt{\text{Var}[X_i]}}$$

$$p_f = \frac{1}{2 \cdot \pi} \cdot \int_{-\infty}^0 e^{-\frac{1}{2} \left(\frac{g(X_i)}{\sigma_{g(X_i)}} - \beta \right)^2} d \left(\frac{g(X_i)}{\sigma_{g(X_i)}} \right) = \Phi(-\beta) \quad (\text{Gl. 7})$$

Für verschiedene Beanspruchungsvarianten wurden in [Deutsches Institut für Normung 1980] für die Tragfähigkeits- und die Gebrauchstauglichkeitsuntersuchungen die Kennwerte in Tabelle 3 definiert. Für die weiteren Nachweise wird zul $\beta = 3,0$ und damit $p_f = 1,35 \cdot 10^{-4}$ angenommen.

Mögliche Folgen von Gefährdungen, die		Sicherheitsklasse
vorwiegend die Tragfähigkeit betreffen	vorwiegend die Gebrauchsfähigkeit betreffen	
keine Gefahr für Menschenleben und geringe wirtschaftliche Folgen	geringe wirtschaftliche Folgen, geringe Beeinträchtigung der Nutzung	1
Gefahr für Menschenleben und/oder beachtliche wirtschaftliche Folgen	beachtliche wirtschaftliche Folgen, beachtliche Beeinträchtigung der Nutzung	2
große Bedeutung der baulichen Anlage für die Öffentlichkeit	große wirtschaftliche Folgen, große Beeinträchtigung der Nutzung	3

Art des Grenzzustandes	Sicherheitsklasse		
	1	2	3
Gebrauchsfähigkeit	2,5 / 6,21 · 10 ⁻³	3,0 / 1,35 · 10 ⁻³	3,5 / 1,35 · 10 ⁻⁴
Tragfähigkeit	4,2 / 1,34 · 10 ⁻⁵	4,7 / 1,30 · 10 ⁻⁶	5,2 / 9,98 · 10 ⁻⁸

Tabelle 3: Sicherheitsindex β für definierte Sicherheitsklassen in dem Bezugszeitraum von einem Jahr

5.3 Auswertung der Grenzzustandsfunktion

Die Auswertung der Grenzzustandsfunktion erfolgt für eine quadratische Einzelgründung mit den Seitenabmessungen 11,25m x 11,25m. Diese Abmessungen resultieren aus der ermittelten Schiefstellung auf der Grundlage der vorgegebenen Extrembaugrundprofile. Für diese wurden die Schiefstellungen s_x ermittelt.

„günstiges“ Baugrundprofil $\tan \alpha = 0,008$

„ungünstiges“ Baugrundprofil $\tan \alpha = 0,011$

5.3.1 Deterministische Berechnung

Die Grenzzustandsfunktion $g(1/E_m)$ wird zunächst unter der Annahme charakteristischer Baugrundkenngrößen ausgewertet. Der Zusammenhang zwischen Steifigkeit und Dehnung wurde nach Bild 6 berücksichtigt, so dass der Anfangssteifemodul der jeweiligen Absolutdehnung angepasst wird. Die Anpassung erfolgt im Rahmen des Softwarealgorithmus rekursiv. Die Schichten A-B wurden hierzu in 50 Unterschichten diskretisiert.

vertikale mittlere Setzung $s_m = 0,0025 \text{ m}$

Schiefstellung aus M_y $s_x = 0,0289 \text{ m}$

$\tan \alpha = 0,005$

Diesen Ergebnissen liegen die charakteristischen Baugrundkenngrößen zugrunde, die mit statistischen Methoden nach EC7 aus den Resultaten der diversen Drucksondierungen errechnet

wurden. Die ermittelten Schiefstellungen unterschreiten die zulässige Schiefstellung, die Gebrauchstauglichkeit der Windkraftanlage ist daher gewährleistet.

5.3.2 Monte-Carlo-Simulation

Die Monte-Carlo-Methode ist eine einfache Methode zur Auswertung numerisch aufwendiger Prozesse. Zur Lösung der Grenzzustandsgleichung $g(1/E_{m,i}) = 0$ wird ein Satz Zufallszahlen ($1/E_{m1}, \dots, 1/E_{mn}$) unter Berücksichtigung der Verteilungsfunktion der jeweiligen Zufallsvariablen erzeugt und in die Grenzzustandsgleichung eingesetzt. Nach mehrmaliger Wiederholung erhält man eine Stichprobe, die mit den Regeln der Statistik ausgewertet wird. Ist die Stichprobe ausreichend groß, so sind die Häufigkeitsverteilungen Näherungswerte für die Wahrscheinlichkeiten. Die Monte-Carlo-Simulation wird allgemein für unabhängige Kenngrößen angewendet. In Sonderfällen kann durch die Variation des Parameterraums auch die Auswertung einer Grenzzustandsfunktion mit statistisch abhängigen Variablen ermöglicht werden [Kummer 1986], [Ziellinski 1978]. Der Rechenalgorithmus bezieht sich auf die deterministische Auswertung. Für die Zufallsparameter $1/E_{m,i}$ werden Zufallszahlen ohne Einschränkung der Dichtefunktion unter Verwendung der statistischen Parameter ermittelt. Es besteht zwischen den statistischen Parametern der Zufallsgröße $X = E_m$ und $Y = 1/E_m$ der folgende Zusammenhang [Plate 1993].

$$Y = X^{-1}$$

$$m_{yq} = \int_{-\infty}^{+\infty} (x^{-1})^q \cdot f_x(x) dx = m_{x(s-q)} \quad (\text{Gl. 8})$$

Dieses Integral wurde für das 1. und 2. Moment numerisch gelöst. Um die definierte Versagenswahrscheinlichkeit ermitteln zu können sind nach mindestens 10^5 Realisationen erforderlich. Soll die Rechengenauigkeit um den Faktor 10 erhöht werden, so ist die Anzahl der Realisationen um den Faktor 10^2 zu steigern.

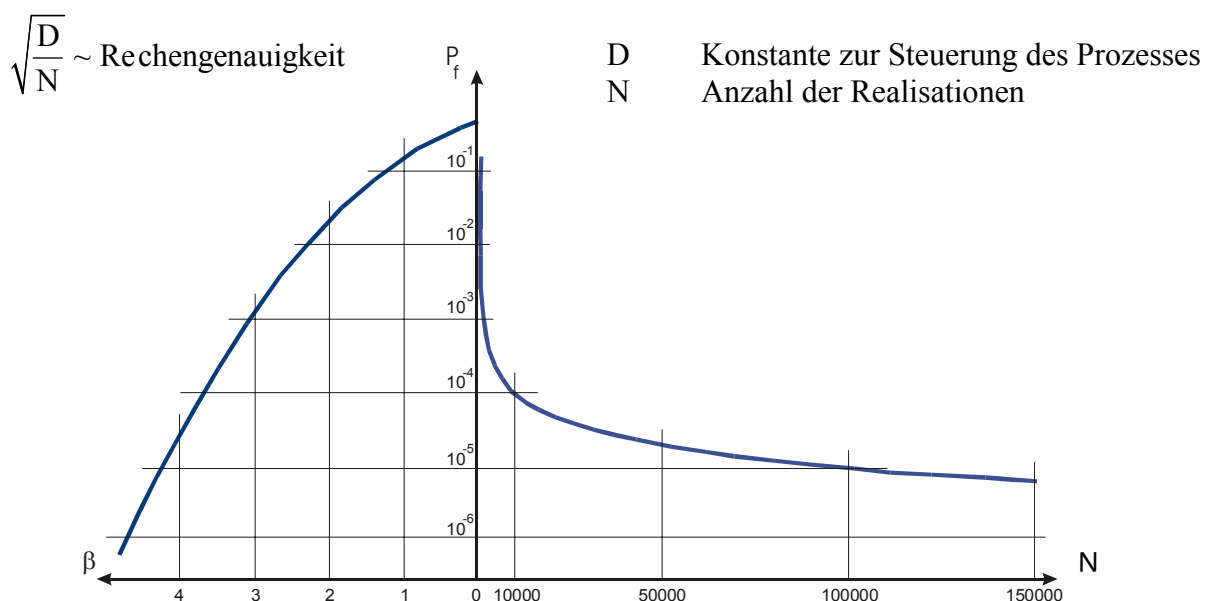


Bild 7: Abhängigkeit zwischen dem probabilistischen Sicherheitsmaß p_f und der erforderlichen Realisationsanzahl N nach [Müller 1979]

Die numerische Auswertung der Grenzzustandsgleichung wurde für 10^5 - 10^7 Realisationen ausgewertet. Mit dem Anwachsen der Realisationen stabilisierte sich die ermittelte Versagenswahrscheinlichkeit p_f . Die Berechnungen wurden für Fundamentbreiten von 10,0 – 11,30m ausgeführt.

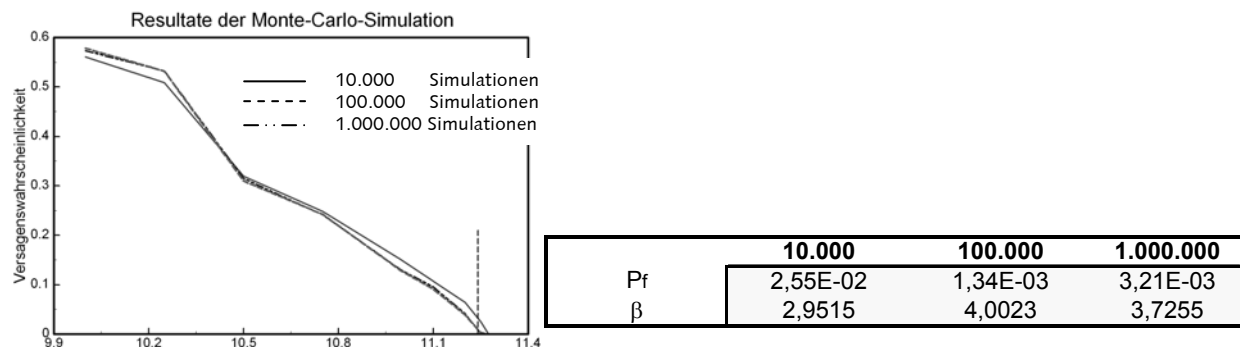


Bild 8: Auswertung der Mont-Carlo-Simulation für verschiedene Fundamentbreiten / Versagenswahrscheinlichkeit p_f für die Fundamentbreite von 11,25m

Für die Fundamentabmessungen 11,25 x 11,25m wurde die vorgegebenen Grenzversagenswahrscheinlichkeit unterschritten und die Gebrauchstauglichkeit nachgewiesen.

5.3.3 Sicherheitsindex nach Cornell [Cornell 1969]

Der Sicherheitsabstand $Z \neq \beta$ wird über die spezielle Grenzzustandsgleichung definiert. Der Sicherheitsabstand ist gleichungsabhängig und variant gegenüber der mathematischen Umordnungen in $g(x)$, da die eingehenden Basisvariablen nicht normiert sind. Er ist daher nur bedingt geeignet.

$$Z = g(X_1, X_2, \dots, X_m) = c_0 + \sum_{i=1}^m c_i \cdot X_i$$

$$Z = g(1/E_{m1}, 1/E_{m2}, \dots, 1/E_{mn}) = -0,008 + \frac{M_y}{b^3} \cdot \left[\frac{f_{x,1}}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_{x,i} - f_{x,i-1})}{E_{m,i}} \right] \quad (\text{Gl. 9})$$

Für den Grenzabstand Z gilt damit allgemein

$$E[Z] = m_Z = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int g(x_1, x_2, \dots, x_m) \cdot f_X(x_1, x_2, \dots, x_m) \prod_i dx_i \quad (\text{Gl. 10})$$

$$\text{Var}[Z] = \sigma_Z^2 = \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int \left(g(x_1, x_2, \dots, x_m) - E[g(X_1, \dots, X_m)] \right)^2 \cdot f_X(x_1, x_2, \dots, x_m) \prod_i dx_i \quad (\text{Gl. 11})$$

und für den vorgegebenen Grenzzustand mit den Randbedingungen statistisch unabhängiger Kenngrößen (Kovarianz $\text{Cov}[E_{m,i}; E_{m,j}] = 0$)

$$E[Z] = -0,008 + \frac{M_y}{b^3} \cdot \left[\frac{f_{x,1}}{E[E_{m,1}]} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_{x,i} - f_{x,i-1})}{E[E_{m,i}]} \right] \quad (\text{Gl. 12})$$

$$\text{Var}[Z] = \frac{M_y}{b^3} \cdot \left[f_{x,1}^2 \cdot E \left[\frac{1}{E_{m,1}} \right]^2 + \sum_{i=2}^n (f_{x,i} - f_{x,i-1})^2 E \left[\frac{1}{E_{m,i}} \right]^2 \right] + \text{Kovarianzanteile} \quad (\text{Gl. 13})$$

Der Sicherheitsabstand β_c ist als Verhältnis von Erwartungswert zu Standardabweichung definiert. Für unterschiedliche Formulierungen der Grenzzustandsgleichung werden verschiedene β_c ermittelt. Die Definition von β_c entspricht grundsätzlich der Definition des bereits erwähnten Sicherheitsabstandes β .

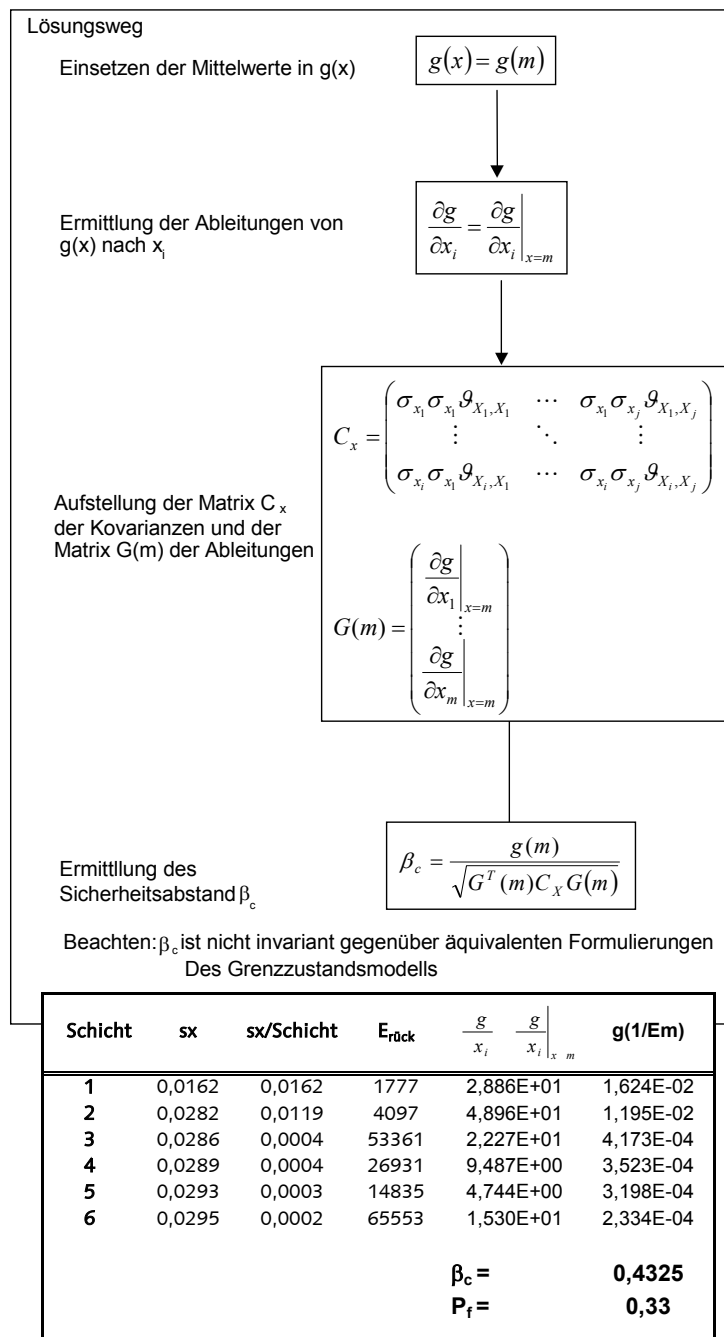


Bild 9: Sicherheitsindex nach [Cornell 1969] – Algorithmus und Resultat der Auswertung

Der ermittelte Sicherheitsindex ergibt eine Versagenswahrscheinlichkeit von 33%. Die erhebliche Abweichung zu den anderen Resultaten entsteht durch das konstante Restglied in der Funktion Grenzzustandfunktion sowie die fehlende Normierung der Basisvariablen.

5.3.4 Sicherheitsindex nach Hasofer und Lind [Hasofer, Lind 1974]

Entgegen der Definition des Sicherheitsindex nach Cornell wird der Sicherheitsindex nach Hasofer/Lind β_{HL} unter Nutzung der normierten Basisvariablen ermittelt. Der Sicherheitsindex ist dann der kürzeste Abstand zwischen Koordinatenursprung und der Grenzzustandgleichung im standardisierten Raum. Dieser Sicherheitsindex wurde erstmals von Hasofer und Lind vorgeschlagen. Eine nichtlineare Grenzzustandgleichung $g(x) = 0$ wird zunächst durch eine Transformation auf standardisierte Größen Y_i mit Erwartungswert $m_{y_i} = 0$ und Standardabweichung $\sigma_{y_i} = 1$ überführt. Nach der Standardisierung ergibt sich die Grenzzustandfunktion $h(y)$.

$$h(y) = g(m_{x_1} + \sigma_{x_1} \cdot y_1, m_{x_2} + \sigma_{x_2} \cdot y_2, \dots, m_{x_m} + \sigma_{x_m} \cdot y_m) = 0$$

$$g(x) = 0 = \sigma_o \cdot b \cdot \left[\frac{f_1}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_i - f_{i-1})}{E_{m,i}} \right] + \frac{M_y}{b^3} \cdot \left[\frac{f_{x,1}}{E_{m,1}} + \sum_{i=2}^n \frac{(f_{x,i} - f_{x,i-1})}{E_{m,i}} \right] - [0,05 + 0,004 \cdot b] \quad (\text{Gl. 14})$$

$$h(x) = 0 = \sigma_o \cdot b \cdot \left[\frac{f_1}{E[E_{m,1}]} + \sqrt{E\left[\frac{1}{E_{m,1}}\right]^2} \cdot y_{E,1} + \sum_{i=2}^n \left[\frac{(f_i - f_{i-1})}{E[E_{m,i}]} + \sqrt{E\left[\frac{1}{E_{m,i}}\right]^2} \cdot y_{E,i} \right] \right] + \frac{M_y}{b^3} \cdot \left[\frac{f_{x,1}}{E[E_{m,1}]} + \sqrt{E\left[\frac{1}{E_{m,1}}\right]^2} \cdot y_{E,1} + \sum_{i=2}^n \left[\frac{(f_{x,i} - f_{x,i-1})}{E[E_{m,i}]} + \sqrt{E\left[\frac{1}{E_{m,i}}\right]^2} \cdot y_{E,i} \right] \right] - [0,05 + 0,004 \cdot b] \quad (\text{Gl. 15})$$

mit

$$y_{E,i} = \frac{\frac{1}{E_i} - E\left[\frac{1}{E_i}\right]}{\sqrt{E\left[\frac{1}{E_i}\right]^2}} = \frac{\frac{1}{E_i} - \frac{1}{E_{m,i}}}{\sigma_{\frac{1}{E_i}}} \quad \forall E_i \neq 0 \quad (\text{Gl. 16})$$

Der Sicherheitsindex β_{HL} ergibt sich dann zu

$$\beta_{HL} = \min \left\{ \sqrt{\sum_{i=2}^m y_{E,i}^2} \mid h(y_{E,1}, y_{E,2}, \dots, y_{E,m}) = 0 \right\} \quad (\text{Gl. 17})$$

Der Algorithmus ist rekursiv, die Anzahl der Schleifen ist abhängig von der subjektiv definierten Fehlerabweichung zwischen zwei aufeinander folgenden Rechenschritten.

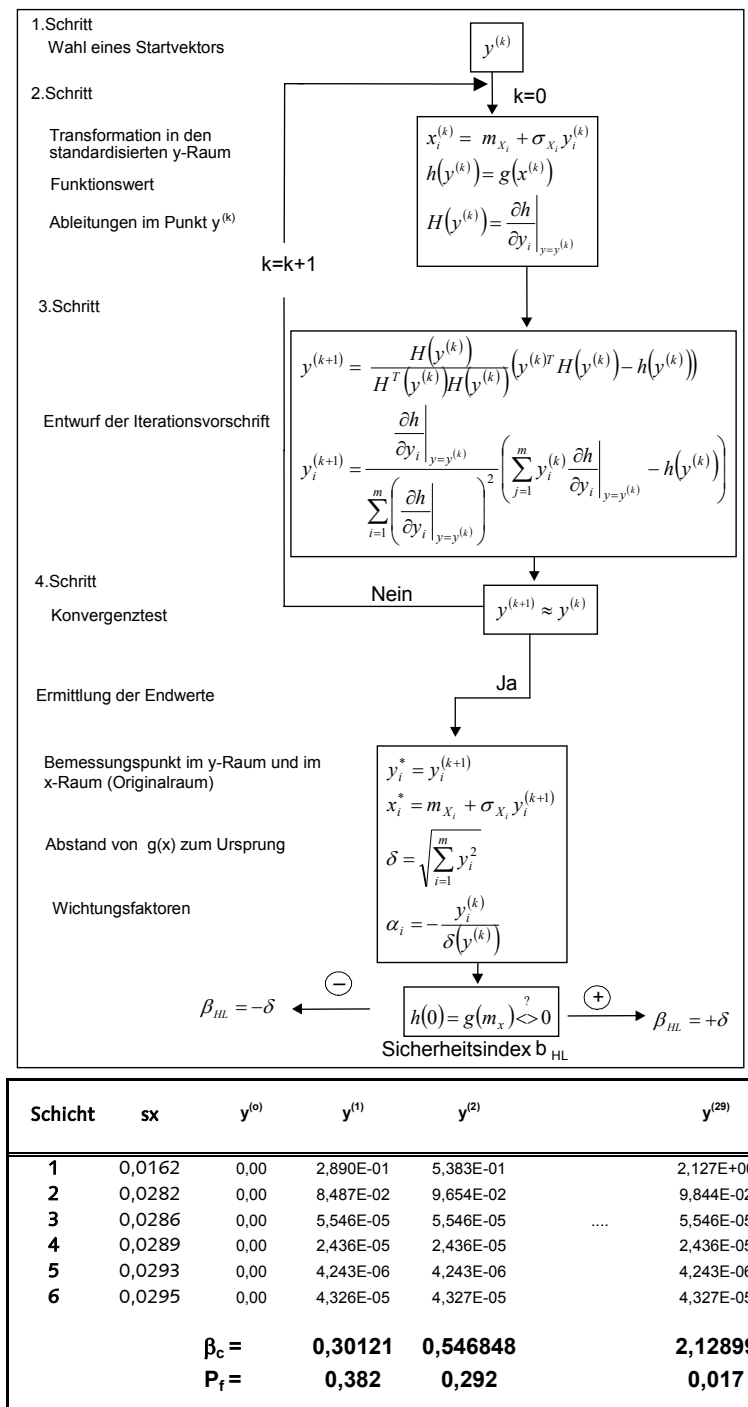


Bild 10: Sicherheitsindex nach [Hasofer, Lind 1974] – Algorithmus und Resultat der Auswertung

Die ermittelte Versagenswahrscheinlichkeit für die vorgegebenen Fundamentabmessungen nähert sich dem Resultat der Monte-Carlo-Simulation an. Der Sicherheitsindex ist dabei invariant gegenüber der Grenzzustandsfunktion. Die Verteilungsfunktion der einzelnen Basisvariablen wird gegenüber der numerischen Simulation nicht berücksichtigt. Dies erweist sich für eine geringe Anzahl von Kenngrößen mit verschiedenen Verteilungsfunktionen als nachteilig bsp. gegenüber der Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung. Des Weiteren erfolgt die Bestimmung

von β_{HL} stets an einem lokalen Minimum. Das abgeleitete Sicherheitsniveau ist ebenfalls lokal. Durch Extremwertuntersuchung der Grenzzustandsfunktion oder numerische Simulation des Startvektors sind Extrembereiche vorab zu lokalisieren. Zum Verlauf des Sicherheitsniveaus in unmittelbarer Nachbarschaft des Untersuchungspunktes können keine Aussagen getroffen werden.

5.3.4 Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung [Rackwitz, Fießler 1978]

Die Zuverlässigkeitsmethode 1. Ordnung setzt voraus, dass der Verteilungstyp der Basisvariablen bekannt ist. Die ursprüngliche Entwicklung erfolgte durch Lind, Rackwitz und Fießler auf welcher die Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung aufbaut. Der Rechenvorgang selbst ist iterativ. Äquivalent zum Sicherheitsindex nach Hasofer/Lind sind die Basisvariablen zu normieren.

$$y_{E,i} = \frac{\frac{1}{E_i} - E\left[\frac{1}{E_i}\right]}{\sqrt{E\left[\frac{1}{E_i}\right]^2}} = \frac{\frac{1}{E_i} - \frac{1}{E_{m,i}}}{\sigma_{\frac{1}{E_i}}} \quad \forall E_i \neq 0 \quad (\text{Gl. 18})$$

Im Raum der normierten Basisvariablen ist nach der Wahl eines geeigneten Startvektors $y_{E,i0}$ der zugehörige Vektor im Ausgangsraum $1/E_{m,i}$ unter Verwendung der jeweiligen Verteilungsfunktionen zu ermitteln.

$$\frac{1}{E_{m,i}} = F_{\frac{1}{E_{m,i}}}^{-1} \left(\Phi(y_{E,i}^{(0)}) \right) \quad (\text{Gl. 19})$$

Für diesen wird die Grenzzustandsfunktion aufgestellt und die partiellen Ableitungen ermittelt.

$$h(y^{(0)}) = g\left(\left(\frac{1}{E_m}\right)^{(0)}\right) = g\left(F_{\frac{1}{E_{m,i}}}^{-1} \left(\Phi(y_m)\right)\right)$$

$$\frac{\partial h(y)}{\partial y_i} \Big|_{y=y^{(0)}} = \frac{\partial g\left(\frac{1}{E_{m,i}}\right)}{\partial \frac{1}{E_{m,i}}} \Big|_{\frac{1}{E_m} = \left(\frac{1}{E_m}\right)^{(0)}} \cdot \frac{\varphi(y_i^{(0)})}{f_{\frac{1}{E_{m,i}}}\left(\frac{1}{E_m}\right)^{(0)}} \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (\text{Gl. 20})$$

Der Sicherheitsindex β ist äquivalent dem Sicherheitsindex nach Hasofer/Lind im Bemessungspunkt definiert.

$$p_f \approx \Phi(-\beta) \quad (\text{Gl. 21})$$

Die Versagenswahrscheinlichkeit p_f lässt sich direkt ableiten. Die Konvergenz entwickelt sich um so besser, je mehr Ähnlichkeit zwischen den Verteilungen der $1/E_{m,i}$ und der Normalverteilung besteht und je „glatter“ die Grenzzustandsgleichung ist. Bei Pendelbewegungen kann durch das Zwischenschalten von halbierten Schrittweiten die Konvergenz wesentlich verbessert werden.

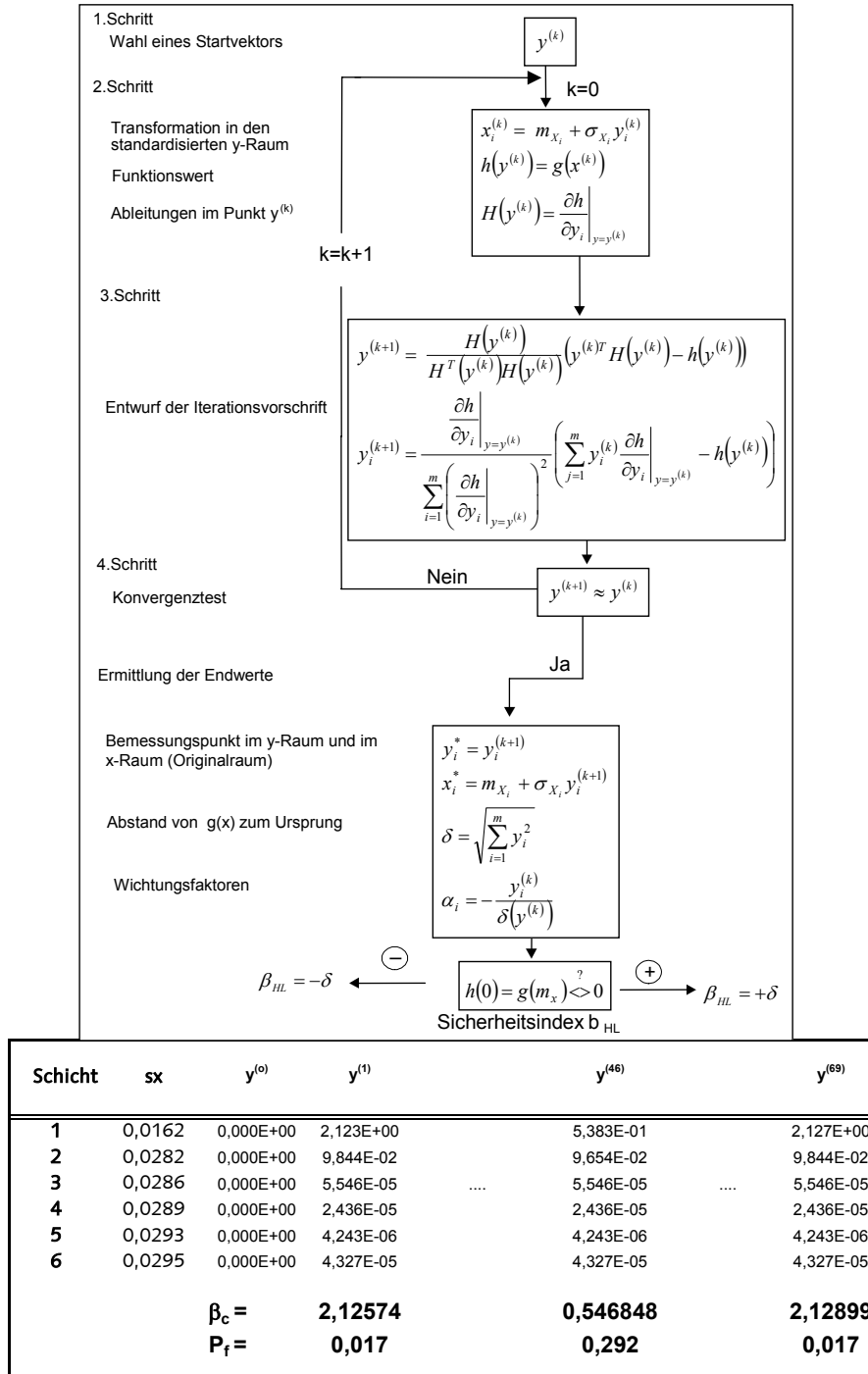


Bild 11: Sicherheitsindex nach Zuverlässigkeitstheorie 1. Ordnung – Algorithmus und Resultat der Auswertung

Gegenüber dem Sicherheitsindex nach Hasofer/Lind wird der Verteilungstyp der Basisvariablen berücksichtigt. Die Versagenswahrscheinlichkeit wird im Bemessungspunkt angegeben. Darüber hinaus sind auf der Verlauf der Funktion aufbauend (konvex oder konkav) Grenzwertaussagen zur berechneten Versagenswahrscheinlichkeit möglich. Dieser Sicherheitsindex ist neben den Sicherheitsindex nach Rackwitz-Fießler sowie der analytischen Lösung der Extremwertaufgabe mit Nebenbedingungen als geeignetes Sicherheitsmaß einzustufen.

6. Verbesserung der Grundgesamtheit und Quantifizierung der Unsicherheiten

Die Auswertung der Grenzzustandsgleich beruhte bislang ausschließlich auf der Datengesamtheit der vorhandenen Drucksondierungen. Im Weiteren werden eigene geophysikalische Messungen zur Bestimmung des Anfangsschubmoduls G_0 berücksichtigt. Dies ergibt eine Verdreifachung der Datenmenge. Die geringe Anzahl systematischer Fehlerquellen in der geophysikalischen Messung resultiert in einer Verringerung der Varianz der Baugrundkenngrößen.

	Schicht A	Schicht B	Schicht C	Schicht D	Schicht E	Schicht F
Anfangssteifemodul $E_{s0} = 4,33 G_0(NV)$ [MN/m ²]	113.853	134.743	187.785	289.811	444.510	567.050
$E[x] / E[x]^2$	20.677	14.079	31.321	54.875	96.694	141.414

Tabelle 4: Anfangssteifemodul E_{s0} unter Berücksichtigung der Resultate der geophysikalischen Messungen

Die vorhandenen Datenmengen wurden durch subjektive Beurteilungen gewichtet. Aufgrund der geringen Fehlerbeeinträchtigung der geophysikalischen Messung gegenüber der Auswertung der Drucksondierdiagramme erhielten die Anfangsschubmodule aus der geophysikalischen Messung den Wichtungsfaktor 0,9 und die aus den Sondierdiagrammen ermittelten Anfangsschubmodule den Wichtungsfaktor 0,6. Weiterhin wurden die Dichtefunktionen der statistischen Kenngrößen am minimal und maximal auftretenden Messwert begrenzt, so dass die Ermittlung von Zufallsvektoren eingeschränkt wird. Diese Methode wird zukünftig noch näher untersucht. Für die Auswertung wird eine weitere an der Professur Grundbau entwickelte Softwareanwendung genutzt, welche die Überlagerung der aufgezeigten Beeinflussungen darstellen kann.

Die Ergebnisse der erneut durchgeführten Monte-Carlo-Simulation sind in Bild 12 dargestellt. Die verbesserte Datenbasis und die Beurteilung der darin enthaltenen Unsicherheiten führen zu reduzierten Fundamentabmessungen. Die Versagenswahrscheinlichkeit $p_f \sim 10^{-3}$ wird bereits für eine Einzelgründung mit dem Abmessungen 9,72 x 9,72m erzielt.

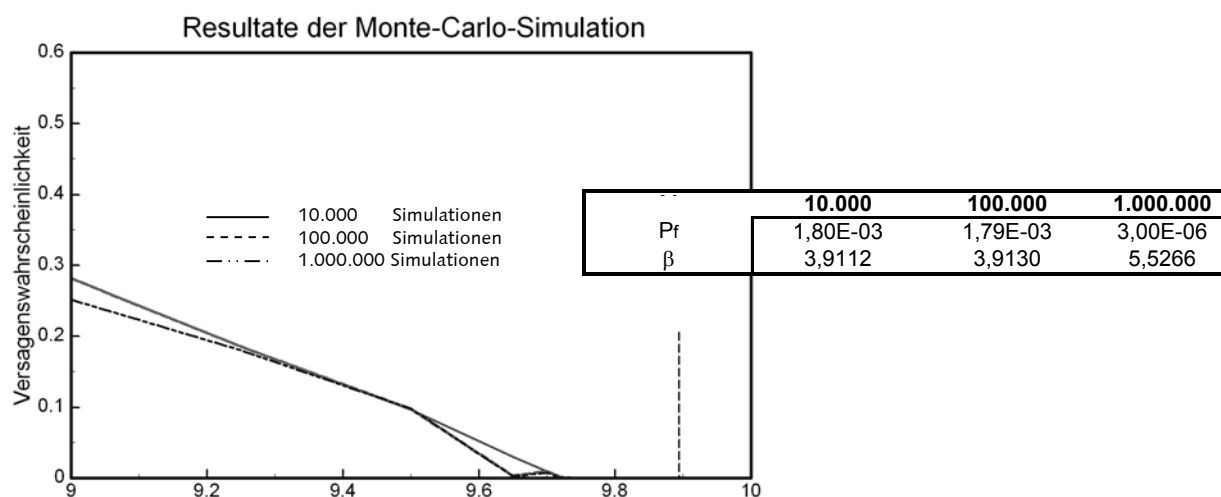


Bild 12: Auswertung der Mont-Carlo-Simulation für verschiedene Fundamentbreiten /
Versagenswahrscheinlichkeit P_f für die Fundamentbreite von 9,72m

Das Beispiel zeigt, dass die qualitative Verbesserung der Datenbasis zunächst durch eine Vergrößerung der Datengesamtheit erreicht werden kann. Die zusätzlichen Messwerte können unter Betrachtung der enthaltenen Unsicherheiten gewichtet oder einfacher, arithmetisch in den Datensatz aufgenommen werden. Bei der Bestimmung der Versagenswahrscheinlichkeit sind entsprechend der gewählten Methode die Datennormierung, die statistischen Parameter und die Verteilungsfunktion maßgebend für die Realisation. Das Beispiel zeigt weiter, dass mit der Zunahme der für die eingesetzte Methode erforderlichen statistischen Informationen die Resultate der analytischen Methoden sich dem Ergebnis der aufwendigen Monte-Carlo-Simulationen annähern. Eine weitere statistische Spezifizierung zur Anpassung der Datengesamtheit an die Realität ist das Rechnen mit gestutzten Dichterverteilungen und der Einsatz von Fuzzy-Logic Entscheidungskurven. Unter Verwendung dieser wird die Anzahl von zufällig statistisch erzeugten Realisationen außerhalb der gemessenen Kenngrößen ausgeschlossen, so dass die Variation der Realisationen der Versagenswahrscheinlichkeit abnimmt. Die Einschränkung des Parameterraums für das vorgestellte Beispiel resultiert in niedrigeren Versagenswahrscheinlichkeiten.

7. Schlussfolgerung

Die Anwendung eines Sicherheitsnachweises auf der Grundlage der Zuverlässigkeitstheorie setzt voraus, dass die Sicherheitsanforderungen als zulässige Versagenswahrscheinlichkeit p_f oder als erforderlicher Sicherheitsindex β formuliert sind. Die Festlegung eines Sicherheitsniveaus ist ihrem Wesen nach ein Optimierungsproblem. In Abhängigkeit der Datengesamtheit und deren statistischer Struktur sowie der funktionelle Aufbau der Grenzzustandsgleichung ist die Wahl der analytischen Methode zur Bestimmung der Versagenswahrscheinlichkeit zu treffen. Insbesondere wenn keine normalverteilte Grundgesamtheit vorliegt, oder nicht lineare Grenzzustandsgleichungen definiert sind, sollte der Sicherheitsindex nach Cornell nicht eingesetzt werden. Die Zuverlässigkeitsmethode 1. Ordnung erweist sich robust gegenüber verschiedenen Dichtefunktionen. Äquivalent zum Sicherheitsindex nach Hasofer/ Lind beziehen

sich die Auswertungen auf die normierte Datengesamtheit. Während der Berechnungsalgorithmus nach Hasofer/Lind keine Aussagen zur unmittelbaren Umgebung des Grenzzustandes machen kann, und so auch nicht zwischen lokalen und globalen Extrema unterscheiden kann, besitzt die Zuverlässigkeitsmethode 1. Ordnung die Möglichkeit, das Krümmungsverhalten der Grenzzustandsfunktion, konkav oder konvex, in der Nachbarschaft zu bestimmen. Es kann zumindest ansatzweise erkannt werden, ob sich weitere lokale Extrema in der Nachbarschaft befinden. Werden numerische Simulationsmethoden zur Auswertung von Grenzzustandsfunktionen genutzt, so ist dies mit einem hohen Rechenaufwand verbunden. Alle statistischen Parameter und Parameterschranken für die involvierten Kenngrößen werden berücksichtigt, da die zugehörigen Realisationen wiederum numerisch generiert werden. Wesentlich ist auch für numerische Simulationen die Feststellung von korrelierten Kenngrößen innerhalb einer Grenzzustandsfunktion. Werden diese nicht erkannt, führt jede Simulation ob analytisch oder numerisch zu mangelnde Ergebnissen.

Numerische Simulationen erweisen sich als stabil und an vielen Fragestellungen als anpassbar. Insofern der Rechenaufwand angemessen ist, sollten diese analytischen Auswertungen, vorgezogen werden. Im Beispiel wurde gezeigt, dass eine Begrenzung der Verteilung sinnvoll ist. Zur Festlegung der Grenzen können geophysikalische Erkundungen in hervorragender Weise herangezogen werden, da hier mit geringem wirtschaftlichem Aufwand große Datenmengen generiert werden können. Die verfügbaren geostatistischen Methoden sind zur Aufbereitung der Daten gut geeignet.

Literaturverzeichnis

- Atkinson, J. H.: *Non-linear soil stiffness in routine design*. Aus: *Geotechnique* 50, No 5, 487-508, 2000
- Cornell, C.A.: *Probability based structural code*, Journal of the Am. Concrete Institute Bd. 66 S. 974-985, 1969
- Deutsches Institut für Normung e.V., Normausschuss Bauwesen: *Grundlagen zur Festlegung von Sicherheitsanforderungen von baulichen Anlagen*. Entwurf, 1980
- Fahey, M.: *Deformation and in situ stress measurement*, Geotechnical site Characterization, Vol. I, Robertson & Mayne (eds), Balkema Rotterdam, 1998
- Hasofer, H. A. und Lind, N. C.: *Exact and invariant second-moment code format*, Proc. ASCE, Bd. 100, Journal of the Engineering Mechanics Division S. 111-121, 1974
- Kummer, J.: *Beitrag zum Sicherheitsproblem im Grundbau am Beispiel der Standsicherheit in der tiefen Gleitfuge bei einfach verankerten, frei aufgelagerten Stützwänden*. Dissertation (A) an der Hochschule für Architektur und Bauwesen Weimar, 1986

- Müller, P.H.; Neumann, P.; Storm, R.: *Tafeln der mathematischen Statistik*. VEB Fachbuchverlag, Leipzig, 1979
- Plate, Erich-J.: *Statistik und angewandte Wahrscheinlichkeitslehre für Bauingenieure*. Ernst & Sohn, Verlag für Architektur und technische Wissenschaften, ISBN 3-433-01073-0, 1993
- Rackwitz, R. und Fießler, B.: *Structural reliability under combined random load sequences*, Computers and Structures, Bd. 9 S. 489-494, 1978
- Schmidt, H.-G., Schönhardt, M., Wuttke, F.: *Beurteilungsmöglichkeiten seismisch beanspruchter Standorten*. D-A-CH Tagung Innsbruck, 2001
- Schmidt, H.-G., Schönhardt, M., Wuttke, F.: *Seismische Erkundung von bebauten Standorten*. Seminar Geotechnik Weimar, 2001
- Schmidt, H.-G.: *Seismische Erkundung zur Ermittlung von Standort- und Bodenparametern*. ETH Zürich IGT-Vortragsreihe, 2001
- Späthe, G.: *Die Sicherheit tragender Baukonstruktionen*. 2. Neubearb. Auflage, Springer Verlag, New York, 1992
- Tokimatsu, K.: *Geotechnical site characterisation using surface waves*. Earthquake Geotechnical Engineering, Balkema, Rotterdam, 1997
- Yamashita, S.; Jamiolkowski, M. Lo Presti, D.: *Stiffness non linearity of three sands*, Journal of Geotechnical and Geoenvironmental Engineering, 929-938, 2000
- Ziellinski, R.: *Erzeugung von Zufallszahlen*. VEB Fachbuchverlage, Leipzig, 1978