

Untersuchung der Zeitstatistik von Schallemissionsereignissen eines triaxialen Extensionsversuchs an einer zylindrischen Steinsalzprobe

Gerd MANTHEI

THM Technische Hochschule Mittelhessen, Gießen

Kontakt E-Mail: gerd.manthei@me.thm.de

Kurzfassung. Bei einem triaxialen Extensionsversuch an einer zylindrischen Steinsalzprobe sind zwei große Cluster von Schallemissionsereignissen aufgetreten, die senkrecht zur axialen Zugbelastung der Probe stehen. Diese Cluster können durch eine vernünftige Auswahl der primären Clusterparameter gefunden werden, die hauptsächlich von der räumlichen und zeitlichen Dichte der Ereignisse abhängen. Die Untersuchung der Zeitstatistik dieser Ereignisse zeigt eine statistische Gleichgewichtsverteilung, die ein eindeutiger Beweis für die Existenz eines Poisson-Prozesses ist. Das bedeutet, dass die Ereignisse unabhängig voneinander und zufällig auftreten.

1 Einleitung

Seit 30 Jahren berichtet der Autor über die Messung von Schallemission (SE) in Steinsalz. Einer der ersten internationalen Beiträge mit dem Titel "Monitoring of Microcrack Formation around Galleries in Salt Rock" wurde 1996 auf der sechsten Konferenz "Acoustic Emission/Microseismic Activity in Geologic Structures and Materials" an der Pennsylvania State University [1] publiziert. Der erste nationale Beitrag mit dem Titel "Überwachung von Ribildung im Salzgestein mit dreidimensionaler Ortung von Quellen" wurde 1990 auf dem 8. Kolloquium Schallemission in Zittau gehalten [2]. Seitdem wurden zahlreiche Artikel über die Anwendung von SE in Salzgestein in nationale und internationale SE-Konferenzen publiziert. Einen guten Überblick über die Anwendung der SE-Analyse an Gestein gibt Kapitel 11 im Lehrbuch von Grosse & Ohtsu [3] und über in-situ SE-Anwendungen in Bergwerken der Übersichtsartikel von Manthei et al., 2018 [4].

Während dieser Zeit wurden neben der dreidimensionalen Ortung der SE-Quellen, die im Hinblick auf die Ortsgenauigkeit und schnelleren Ortungsalgorithmen stetig verbessert wurde, wurden auch weiterführende Auswertungen, wie die Momententensor-Methode, das Collapsing-Verfahren oder die Clusteranalyse erfolgreich auf SE-Ereignisse aus In-situ-Messungen und Laborversuchen entwickelt und erfolgreich angewendet. Die Frage nach der vom SE-Sensor gemessenen physikalischen Größe – Verschiebung, Geschwindigkeit oder Beschleunigung – wurde ebenfalls untersucht [5]. Basierend auf diesen Untersuchungen konnten absolute Werte für die Quellenparameter wie Rissgröße, die seismische Energie und



das seismische Moment für SE-Ereignisse in Steinsalz berechnet werden [6,7]. Für ein tieferes Verständnis des Mikrorisses und der Rissdehnung in Steinsalz, insbesondere bei geringer Belastung, sowie für die Identifizierung von Heilungsprozessen wurden Labortests u.a. an der Bundesanstalt für Geowissenschaften und Rohstoffe (BGR) in Hannover, sowie an der Technischen Universität Clausthal-Zellerfeld durchgeführt.

Alle diese Studien zeigen, dass in verschiedenen Stadien der Belastung geometrisch begrenzte Ansammlungen von SE-Ereignissen beobachtet werden können. Solche Ansammlungen von lokalisierten SE-Ereignissen werden auch als Cluster bezeichnet. Mit anderen Worten, ein Cluster ist eine Reihe von SE-Ereignissen, die räumlich und zeitlich in Beziehung stehen. Die Gruppierung von Ereignissen kann auf die Bildung makroskopischer Rissflächen hinweisen, was einen Zustand nahe der Kritikalität bedeutet. So sind z.B. kritische flächenhaften Cluster Vorläufer makroskopischer Rissbildung. Die Bildung von planaren Clustern ist meistens mit dem Versagen an bereits bestehenden geschwächten Zonen oder der Bildung neuer Risse in hoch beanspruchten Zonen aufgrund von Spannungsumverteilung verbunden. Daher ist es wichtig, eine solche gebündelte SE-Aktivität zu identifizieren.

Die hier vorgestellte Arbeit geht noch einen Schritt weiter, um räumliche und zeitliche Clusterereignisse hinsichtlich ihres statistischen Erscheinungsbildes zu untersuchen. Die Aufgabe ist die Bestimmung und Korrelation von Zeitdifferenzverteilungen von Clusterereignissen, die während eines dreiachsigen Extensionsversuchs einer zylindrischen Steinsalzprobe aufgetreten sind, um zusätzliche Ergebnisse zu den kausalen SE-Prozessen zu erhalten.

2 Experimentelle Arbeiten

2.1 Versuchsaufbau und Durchführung des Experiments

Der Versuch der Extensionsbelastung einer zylindrischen Steinsalzprobe (Durchmesser 150 mm, Länge 300 mm) aus dem ForschungsbergwerksASSE wurde im Labor des Instituts für Entsorgungstechnik und Geomechanik der Technischen Universität Clausthal durchgeführt. Für den Test wurde ein dreiachsiges hydraulisches Ladesystem verwendet, das die Hydraulikzelle enthält, in der von einer Viton-Schlauch abgedeckte zylindrische Gesteinsproben einem hohen hydraulischen Druck von bis zu 75 MPa und einer zusätzlichen axialen Kraft von bis zu 2.500 kN ausgesetzt werden [8].

Während des Extensionsversuchs konnten die axiale Verschiebung und die axiale Kraft, der radiale Druck und die Volumenänderung (Dilatanz) der Probe gemessen und online auf dem Bildschirm des Computers angezeigt werden. Die digitalisierten Daten wurden alle fünf Sekunden auf der Festplatte gespeichert. Das Porenvolumen der Probe entspricht der Änderung des Ölvolumens in der Triaxialzelle, die mit einem doppelwirkenden Messzylinder gemessen wurde. Zu Beginn des Tests wurde die Probe 16 Stunden über Nacht unter isotropen Stressbedingungen bei einem Druck von 5 MPa kompaktiert, um offene Risse an der Oberfläche der Probe zu schließen, die bei der Bearbeitung der Probe verursacht wurden. Nach der Verdichtungsphase, beginnend bei einem isotropen Druck von 5 MPa, wurde eine zunehmende Begrenzungslast derart aufgebracht, dass eine konstante axiale Verformungsgeschwindigkeit von $8,33 \cdot 10^{-6} \text{ sec}^{-1}$ erzeugt wurde. Die maximalen und minimalen Hauptspannungen lagen in radialer bzw. axialer Richtung.

2.2 Durchführung der SE-Messungen

Die SE-Messungen wurden unter Verwendung eines Sensornetzwerkes von 12 breitbandigen SE-Sensoren durchgeführt, die auf die Oberfläche der Probe geklebt wurden. Zusätzlich wurden noch Durchschallungsmessungen während des Versuchs im Ultraschallbereich mit drei separaten Sendern in axialer Richtung und auf zwei Höhenniveaus in radialer Richtung

durchgeführt. Das SE-Messsystem besteht aus drei vierkanaligen Transientenrekorderkarten in einem Personalcomputer. Diese Karten (Abtastrate 10 MHz, Auflösung 14 Bit, Speicherkapazität 512 kByte pro Kanal) wurden jedes Mal ausgelesen, wenn an mindestens zwei Kanälen die Triggerschwelle überschritten wurde.

Die digitalisierten Signale wurden auf der Festplatte des PCs gespeichert. Während des Versuchs (Dauer ca. 5 Stunden) wurden ca. 70.400 SE-Ereignisse aufgezeichnet. Der Ort der Ereignisse wurde nach dem Test offline festgelegt. Da die Signale einen überraschend guten Signal-Rausch-Abstand zeigten, war eine automatische Ortung möglich. Etwa 47% und 25% dieser Ereignisse waren mit mindestens 6 bzw. 10 konsistenten P- und S-Welleneinsatzzeiten lokalisierbar [8]. Wenn die Abstände von Sensoren zu Quellen groß genug waren, konnten die S-Welleneinsätze von der P-Wellen-Coda getrennt werden. In diesem Fall ist es möglich, den Beginn der S-Welle automatisch zu markieren. Ein Ereignis wurde verworfen, wenn der Ortungsfehler größer als 5 mm war.

Zur Verringerung der Laufzeitresiduen wurden systematische Ortsfehler, die mit der großen Verformung der Probe zusammenhängen, durch Anwendung eines geänderten Ortungsalgorithmus beseitigt. Bei diesem Ortungsalgorithmus wurde die axiale Verformung berücksichtigt, um die Position der SE-Sensoren in axialer und radialer Richtung jederzeit neu zu berechnen. Durch die Sensorkorrektur wurde der Ort der Quelle verbessert.

2.3 Ergebnisse der Quellortung- und Clusteranalyse

In Abbildung 1 sind 17.269 lokalisierte Ereignisse auf die drei Koordinatenebenen (Draufsicht und zwei seitliche Ansichten) projiziert, bei denen mindestens 10 Einsatzzeiten der P- und S-Welle zusammen zur Ortung herangezogen wurden.

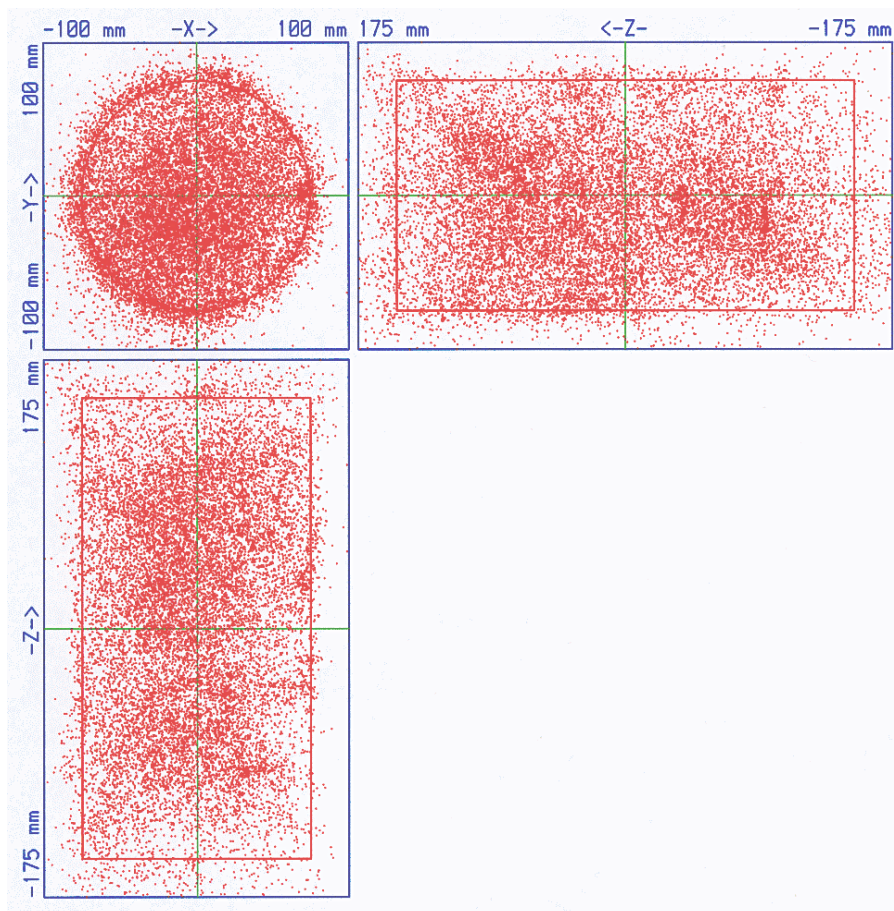


Abb. 1. Lokalisierte Ereignisse (rote Punkte) in Draufsicht und zwei seitliche Ansichten. Der Kreis und die Kästchen markieren die Anfangsform der zylindrischen Probe.

Aufgrund der starken Verformung der Probe befinden sich einige Ortungen außerhalb des Rechteckes, das die ursprüngliche Form der Gesteinsprobe darstellt. Die Abbildung zeigt, dass die Ereignisse vorzugsweise in Wolken über die gesamte Probe verteilt sind. Einige Anhäufungen von Ereignissen können jedoch erkannt werden.

Um Cluster von SE-Ereignissen zu finden, wurde die Clusteranalyse angewendet. Eine kurze Beschreibung der Methode wird in [3,8,9] ausführlich beschrieben. Diese Clustermethode verwendet die sogenannte fraktale Dimension D der Ereignisse, um lineare, planare oder räumliche Cluster zu finden. Die Analyse von Clustern hat das Ziel, flächenartige Cluster zu finden, da planare Cluster die gefährlichsten Strukturen im Vergleich zu linearen oder räumlichen sind. Ein Abfall der fraktalen Dimension von 3 auf 2 innerhalb eines bestimmten Zeitraums weist auf eine Konzentration und Fokussierung einer zunächst diffusen räumlichen Ereignisverteilung in einer Ebene hin, die den Kern einer Fraktur bildet.

Für die Clusteranalyse dieses Experiments wurden primäre Clusterparameter zwischen 0,5 und 2 Minuten Zeit und zwischen 4 und 12 mm Abstand verwendet. Die Clusteranalyse mit Primärparametern von 1 Minute und 10 mm ergibt 297 Primärcluster. Die meisten primären Cluster (280) umfassen weniger als 10 Ereignisse [8]. Am Ende sind in Abbildung 2 die zwei größten Cluster mit 142 (Cluster A) und 81 Ereignissen (Cluster B) in Projektion auf die drei Koordinatenebenen dargestellt. Die kleinen Kreuze markieren die Sensorpositionen.

Cluster A und B traten innerhalb von 5 bzw. 2,5 Minuten nach Versuchsbeginn auf. Die Clusteranalyse ergab, dass die fraktale Dimension beider Cluster den Wert 2 hat, was eine planare Struktur darstellt und ein Beleg für kritische SE-Aktivität ist. Die planare Ausdehnung der Cluster A und B beträgt ungefähr $50 \text{ mm} \times 50 \text{ mm}$ bzw. $30 \text{ mm} \times 50 \text{ mm}$. Nach diesen Abmessungen kann geschätzt werden, dass die Größe eines einzelnen Ereignisses im Bereich von wenigen Millimetern bis zu einem Zentimeter liegt, was der Korngröße des Salzgesteins entspricht.

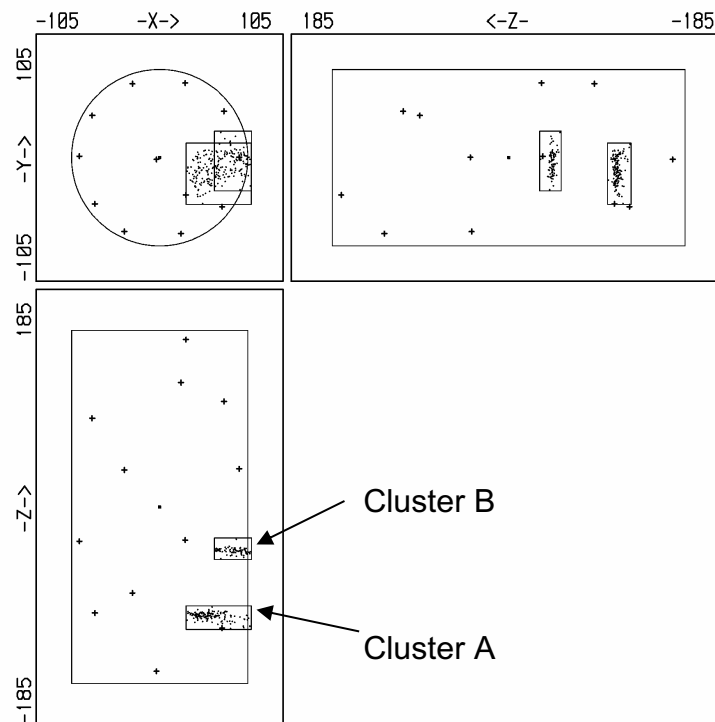


Abb. 2. Position der zwei größten Cluster mit 142 (Cluster A) und 81 Ereignissen (Cluster B) auf dieselbe Weise dargestellt wie in Abbildung 1. Kleine Kreuze markieren die Sensorpositionen.

3 Zeitstatistik von SE-Ereignissen

3.1 Einige Bemerkungen zur Zeitstatistik von SE-Ereignissen in Gestein

Bisher wurde die Zeitstatistik von SE-Ereignissen im Gestein nur sehr selten untersucht. Als einer der Ersten auf diesem Gebiet hat Mogi [10] jedoch bereits eine umfangreiche Publikation zum Thema Zeitstatistik von SE-Ereignissen vorgelegt, die an Granit- und Bimssteinproben beobachtet wurden, die in Biegeversuchen belastet wurden. Er bewertete die Zeitintervalle τ zwischen aufeinander folgenden AE-Ereignissen bei verschiedenen Belastungsniveaus. Für die Frequenz $n(\tau)$ dieser Zeitintervalle hat er gefunden

$$n(\tau) \propto \exp(-\beta \cdot \tau), \quad (1)$$

wobei die Konstante β mit zunehmendem Spannungsniveau abnahm. Mogi folgerte daraus, dass die Ereignisse unabhängig und zufällig stattfanden (Poisson-Prozess).

Mogi kannte bereits Beispiele für induzierte Ereignisse aus der Nachbebenreihe von Erdbeben nach einem großen Hauptschock und aus Anhäufungen von Vulkanerdbeben. Nach dem Hauptschock bei $t = 0$ hat sich die Ereignisrate der Nachbeben entsprechend einer empirischen Beziehung mit der Zeit verringert

$$n(t) \propto t^{-p}, \quad (2)$$

das ist als Omoris Potenzgesetz bekannt. Hier ist p konstant und $n(t)$ bezeichnet die Häufigkeit von Nachbeben, die in einem Zeitintervall $[t, t + dt]$ auftreten.

Scholz [11] zeigte, dass die SE-Rate nach dem ultimativen Bruch von Gesteinsproben aus Granit und San Marcos Gabbro dem Potenzgesetz von Omori gehorchte (Gleichung 2). In diesem Fall wurde ein SE-Ereignis durch ein vorheriges Ereignis ausgelöst (Polya-Prozess). Hirata analysierte SE-Signale, die auftraten, während eine uniaxial belasteten Basaltprobe auf einer konstanten hohen Belastung gehalten wurde (bei etwa 85% der Endbelastung). Einzelne Ereignisse wurden als Mainshock-Aftershock-Sequenzen behandelt. Er beobachtete in den meisten Fällen einen Übergang vom exponentiellen Gesetz (Gleichung 1) zum Potenzgesetz von Omori (Gleichung 2). Lockner [12] bewertete die Ergebnisse von Hirata erneut. Interessanterweise wurden beide Prozesse auch in Metallen beobachtet. Während die Signale in getempertem Kohlenstoffstahl eindeutige Belege für das Vorhandensein eines Poisson-Prozesses mit unabhängigen Ereignissen aufweisen, zeigen die Signale in Aluminiumlegierungen deutliche Cluster von voneinander abhängigen Ereignissen [13].

3.2 Zeitdifferenzverteilung

Die Häufigkeitsverteilung wird auf die zwei größten Cluster A und B des Extensionsversuchs untersucht. In den meisten praktischen Fällen sind die Bedingungen für die Poisson-Verteilung erfüllt. Diese Bedingungen sind:

- Ereignisse sind eher selten, sie passieren nicht so oft,
- n ist die Anzahl, wie oft ein Ereignis in einem Intervall auftritt und n diskrete Werte von 0, 1, 2, ... annehmen kann,
- die Ereignisse treten unabhängig voneinander auf,
- die Rate, mit der Ereignisse auftreten, ist konstant und
- es können nicht zwei Ereignisse zum selben Zeitpunkt auftreten.

Wenn diese Bedingungen erfüllt sind, ist n eine Poisson-Zufallsvariable und die Verteilung von n ist eine Poisson-Verteilung. Im Folgenden wird die Verfügbarkeit der Poisson-Verteilung untersucht. Daher wird die experimentelle Häufigkeitsverteilung $h(n)$ der SE-

Ereignisse der Cluster A und B durch das m_n -te Auftreten von n Ereignissen innerhalb eines konstanten Zeitintervalls T_B bestimmt.

Abbildung 3 und 4 zeigen das Histogramm der Häufigkeitsverteilung von lokalisierten SE-Ereignissen des Clusters A (142 Ereignisse) und des Clusters B (81 Ereignisse) im Zeitintervall $T_B = 15$ s. Die Histogramme zeigen die größte Häufigkeit für das Auftreten von $n = 9$ und $n = 3$ Ereignissen. Vergleich der experimentell gemessenen Verteilung

$$h(n) = n_G \cdot w(n), \quad n = 0, 1, 2, \dots,$$

n_G ist die Gesamtzahl der Zeitintervalle T_B mit der normalisierten Poisson-Verteilung (schwarze Punkte)

$$w(n) = \frac{(\lambda \cdot T_B)^n}{n!} \cdot e^{-\lambda \cdot T_B}, \quad n = 0, 1, 2, \dots,$$

Der Parameter λ wird aus den experimentellen Daten für Cluster A mit $\lambda = 10,1/T_B$ und für Cluster B mit $\lambda = 3,7/T_B$ berechnet. Der Vergleich des Histogramms mit der Poisson-Verteilung (Abb. 3 und 4) zeigt für beide Cluster eine gute Übereinstimmung, was darauf hinweist, dass die SE-Ereignisse unabhängig voneinander sind.

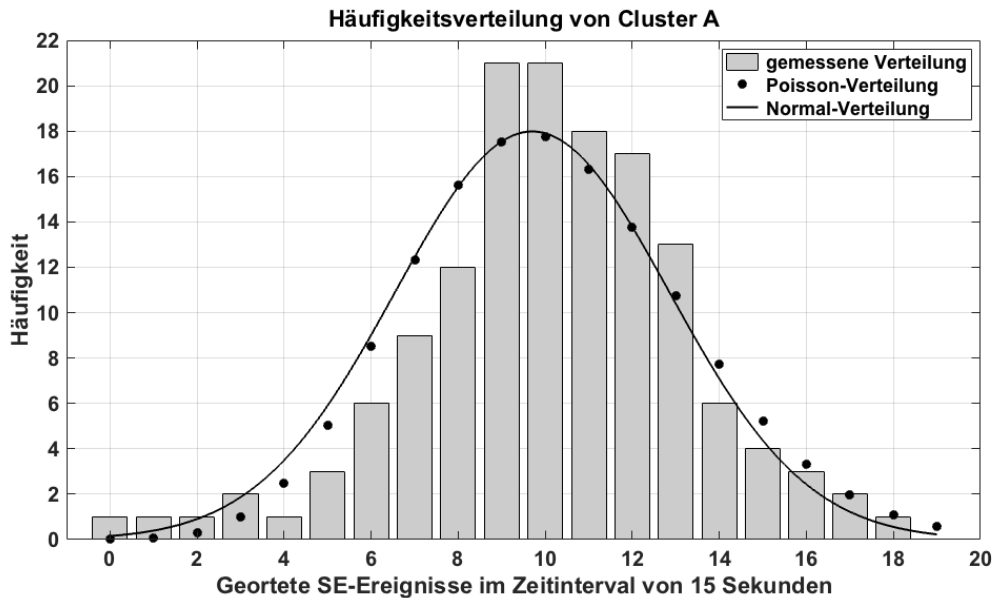


Abb. 3. Histogramm der Häufigkeitsverteilung von Cluster A im Beobachtungszeitintervall $T_B = 15$ s.

Für die grafische Darstellung der Wahrscheinlichkeitsfunktion der diskreten Poisson-Verteilung sind nur Säulendiagramme sinnvoll (siehe Abbildungen 3 und 4). Das Anschließen der Werte an durchgehende Kurven ist aufgrund der diskreten Werte nicht möglich. Trotzdem gibt es einige Einschränkungen bei der praktischen Anwendung. Für große $\lambda \cdot T_B$ ist die Berechnung der Poisson-Verteilung ungenau und die Poisson-Verteilung konvergiert gegen eine Gaußverteilung [14].

Schwieriger ist die Anwendung statistischer Tests zur Überprüfung der sogenannten Reinheit der Verteilung. Zu diesem Zweck ist der Übergang zur stationären Gaußverteilung hilfreich. In unserem Fall ist es von Vorteil, das Zeitintervall T_B so groß zu wählen, dass $\lambda \cdot T_B \gg 1$ mit dem Parameter λ die mittlere Anzahl von Ereignissen pro Beobachtungsintervall ist. In diesem Fall kann die diskrete Poisson-Verteilung mit der kontinuierlichen Gaußverteilung geprüft werden. Die Wahrscheinlichkeitsdichte der Gaußverteilung beträgt

$$f(x|\mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}. \quad (3)$$

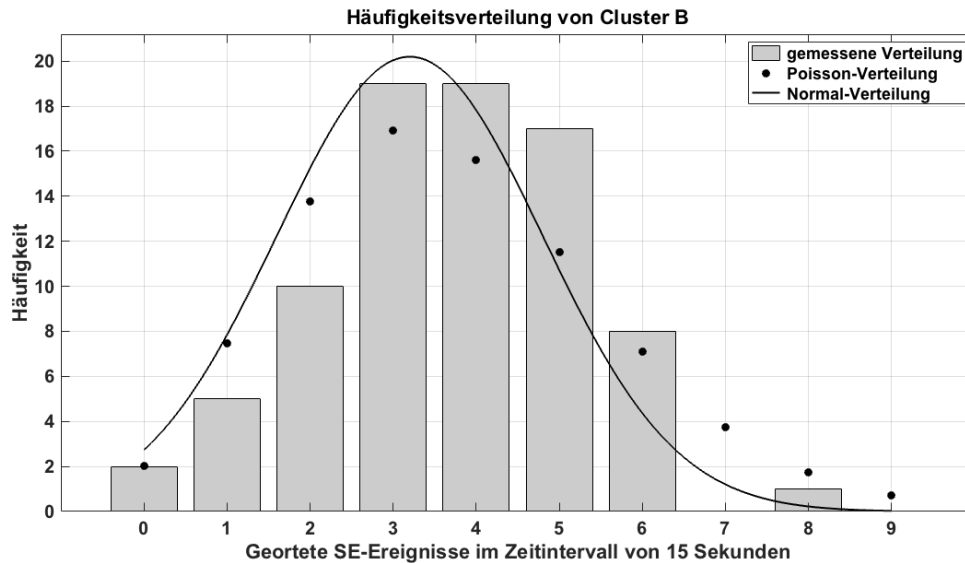


Abb. 4. Histogramm der Häufigkeitsverteilung von Cluster B im Beobachtungszeitintervall $T_B = 15$ s.

Die beiden Parameter Median μ und Standardabweichung σ werden grafisch durch Auftragen der Häufigkeit in Prozent der Gesamtzahl der Ereignisse unter Verwendung eines speziellen Millimeterpapiers, das als Normalwahrscheinlichkeitspapier bezeichnet wird, bestimmt. In dieser Darstellung ergibt eine Gaußverteilung eine gerade Linie, die an die experimentellen Daten angepasst wird, wie in den Abbildungen 5 und 6 für Cluster A und B (gefüllte Punkte) dargestellt. In beiden Abbildungen sieht das resultierende Bild fast einer geraden Linie aus, d.h. die Daten sind etwa normalverteilt.

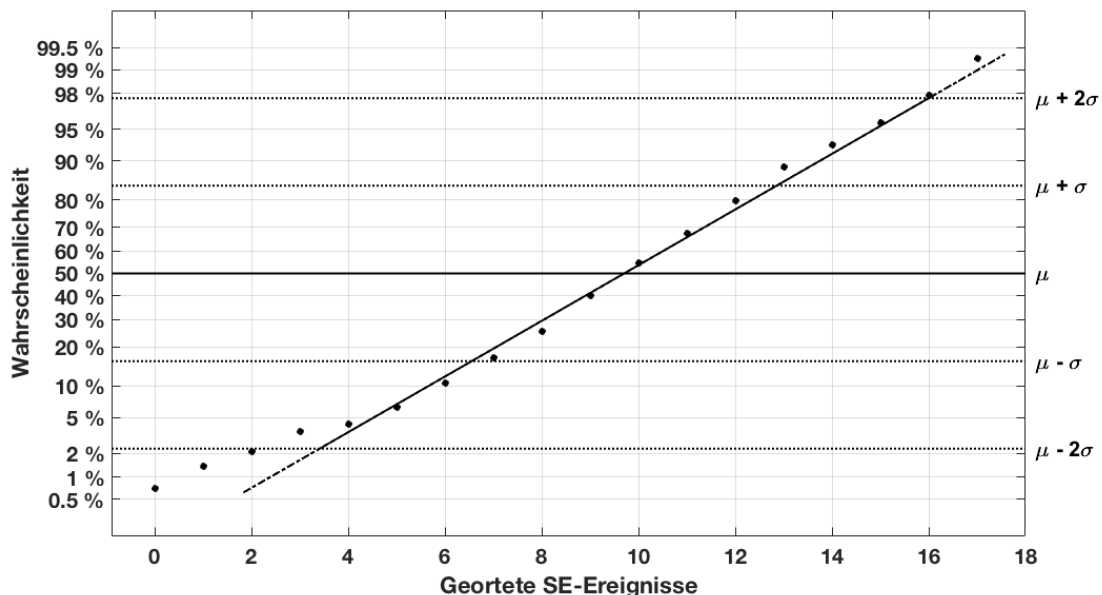


Abb. 5. Darstellung der experimentellen Ergebnisse im Wahrscheinlichkeitspapier zur Bestimmung des Medianwerts $\mu = 9,7$ bei einer Wahrscheinlichkeit von 50% (durchgezogene Linie) und der Standardabweichung $\sigma = \pm 3,15$ bei einer Wahrscheinlichkeit von 84,1% und 15,9% (gestrichelte Linien) durch Summation der Häufigkeitsverteilung von Cluster A (gefüllte Punkte).

Mit der grafischen Bestimmung des Medianwerts μ und der Standardabweichung σ (Abb. 5 und 6) wird die normalisierte Gaußverteilung bestimmt. In Abbildung 5 ist der Medianwert $\mu = 9,7$ bei einer Wahrscheinlichkeit von 50% (durchgezogene Linie) und die Standardabweichung $\sigma = \pm 3,15$ bei einer Wahrscheinlichkeit von 84,1% bzw. 15,9% (gestrichelte Linien) für Cluster A. Abbildung 6 zeigt den Medianwert $\mu = 3,2$ und die Standard-

abweichung $\sigma = \pm 1,6$ für Cluster B. Der Verlauf der Gaußverteilung kann anhand des Medianwertes und der Standardabweichung berechnet und in das Histogramm in Abbildung 3 und 4 übertragen werden (durchgezogene Linie) unter Berücksichtigung der Gesamtzahl der Ereignisse. Hier zeigt die angepasste Gaußverteilung eine geringfügige Verbesserung der Beschreibung der experimentellen Daten im Vergleich zur berechneten Poisson-Verteilung.

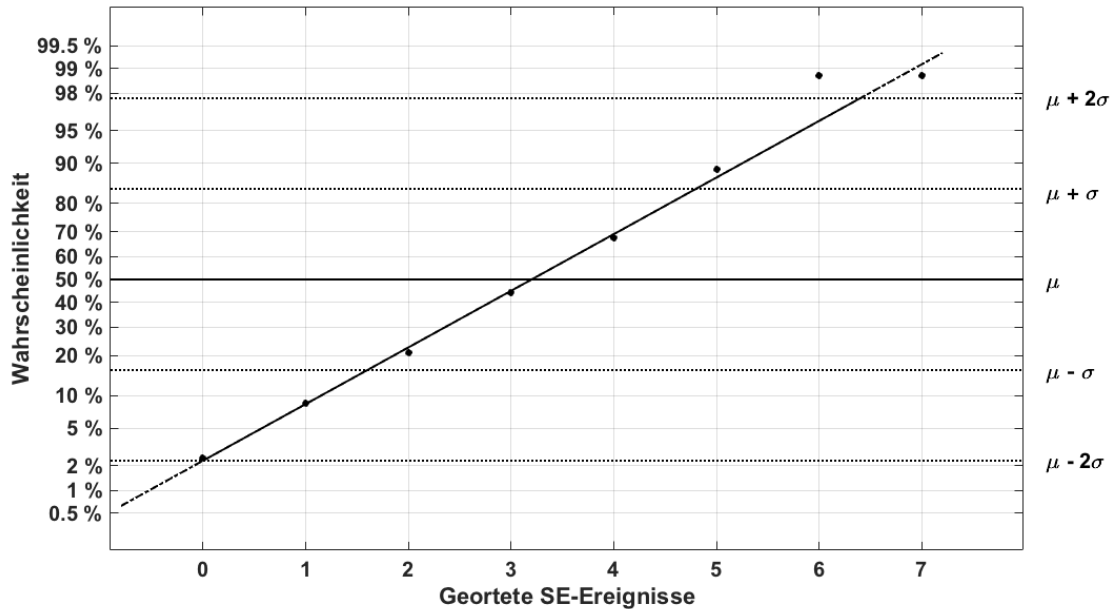


Abb. 6. Darstellung der experimentellen Ergebnisse im Wahrscheinlichkeitspapier zur Bestimmung des Medianwertes $\mu = 3,2$ bei einer Wahrscheinlichkeit von 50% (durchgezogene Linie) und der Standardabweichung $\sigma = \pm 1,6$ bei einer Wahrscheinlichkeit von 84,1% und 15,9 % (gestrichelte Linien) durch Summation der Häufigkeitsverteilung von Cluster B (gefüllte Punkte).

4 Zusammenfassende Diskussion

Die hier angewandte Clustermethode findet zwei große räumliche und zeitliche Cluster von AE, die während eines dreiaxigen Dehnungsversuchs einer Steinsalzprobe aufgenommen wurden. Die fraktalen Dimensionen beider Cluster sind 2. Dies ist ein Hinweis auf eine planare Struktur und ein Beleg für kritische AE-Aktivität. Tatsächlich war das endgültige Versagen ein plötzlicher Zugbruch der Probe genau an der Position, an der Cluster A auftrat.

Abbildung 7 zeigt auf der linken Seite die zylindrische Steinsalzprobe vor dem Experiment. Im rechten Teilbild ist die Taillenverformung aufgrund des enorm hohen Drucks und der damit verbundenen Dehnung der Probe um etwa 3 cm (entspricht 10%) deutlich sichtbar. Im unteren Drittel der belasteten Probe ist eine scharfe Linie (schwarzer Pfeil) quer zur Probenachse zu sehen. Diese Linie markiert die makroskopische Bruchfläche, an der die Probe versagt hat. Die sehr scharfe Bruchfläche ist horizontal ausgerichtet und verläuft über die gesamte zylindrische Probe. Der Ort und die Orientierung des Risses lässt vermuten, dass das Versagen der Probe durch einen plötzlichen Zugbruch an der genauen Stelle der Probe verursacht wurde, an der das größte Cluster mit 142 SE-Ereignissen auftrat. Interessanterweise wurden in einem Zeitintervall von etwa 4 Stunden zwischen dem Auftreten des Clusters und dem Versagen der Probe keine weiteren SE-Ereignisse aus dieser Clusterregion lokalisiert.

Die zeitlichen Unterschiede von AE-Ereignissen in Clustern zeigen eine statistische Gleichgewichtsverteilung, die ein eindeutiger Beweis für das Vorhandensein eines Poisson-Prozesses ist. Dies bedeutet, dass die Ereignisse unabhängig und zufällig stattgefunden haben. Das Auftreten einer Poisson-Verteilung von SE-Ereignissen in einer Steinsalzprobe

kann durch Verringerung der inneren Spannungen interpretiert werden. Die Spannungsverteilung, begleitet von einer stufenweisen Rissausbreitung, reicht nicht aus, um neue Risse auszulösen. Nur eine zunehmende Dehnungsbelastung führt zu neuer Rissausbreitung. Als Ergebnis dieser Untersuchung besitzt ein nachfolgender Riss kein "Gedächtnis" an seinen Vorläufer und kann als unabhängiges Ereignis interpretiert werden.



Abb. 7. Photographie der Steinsalzprobe vor (links) und nach dem Extensionsversuch (rechts). Der schwarze Pfeil in der rechten Teilabbildung markiert die makroskopische Bruchfläche an der die Probe versagte.

Referenzen

- [1] Eisenblätter, J., Manthei, G., Meister, D.: Monitoring of Microcrack Formation around Galleries in Salt Rock. In: H.R. Jr. Hardy (ed), Proc. 6th Conf. on Acoustic Emission/Microseismic Activity in Geologic Structures and Materials, Trans Tech Publications, Clausthal-Zellerfeld, 1998, S. 227-243.
- [2] Eisenblätter, J., Manthei, G., Meister, D.: Überwachung von Ribbildung im Salzgestein mit dreidimensionaler Ortung von Quellen, 8. Kolloquium Schallemission, Zittau, 1990, S. 17-24.
- [3] Manthei, G., Eisenblätter, J.: Acoustic Emission in Study of Rock Stability. In: C.U. Grosse, M. Ohtsu (eds.), Acoustic Emission Testing, Springer, Berlin, Heidelberg, 2008, S. 239-310.
- [4] Manthei, G., Plenkers, K.: Review on In Situ Acoustic Emission Monitoring in the Context of Structural Health Monitoring in Mines, Applied Sciences, 8, 1595, 2018, doi:10.3390/app8091595.
- [5] Manthei, G.: Charakterisierung von breitbandigen Schallemissionsaufnehmern, 17. Kolloquium Schallemission, Bad Schandau, Berichtsband 118 der DGZfP, 2009, S. 77-85.
- [6] Manthei, G., Eisenblätter, J., Spies, T., Eilers, G.: Bestimmung von Quellenparametern mikroakustischer Ereignisse im Salzgestein, 12. Kolloquium Schallemission, Jena, Berichtsband 72 der DGZfP, 2000, S. 173-187.
- [7] Manthei, G.: Characterization of Acoustic Emission Sources in a Rock Salt Specimen under Triaxial Compression, Bulletin of Seismological Society of America, Vol. 95, No 5, 2005, S. 1674-1700.
- [8] Manthei, G., Eisenblätter, J.: Anwendung der Cluster-Analyse auf Schallemissionsereignisse aus Festigkeitsuntersuchungen von zylindrischen Gesteinsproben, 18. Kolloquium Schallemission, Wetzlar, Berichtsband 131-CD der DGZfP, 2011.
- [9] Spies, T., Eisenblätter, J.: Micro- and Macrocracking at the Boundary of Rock Salt and Anhydrite, Proc. International Society for Rock Mechanics. In: G. Vouille, P. Berest. (eds.), A. A. Balkema, Rotterdam, 1999, S. 1071-1074.
- [10] Mogi, K.: Study of the elastic shocks caused by the fracture of heterogeneous materials and its relation to earthquake phenomena, Bull Earthquake Res Inst, 40, 1962, S. 125-173.

- [11] Scholz, C.H.: Microfractures, Aftershocks, and Seismicity, *Bull Seis Soc Amer*, 58, 1968, S. 1117-1130.
- [12] Lockner, D.A.: The Role of Acoustic Emission in the Study of Rock. *Int J Rock Mech Min Sci & Geomech* 30, 1993, S. 883-899.
- [13] Erlenkämper, S.: Time and Amplitude Statistics of Acoustic Emission Signals in Fracture Mechanic Experiments, *Acoustic Emission, Conference in Bad Nauheim, Deutsche Gesellschaft für Metallkunde e.V.*, 1980, S. 165-188.
- [14] Press, W.H., Teukolsky, S.A., Vetterling, W.T., Flannery, B.P.: *Numerical Recipes*, Cambridge University Press, 1994.