

**Methodenentwicklung
zur konsistenten
Berücksichtigung
epistemischer
Unsicherheiten
probabilistischer
Kenngrößen in
PSA-Rechnungen**

Methodenentwicklung zur konsistenten Berücksichtigung epistemischer Unsicherheiten probabilistischer Kenngrößen in PSA-Rechnungen

Jan Christopher Stiller
Gerhard Gänßmantel
Jörg Peschke
Andreas Wielenberg

Juli 2014

Anmerkung:

Das diesem Bericht zugrunde liegende F&E-Vorhaben RS1198 „Fortschrittliche Methoden und Werkzeuge für probabilistische Sicherheitsanalysen“ wurde im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Energie (BMWi) durchgeführt.

Die Arbeiten wurden von der Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) gGmbH ausgeführt.

Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt beim Auftragnehmer.

Deskriptoren

Ausfallwahrscheinlichkeit, Betriebserfahrung, gekoppelte Verteilungen, GVA, mehrparametrische Verteilungen, nichtparametrische Verteilungen, PSA

Kurzfassung

Probabilistische Sicherheitsanalysen (PSA) sind ein wichtiges Instrument für die Sicherheitsbewertung von Kernkraftwerken. Sie stellen ein wesentliches Element der nach dem Atomgesetz geforderten Sicherheitsüberprüfungen dar. Auch bei Modifikationen der Anlagen sind probabilistische Analysen eine wichtige Bewertungsgrundlage. Ein wesentliches Element von PSA ist die angemessene Berücksichtigung von Kenntnisstandunsicherheiten. Dies umfasst Unsicherheiten von Zuverlässigkeitskenngrößen, die durch den beschränkten Umfang der zur Verfügung stehenden Betriebserfahrung bedingt sind, Unsicherheiten der Übertragbarkeit von Betriebserfahrung auf modellierte Einrichtungen, mit Expertenbewertungen verknüpften Unsicherheiten usw..

Die Einbindung der Unsicherheiten von Zuverlässigkeitskenngrößen in die Fehlerbaum- bzw. Ereignisbaummodelle erfolgt bisher in der Regel mit Hilfe angepasster parametrischer Verteilungen. Dies stellt eine Approximation dar, da nicht alle Verteilungen für Zuverlässigkeitskenngrößen in Form einfacher parametrischer Verteilungen vorliegen. Dies gilt insbesondere für die mit dem Kopplungsmodell ermittelten Verteilungen von Wahrscheinlichkeiten gemeinsam verursachter Ausfälle (GVA) und für Verteilungen von Ausfallraten bzw. Ausfallwahrscheinlichkeiten pro Anforderung, die unter Einbeziehung von Vorinformationen über das zweistufige Bayes'sche Verfahren mittels Superpopulationsansatz ermittelt wurden. Diese Verteilungen liegen als nichtparametrische empirische Verteilungsfunktionen vor, die durch eine parametrische Verteilung nur approximiert werden können. Für die Unverfügbarkeiten aufgrund von GVA gilt zusätzlich, dass die diese Kenngrößen betreffenden epistemischen Unsicherheiten für verschiedene Ausfallkombinationen bei derselben Komponentenart nicht unabhängig voneinander sind. Diese Abhängigkeiten werden zurzeit in Form einer konservativen Approximation berücksichtigt, bei der eine vollständige Kenntnisstandkopplung der einzelnen Verteilungen für die verschiedenen Ausfallkombinationen durchgeführt wird.

Deshalb wurden im Rahmen des vom Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi) geförderten Forschungs- und Entwicklungsvorhaben RS1198 Vergleiche zur quantitativen Erfassung der Auswirkungen der genannten Approximationen durchgeführt. Dazu wurden zunächst die mathematischen und rechentechnischen Voraussetzungen geschaffen, um die entsprechenden nichtparametrischen Verteilungen zu erzeugen und diese in der Unsicherheitsanalyse unmittelbar verwenden zu können. Die Ergebnisse wurden mit den Ergebnissen verglichen, die bei Verwendung der approximativen Verfahren ermittelt erhalten wurden.

Zur Untersuchung in Bezug auf die Quantifizierung von Ausfällen aus gemeinsamer Ursache (GVA) wurde zunächst eine Methodik zur Berücksichtigung der Abhängigkeitsstruktur von GVA-Verteilungen in Fehlerbaumanalysen entwickelt. Diese Methodik wurde auf verschiedene Fehlerbäume angewandt. Es ergab sich, dass die Unsicherheitsanalyse bei der Anpassung von Lognormalverteilungen und der Anwendung der vollständigen Kopplung im Vergleich zu der direkten Verwendung der ungeordneten Samples erkennbar abweichende Ergebnisse liefern kann. Dies betrifft sowohl das Verhalten der Schwänze der Verteilungen als auch in einigen Fällen den Erwartungswert, den Median und den MCS-Punktwert (Punktwert, bei dem alle Basisereignisse mit den Erwartungswerten der Unsicherheitsverteilung der Parameter quantifiziert werden). Hierbei ist die Tendenz erkennbar, dass die Breite der Verteilungen bei Verwendung der ungeordneten Samples größer ist als bei der Verwendung von angepassten Lognormalverteilungen. Allerdings sind die Unterschiede nicht groß. Aus den Ergebnissen kann abgeleitet werden, dass keine Dringlichkeit für eine Weiterentwicklung der Vorgehensweise zur Quantifizierung von Unsicherheiten in Bezug auf die konsistente Berücksichtigung der Abhängigkeiten von GVA-Wahrscheinlichkeiten besteht.

Für die Einzelausfälle wurden zunächst theoretische Abschätzungen durchgeführt, die einen erheblichen Einfluss für Minimalschnitte ergaben, die Basisereignisse enthalten, deren Zuverlässigkeitskenngrößen kenntnisstandgekoppelt sind (z. B. Einzelausfälle gleicher Komponenten). Dies wurde bei Quantifizierungen anhand mehrerer Fehlerbäume bestätigt. Es wurden Lognormalverteilungen, Gammaverteilungen und empirische Verteilungen verglichen. Dabei zeigte sich, dass bei Minimalschnitten, die eine große Zahl (bis zu fünf) kenntnisgekoppelte Basisereignisse enthalten, sehr große Abweichungen (bis zu zwei Zehnerpotenzen) im Erwartungswert der Ergebnisverteilungen auftreten können. Dies zeigt, dass das Anpassen von parametrischen Verteilungen zu einer Veränderung des quantitativen Ergebnisses von PSA-Rechnungen führen kann und deshalb, wenn möglich, vermieden werden sollte. Insbesondere sollten keine Lognormalverteilung verwendet werden, wenn die Unsicherheitsverteilung als analytische Verteilung anderer Gestalt vorliegt, z. B. als Gamma- bzw. Betaverteilungen bei mit dem einstufigen Bayesverfahren geschätzter Unverfügbarkeit aufgrund unabhängiger Ausfälle.

Für Fälle, bei denen nur eine empirische Ergebnisverteilung vorliegt (z. B. beim zweistufigen Bayesverfahren für unabhängige Ausfälle), sollte umfassend überprüft werden, wann eine direkte Verwendung der empirischen Ergebnisverteilung erfolgen muss, was mit erheblichem Mehraufwand bei Durchführung der Rechnungen und insbesondere

der Dokumentation verbunden wäre, und wann eventuell andere mehrparametrische Verteilungen verwendet werden können, durch die die nichtparametrische Verteilung hinreichend genau approximiert werden kann. Hierzu wurden Klassen von möglicherweise infrage kommenden Verteilungen ermittelt und beschrieben. Um diese Frage umfassend zu klären, besteht weiterer Forschungsbedarf.

Abstract

Probabilistic Risk Analyses (PRA) are an important tool for the safety assessment of nuclear power plants. They are an essential element of the Safety Review stipulated in the German Atomic Energy Act. They also represent an important basis for the assessment of plant modifications. One important element of PRA is the appropriate consideration of uncertainties including estimation uncertainties of reliability parameters due to limited operating experience, uncertainties of expert judgments, etc.

Usually, simple parametric distributions such as the lognormal distribution are used to provide uncertainty distributions of reliability parameters for PRA calculations. This constitutes an approximation, since many estimations of uncertainties result in non-parametric distributions. This is the case for common cause failure (CCF) probabilities estimated with the GRS coupling model and for probabilities or rates of independent failures estimated by means of two-stage Bayesian estimation procedures based on the superpopulation approach. The resulting probability distributions quantifying the estimation uncertainty are non-parametric distributions which can only be approximated by parametric distributions. For CCF probabilities, an additional feature has to be taken into account: The unavailabilities due to CCF regarding different failure combinations (e.g. 2 out of 4, 3 out of 4, 4 out of 4) are not independent, i.e. the joint uncertainty distribution of these unavailabilities does not factorize. These dependencies are currently included using a conservative approximation resulting in a maximal covariance compatible with the marginal distributions (so-called complete coupling).

In the research and development project RS1198 sponsored by the German Ministry for Ministry for Economic Affairs and Energy (BMWi), the consequences of these approximations have been investigated. First, the computer programs and tools have been modified to allow the use of nonparametric distributions (i.e. samples) for uncertainty calculations. Then the results have been compared to results obtained when applying the approximations described above.

For the research regarding the quantification of CCF, in a first step, a methodology has been developed to account for the dependence structure of CCF distributions in fault tree analyses. This methodology has been applied to various fault trees. It has been observed that the use of fitted lognormal distributions and application of complete coupling results in different estimates in comparison to the direct use of the samples. This is true both for the tails of the distributions as well as, in some cases, the expected val-

ue, the median, and the MCS value. Generally, the width of the distribution is larger when using the samples than when using fitted lognormal distributions. However, the differences are small. These results imply that a possible enhancement of the procedure for the quantification of uncertainties and the consistent consideration of the dependencies of CCF probabilities to avoid approximation errors do not need to be pursued with high priority.

Regarding independent failures, simple theoretical calculations have been carried out first. These imply that the approximations may be highly relevant especially for cut sets containing basic events with coupled reliability parameters (e.g. single failures of identical components). These findings have been confirmed by means of quantifications of different fault trees. Lognormal distributions, Gamma distributions and empirical distributions have been compared. It was found that for minimal cut sets containing multiple (up to five) coupled basic events deviations of up to two orders of magnitude regarding the expectation values of the resulting uncertainty distributions occurred. This shows that using fitted parametric distributions may lead to significant deviations and should be avoided when possible. For example, if a failure rate is estimated with a single stage Bayesian procedure resulting in a Gamma distribution that distribution should be used directly, not a fitted lognormal distribution.

For cases for which the uncertainty distribution is available as empirical distribution (set of samples) it should be investigated whether a direct use of these is essential (which would cause significant additional effort regarding data handling and documentation) or whether parametric distributions with more parameters may be applied. Classes of possibly suitable distributions have been analyzed in the frame of this project. A further research effort would be necessary to determine which distributions may be used for an adequate approximation under different conditions and what quantitative deviations may result.

Inhaltsverzeichnis

1	Einführung	1
2	Entwicklung von Methoden und Werkzeugen zur konsistenten Berücksichtigung epistemischer Unsicherheiten probabilistischer Kenngrößen in PSA-Rechnungen.....	3
2.1	Bisherige Vorgehensweise	3
2.2	Methodik zur Berücksichtigung der Abhängigkeitsstruktur von GVA-Verteilungen in Fehlerbaumanalysen.....	6
2.2.1	Beschreibung der Abhängigkeitsstruktur für GVA-Wahrscheinlichkeiten unter Verwendung des Kopplungsmodells	6
2.2.2	Beschreibung der bisherigen Vorgehensweise	16
2.2.3	Modifikation der Methodik zur Ermittlung und Erhalt der Abhängigkeitsstruktur	21
2.3	Einbindung nichtparametrischer Verteilungen unabhängiger Ausfälle in die Fehlerbaumanalyse.....	29
3	Vergleichsrechnungen	31
3.1	Angaben zu RiskSpectrum®	32
3.1.1	Einstellungen für RiskSpectrum®	32
3.1.2	Fehler bei der Unsicherheitsanalyse mit RiskSpectrum®	32
3.2	Ergebnisverteilungen für GVA-Ereignisse.....	33
3.2.1	GVA der DDA-Ventile RA11-41S101/2	33
3.2.2	GVA der diversitären Bypass-Ventile RA11-41S260/261	49
3.2.3	GVA der Notstromdiesel EY01-04 und USUS-Diesel EY05/06	62
3.2.4	Zusammenfassung der Ergebnisse und Schlussfolgerung.....	90
3.3	Ergebnisverteilungen für kenntnisstandgekoppelte unabhängige Ereignisse.....	91
3.3.1	Theoretische Überlegungen.....	91
3.3.2	Temperaturmessstellen an der Kondensationskammer für den SWR 69	93
3.3.2.1	Ergebnisse der Unsicherheitsanalysen	95

3.3.3	Analysen für unabhängige Ausfälle mit Verteilungen aus dem Superpopulationsansatz	107
3.3.4	Zusammenfassung der Ergebnisse und Schlussfolgerung.....	117
4	Verwendung mehrparametrischer Verteilungen zur Approximation der Ergebnisverteilung in der Unsicherheitsanalyse	119
4.1	Verallgemeinerte Ausfallratenverteilungen.....	120
4.2	Verallgemeinerte Wahrscheinlichkeitsverteilungen	121
4.3	Schlussfolgerungen	122
5	Zusammenfassung und Ausblick.....	123
	Literaturverzeichnis	127
	Abbildungsverzeichnis	129
	Tabellenverzeichnis	135
A	Anhang A: Neue Erkenntnisse zum Programm RiskSpectrum®	139
B	Anhang B: Herleitung der Näherungsformeln	141
B.1	Lognormalverteilung	143
B.2	Betaverteilung.....	144
B.3	Gammaverteilung	145

1 Einführung

Probabilistische Sicherheitsanalysen (PSA) sind ein wichtiges Instrument für die Sicherheitsbewertung von Kernkraftwerken. Seit der Neufassung des Atomgesetzes vom April 2002 /BUN 02/ ist für alle Kernkraftwerke in Deutschland die Durchführung von Sicherheitsüberprüfungen, die auch PSA umfassen, verpflichtend. Auch bei Modifikationen der Anlagen stellen probabilistische Analysen eine wichtige Bewertungsgrundlage da. Ein wesentliches Element von PSA nach dem Stand von Wissenschaft und Technik ist die angemessene Berücksichtigung von Kenntnisstandunsicherheiten. Dies umfasst insbesondere die Einbeziehung von Unsicherheiten von Zuverlässigkeitskenngrößen, die durch den beschränkten Umfang der zur Verfügung stehenden Betriebserfahrung, Unsicherheiten der Übertragbarkeit von Betriebserfahrung auf modellierte Einrichtungen, mit Expertenbewertungen verknüpften Unsicherheiten usw. bedingt sind.

Die Einbindung der Unsicherheiten von Zuverlässigkeitskenngrößen in die entsprechenden Fehlerbaum- bzw. Ereignisbaummodelle erfolgt bisher in der Regel mit Hilfe parametrischer Verteilungen. In den seitens der GRS durchgeführten PSA wurden dazu überwiegend logarithmische Normalverteilungen (Lognormalverteilungen) verwendet. Jedoch liegen nicht alle Verteilungen für Zuverlässigkeitskenngrößen in Form einfacher parametrischer Verteilungen vor. Dies gilt insbesondere für die mit dem Koppungsmodell /NEA 01/, /KRE 01/ und /KRE 06/ ermittelten Verteilungen von Wahrscheinlichkeiten gemeinsam verursachter Ausfälle (GVA) und für Verteilungen von Ausfallraten bzw. Ausfallwahrscheinlichkeiten pro Anforderung, die unter Einbeziehung von Vorinformationen über das zweistufige Bayes'sche Verfahren (mittels Superpopulationsansatz) ermittelt wurden. Diese Verteilungen liegen als nichtparametrische empirische Verteilungsfunktionen vor, die durch eine parametrische Verteilung nur approximiert werden können. GVA-Ereignisse können einen erheblichen Einfluss auf die berechnete Unverfügbarkeit von Sicherheitssystemen haben. Welche Auswirkung die Approximation einer parametrischen Verteilung an eine nichtparametrische Verteilung auf das Ergebnis einer Unsicherheitsanalyse hat, kann ohne eine speziell darauf ausgerichtete Untersuchung nicht abgeschätzt werden.

Bei den Unverfügbarkeiten aufgrund von GVA ist zusätzlich zu beachten, dass die diese Kenngrößen betreffenden epistemischen Unsicherheiten für verschiedene Ausfallkombinationen bei derselben Komponentenart nicht unabhängig voneinander sind. Zur korrekten Beschreibung der Abhängigkeiten müsste die Verbundwahrscheinlichkeit

dieser Zuverlässigkeitskenngrößen in Unsicherheitsanalysen verwendet werden. Stattdessen wird derzeit eine konservative Approximation verwendet, bei der eine vollständige Kenntnisstandkopplung der einzelnen Verteilungen für die verschiedenen Ausfallkombinationen durchgeführt wird. Untersuchungen über die quantitativen Auswirkungen dieser Approximationen liegen noch nicht vor.

Deshalb wurden nun Vergleiche durchgeführt, um die Auswirkungen der genannten Approximationen quantitativ zu erfassen. Dazu wurden zunächst die Voraussetzungen geschaffen, um die entsprechenden nichtparametrischen Verteilungen zu erzeugen und diese in der Unsicherheitsanalyse zu berücksichtigen. Die Entwicklung eines entsprechenden Konzepts und die zur Umsetzung notwendige Modifikation und Erweiterung der für die Quantifizierung eingesetzten Rechenprogramme sind in den Kapiteln 2 beschrieben. In Kapitel 3 werden die eigentlichen Vergleichsrechnungen und ihre Ergebnisse dargestellt. In Kapitel 4 werden ergänzende Ansätze untersucht, statt empirischer Verteilungen mehrparametrische Verteilungen zur Approximation der Ergebnisverteilung und Verwendung in der Unsicherheitsanalyse zu verwenden. In Kapitel 5 werden die Ergebnisse dann abschließend zusammengefasst.

2 Entwicklung von Methoden und Werkzeugen zur konsistenten Berücksichtigung epistemischer Unsicherheiten probabilistischer Kenngrößen in PSA-Rechnungen

In diesem Abschnitt wird die Entwicklung von Methoden und Werkzeugen zur konsistenten Berücksichtigung epistemischer Unsicherheiten probabilistischer Kenngrößen in PSA-Rechnungen beschrieben. Zunächst wird die bisherige Vorgehensweise erläutert. Anschließend wird die Weiterentwicklung dargestellt, die eine unmittelbare Verwendung empirischer Verteilungen und eine korrekte (nichtkonservative) Berücksichtigung der Abhängigkeit der verschiedenen Ausfallkombinationen bei GVA-Wahrscheinlichkeiten erlaubt (Abschnitt 2.2). Die Weiterentwicklungen für unabhängige Ausfälle werden in Abschnitt 2.3 behandelt.

2.1 Bisherige Vorgehensweise

Die Einbindung der Kenntnisstandunsicherheiten (epistemische Unsicherheiten) von Zuverlässigkeitskenngrößen in die entsprechenden Fehlerbaum- bzw. Ereignisbaummodelle erfolgt bisher in der Regel mit Hilfe parametrischer Verteilungen. In der GRS wurden dazu überwiegend Lognormalverteilungen verwendet. Dies ist vor allem darin begründet, dass Lognormalverteilungen eine traditionell bei Zuverlässigkeitsbewertungen verwendete Verteilungsfunktion sind, wenn relativ große Unsicherheiten beschrieben werden müssen, viele Ausfallraten mit Lognormalverteilungen dokumentiert wurden und die Lognormalverteilung aufgrund ihrer besonderen Eigenschaften durch Experten einfach handhabbar ist. Daher wurden die Unsicherheiten der Zuverlässigkeitskenngrößen durch eine Lognormalverteilung beschrieben, deren Parameter durch einen Zentralwert (Median oder Mittelwert) und einen sogenannten K_{95} -Faktor analytisch bestimmt werden konnten. Der K_{95} -Faktor drückt das Verhältnis zwischen 95 %-Quantil (x_{95}) und 50 %-Quantil (x_{50}) der Verteilung aus, d. h. $K_{95} = x_{95} / x_{50}$. Anhand dieser beiden Angaben – Zentralwert und K_{95} -Faktor – konnten die Unsicherheiten einer Zuverlässigkeitskenngröße relativ einfach durch eine Lognormalverteilung beschrieben – und durch Experten geschätzt – werden.

Gleichzeitig stellt die Lognormalverteilung nicht für alle Zuverlässigkeitskenngrößen eine geeignete Verteilung zur Beschreibung ihrer epistemischen Unsicherheiten dar. Beispielsweise ist die Lognormalverteilung grundsätzlich nicht für diejenigen Zuverlässigkeitskenngrößen geeignet, die eine Wahrscheinlichkeit ausdrücken, wie z. B. Ausfallwahrscheinlichkeit einer Komponente pro Anforderung, menschliche Fehlerwahr-

scheinlichkeit oder GVA-Wahrscheinlichkeit einer Ausfallkombination. Da eine Wahrscheinlichkeit nur auf dem Wertebereich $(0,1)$ definiert ist, die Lognormalverteilung jedoch den Wertebereich $(0,\infty)$ hat, kann es bei Durchführung einer Unsicherheitsanalyse zu falschen und unplausiblen Ergebnissen kommen. Insbesondere dann, wenn bzgl. einer Zuverlässigkeitskenngröße ein relativ hoher Zentralwert und ein relativ großer k_{95} -Faktor angegeben wurden, könnte in einer Unsicherheitsanalyse leicht die Situation auftreten, dass Wahrscheinlichkeitswerte > 1 aus der Lognormalverteilung ausgespielt würden, was definitiv zu einem falschen Ergebnis führte.

Als Abhilfe eine Stutzung der Lognormalverteilung bei dem Wert 1 vorzunehmen führt zu weiteren Problemen: Durch die Stutzung erhält man in der Regel einen kleineren Erwartungswert für den Parameter, wodurch dann eine Verzerrung der Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse resultiert.

Über Bayes'sche Verfahren können Verteilungen für Zuverlässigkeitskenngrößen mathematisch konsistent aus Beobachtungsdaten hergeleitet werden. Unter der Annahme einer nicht-informativen a-priori Verteilung nach dem Verfahren von Jeffreys /BOX 73/ ergibt sich dabei für Ausfallraten eine Gammaverteilung und für Ausfallwahrscheinlichkeiten pro Anforderung eine Betaverteilung. Die Parameter dieser Verteilungen werden dabei aus den vorliegenden Beobachtungsdaten bestimmt. Aus diesem Grund liegt es nahe, die Verteilungen von Zuverlässigkeitskenngrößen durch die jeweiligen über Bayes'sche Verfahren geschätzten Gamma- und Betaverteilungen oder durch nichtparametrische Verteilungen anzugeben. Um den Einfluss zusätzlicher Unsicherheitsquellen auf die geschätzten Verteilungen zu berücksichtigen, kann nach dem in /STI 09/ beschriebenen Verfahren eine nachträgliche Verbreiterung (Varianzerhöhung) der Verteilungen durchgeführt werden. Verteilungen in nichtparametrischer Form liegen insbesondere für die mit dem Kopplungsmodell /NEA 01/, /KRE 06/ und /STI 09/ bestimmten Verteilungen von GVA-Wahrscheinlichkeiten und für Verteilungen von Ausfallraten bzw. Ausfallwahrscheinlichkeiten pro Anforderung, die unter Einbeziehung von Vorinformationen über das zweistufige Bayes'sche Verfahren (Superpopulationsansatz) /PES 97/ ermittelt wurden, vor. Diese nichtparametrischen empirischen Verteilungsfunktionen können durch eine parametrische Verteilung nur approximiert werden.

Da insbesondere GVA-Ereignisse einen erheblichen Einfluss auf die berechnete Unverfügbarkeit von Sicherheitssystemen haben können, kann die Qualität der Approximation einer parametrischen Verteilung eine nicht zu vernachlässigende Bedeutung für

die Ergebnisse einer Unsicherheitsanalyse haben. Untersuchungen über die quantitativen Auswirkungen dieser Approximationen liegen noch nicht vor.

Ein weiterer Untersuchungsschwerpunkt liegt in der Verwendung von Verteilungen für GVA-Wahrscheinlichkeiten von Komponentengruppen in einer Fehlerbaumanalyse. Der mathematische Ansatz des GVA-Modells der GRS verwendet einen Parameter (Kopplungsparameter), mit dessen Hilfe die GVA-Wahrscheinlichkeiten für jede Ausfallkombination über eine Binomialverteilung berechnet wird /NEA 01/, /KRE 06/, /STI 09/. Die berechneten GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen sind somit abhängig vom Wert dieses Kopplungsparameters. Die Schätzung des Kopplungsparameters des GVA-Modells unterliegt epistemischen Unsicherheiten. Durch die Verteilung des Kopplungsparameters und die Fortpflanzung der entsprechenden Unsicherheiten durch das GVA-Modell sind auch die ermittelten GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen unsicher. Die Unsicherheiten werden über das Kopplungsmodell durch entsprechende nichtparametrische Verteilungen dargestellt. Die Abhängigkeit der GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen vom Kopplungsparameter hat zur Folge, dass auch die Verteilungen der GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen jeweils voneinander abhängig sind. Durch die Ermittlung der Verteilungsfunktion für jede Ausfallkombination wurde bisher die Abhängigkeitsstruktur dieser Verteilungen zerstört, so dass die GVA-Verteilungen der Ausfallkombinationen einer Komponentengruppe entweder als unabhängige Verteilungen oder als vollständig gekoppelte Verteilungen in die Unsicherheitsanalyse des Fehlerbaummodells eingegangen sind.

In diesem Arbeitspaket wurde eine Methodik erarbeitet, mit der die Abhängigkeitsstruktur von GVA-Wahrscheinlichkeiten bzgl. der (k von r)-Ausfallkombinationen ($k = 1, \dots, r$) einer Zielkomponentengruppe berechnet werden und die GVA-Wahrscheinlichkeiten unter Berücksichtigung ihrer Abhängigkeitsstruktur in das Werkzeug RiskSpectrum[®] zur Fehlerbaumanalyse eingelesen werden können. Da diese Abhängigkeitsstruktur bisher noch nicht berücksichtigt wurde, wird in Vergleichsrechnungen der Einfluss ermittelt, den die Berücksichtigung der Abhängigkeitsstruktur von GVA-Verteilungen gegenüber der bisherigen Vorgehensweise auf die Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse der Minimalschnitte hat, welche sich aus der Fehlerbaumanalyse ergeben.

2.2 Methodik zur Berücksichtigung der Abhängigkeitsstruktur von GVA-Verteilungen in Fehlerbaumanalysen

Wie oben dargestellt, unterliegen die über mit dem Kopplungsmodell berechneten Verteilungen von GVA-Wahrscheinlichkeiten einer Abhängigkeitsstruktur, die bisher nicht realistisch in der Fehlerbaumanalyse berücksichtigt wurde. Um zu ermitteln, welchen Einfluss die Abhängigkeit zwischen den GVA-Verteilungen der Ausfallkombinationen auf die Ergebnisse der Fehlerbaumanalyse hat, muss zunächst die Abhängigkeitsstruktur zwischen den GVA-Verteilungen des Kopplungsmodells ermittelt und eine Methodik bereitgestellt werden, wie die abhängigen GVA-Verteilungen in der Fehlerbaumanalyse berücksichtigt werden.

In Abschnitt 2.2.1 findet sich die Beschreibung der Abhängigkeitsstruktur zwischen den ermittelten GVA-Verteilungen und ihrer Ursachen. Abschnitt 2.2.2 stellt die bisherige Vorgehensweise dar. In Abschnitt 2.2.3 werden die Modifikationen des Programmablaufs beschrieben, die notwendig sind, um die Abhängigkeitsstruktur zu ermitteln und in den Ergebnissen korrekt abzubilden.

2.2.1 Beschreibung der Abhängigkeitsstruktur für GVA-Wahrscheinlichkeiten unter Verwendung des Kopplungsmodells

In der folgenden Herleitung werden nur diejenigen Eigenschaften des Kopplungsmodells beschrieben, die zur Beschreibung der Abhängigkeitsstruktur der ermittelten Verteilungen für GVA-Wahrscheinlichkeiten von Ausfallkombinationen einer Komponentengruppe notwendig sind. Das Kopplungsmodell ist umfassend in /NEA 01/, /KRE 06/, /STI 09/ beschrieben.

Aufgrund verschiedener Unsicherheitsquellen (Datenunsicherheiten, Interpretationsunsicherheiten, Expertenunsicherheiten) ist die Schätzung des Parameters für das Kopplungsmodell ebenfalls mehr oder weniger großen Unsicherheiten unterworfen. Da die Schätzung des Kopplungsparameters durch einen numerischen Algorithmus über Monte-Carlo-Simulation erfolgt, wird die Unsicherheit des Kopplungsparameters π über eine nichtparametrische Verteilung P_{π} beschrieben.

Als nichtparametrische Verteilung wird in diesem Zusammenhang eine Verteilung verstanden, die nicht durch einen oder mehrere Parameter charakterisiert sind (wie z. B. Exponentialverteilung, Normal- und Lognormalverteilung, Betaverteilung etc.), sondern

durch eine mehr oder weniger große Anzahl verschiedener Werte (Samples) durch das Berechnungsverfahren geschätzt wird. Die Anzahl der Samples, durch die die Verteilung beschrieben wird, hängt vom Stichprobenumfang der Monte-Carlo-Simulation ab, über welche die nichtparametrische Verteilung ermittelt wird. Je größer der Stichprobenumfang der Monte-Carlo-Simulation ist, desto genauer wird die Verteilung beschrieben, die die Unsicherheiten der jeweiligen Zuverlässigkeitskenngröße bzgl. der berücksichtigten Unsicherheitsquellen ausdrückt.

Bei der Berechnung von GVA-Wahrscheinlichkeiten mit dem Kopplungsmodell wird die Verteilung des Modellparameters π je nach angestrebter Schätzgenauigkeit durch üblicherweise 1000 bis 100000 Samples geschätzt. Der Schätzalgorithmus wird demnach 1000 mal bzw. 100000 mal mit unterschiedlichen Werten durchgeführt, die zufällig aus den Verteilungen ausgespielt werden, die sich aus den gegebenen GVA-Ereignissen und den dazu existierenden Unsicherheiten ergeben haben. Ordnet man die Werte der Größe nach, so ergibt sich für 1000 Samples eine Schätzung der nichtparametrischen Verteilungsfunktion

$$P_{\pi} = \begin{pmatrix} \pi_1 \\ \vdots \\ \pi_{1000} \end{pmatrix}$$

für den Parameter π des Kopplungsmodells.

Die Verteilung P_{π} drückt die Unsicherheit des nicht genau bekannten Wertes des Kopplungsparameters π aus. Wenn aus P_{π} ein zufälliger Wert ausgespielt wird, so wird dieser Wert als ein möglicher ‚wahrer‘ Wert für π betrachtet. Der Parameter π wird in diesem Zusammenhang als die Ausfallwahrscheinlichkeit interpretiert, die jede Komponente der Komponentengruppe aufgrund der gemeinsamen Ursache annimmt. Es wird angenommen, dass jede der Komponenten unabhängig von den anderen mit der Wahrscheinlichkeit π ausfallen kann. Diese Annahme ist gerechtfertigt, solange keine Begründung vorliegt, dass der Ausfall einer Komponente aus der Gruppe Einfluss auf den Ausfall einer anderen Komponente der Gruppe hat.

Unter dieser Annahme, dass die Ausfälle der Komponenten einer Komponentengruppe unabhängig voneinander sind, kann über die Binomialverteilung die Wahrscheinlichkeit berechnet werden, dass von den r gegebenen Komponenten einer Gruppe k Komponenten aufgrund der gemeinsamen Ursache ausfallen. Das zugrundeliegende Modell

zur Schätzung der GVA-Wahrscheinlichkeit eines (k von r)-Ausfalls einer Komponentengruppe der Größe r ist gegeben durch:

$$q_{k \text{ von } r} = t_{FEZ} \cdot f_j \cdot \lambda \cdot \binom{r}{k} \cdot \pi^k \cdot (1-\pi)^{r-k} \quad (2.1)$$

Dabei bezeichnet

t_{FEZ} die mittlere Fehlerentdeckungszeit der Komponentengruppe in der Zielanlage.

f_j den Übertragbarkeitsfaktor des beobachteten Ereignisses j auf die Komponentengruppe der Zielanlage.

λ die Eintrittsrate des GVA-Ereignisses, deren Unsicherheit durch eine Gammaverteilung mit den Parametern 1.5 und T gegeben ist.

T bezeichnet dabei die gesamte Beobachtungszeit der Komponentengruppen.

Der Faktor $t_{FEZ} \cdot f_j \cdot \lambda$ in der Gleichung (2.1) kann als Schätzwert der Wahrscheinlichkeit betrachtet werden, dass bei Anforderung der Komponentengruppe in der Zielanlage die Auswirkung eines GVA-Schocks wie bei dem betrachteten Ereignis j vorliegt. Unsicherheiten bzgl. der Schätzung der Fehlerentdeckungszeit t_{FEZ} und des Übertragbarkeitsfaktors f_j werden im Kopplungsmodell bislang nicht berücksichtigt. Der Binomialterm $\binom{r}{k} \cdot \pi^k \cdot (1-\pi)^{r-k}$ der Gleichung (2.1) ist die Wahrscheinlichkeit dafür, dass von den r Komponenten der Gruppe k gleichzeitig ausfallen. In den Binomialterm geht die durch das GVA-Phänomen erzeugte Ausfallwahrscheinlichkeit π ein, die für jede Komponente der Gruppe gilt.

Die Schätzung bzgl. des Parameters π des Modells in Gleichung (2.1) ist unsicher und liegt in Form einer nichtparametrischen Verteilung P_π vor. Die Verteilung P_π dient als Grundlage zur Berechnung der Verteilungen der GVA-Wahrscheinlichkeiten für die Ausfallkombinationen einer Komponentengruppe.

Für eine Komponentengruppe der Größe r werden die GVA-Wahrscheinlichkeiten für die Ausfallkombinationen (1 von r), (2 von r), ..., (r von r) nach folgendem Vorgehen berechnet.

- Aus der Gammaverteilung der Eintrittsrate λ und der nichtparametrischen Verteilung P_π des Kopplungsparameters wird pro Simulationslauf jeweils ein Zufallswert

ausgespielt. Diese seien mit λ_s bzw. π_s , $s = 1, \dots, N_{sim}$ bezeichnet, wobei N_{sim} die Anzahl der durchgeführten Simulationen angibt.

- Für den ersten Simulationslauf werden die ausgespielten Werte λ_1 und π_1 über die Gleichung (2.1) in die Gleichung (2.1) eingesetzt. Damit ergibt sich eine GVA-Wahrscheinlichkeit

$$q_{1\ v\ r;1} = t_{FEZ} \cdot f_j \cdot \lambda_1 \cdot \binom{r}{1} \cdot \pi_1^1 \cdot (1-\pi_1)^{r-1} \quad \text{für den (1 von r) - Ausfall}$$

$$q_{2\ v\ r;1} = t_{FEZ} \cdot f_j \cdot \lambda_1 \cdot \binom{r}{1} \cdot \pi_1^2 \cdot (1-\pi_1)^{r-2} \quad \text{für den (2 von r) - Ausfall}$$

⋮

$$q_{r\ v\ r;1} = t_{FEZ} \cdot f_j \cdot \lambda_1 \cdot \binom{r}{r} \cdot \pi_1^r \quad \text{für den (r von r) - Ausfall}$$

- Für den Simulationslauf 2 werden die ausgespielten Werte λ_2 und π_2 in die Gleichung (2.1) eingesetzt. Damit ergibt sich eine GVA-Wahrscheinlichkeit

$$q_{1\ v\ r;2} = t_{FEZ} \cdot f_j \cdot \lambda_2 \cdot \binom{r}{1} \cdot \pi_2^1 \cdot (1-\pi_2)^{r-1} \quad \text{für den (1 von r) - Ausfall}$$

$$q_{2\ v\ r;2} = t_{FEZ} \cdot f_j \cdot \lambda_2 \cdot \binom{r}{2} \cdot \pi_2^2 \cdot (1-\pi_2)^{r-2} \quad \text{für den (2 von r) - Ausfall}$$

⋮

$$q_{r\ v\ r;2} = t_{FEZ} \cdot f_j \cdot \lambda_2 \cdot \binom{r}{r} \cdot \pi_2^r \quad \text{für den (r von r) - Ausfall}$$

- Für die nachfolgenden Simulationsläufe $i = 3, \dots, N_{sim}$ werden die GVA-Wahrscheinlichkeiten gemäß Gleichung (2.1) analog ermittelt. Für den Simulationslauf N_{sim} werden somit die ausgespielten Werte λ_{nsim} und π_{nsim} in die Gleichung (2.1) eingesetzt. Damit ergibt sich eine GVA-Wahrscheinlichkeit

$$q_{1 \vee r; N_{\text{sim}}} = t_{\text{FEZ}} \cdot f_j \cdot \lambda_{N_{\text{sim}}} \cdot \binom{r}{1} \cdot \pi_{N_{\text{sim}}}^1 \cdot (1 - \pi_{N_{\text{sim}}})^{r-1} \quad \text{für den (1 von r) - Ausfall}$$

$$q_{2 \vee r; N_{\text{sim}}} = t_{\text{FEZ}} \cdot f_j \cdot \lambda_{N_{\text{sim}}} \cdot \binom{r}{2} \cdot \pi_{N_{\text{sim}}}^2 \cdot (1 - \pi_{N_{\text{sim}}})^{r-2} \quad \text{für den (2 von r) - Ausfall}$$

⋮

$$q_{r \vee r; N_{\text{sim}}} = t_{\text{FEZ}} \cdot f_j \cdot \lambda_{N_{\text{sim}}} \cdot \binom{r}{r} \cdot \pi_{N_{\text{sim}}}^r \quad \text{für den (r von r) - Ausfall}$$

Die GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen k von r , $k = 1, \dots, r$, die für den Simulationslauf i , $i = 1, \dots, N_{\text{sim}}$, berechnet werden, sind durch

$$q_{1 \vee r; i}, q_{2 \vee r; i}, \dots, q_{r \vee r; i}$$

gegeben. Da diese Wahrscheinlichkeiten unter Verwendung der Gleichung (2.1) mit dem gleichen Kopplungsparameter π_s berechnet wurden, der für den Simulationslauf i zufällig aus der Verteilung P_π ausgespielt wurde, sind die berechneten GVA-Wahrscheinlichkeiten $q_{1 \vee r; i}, q_{2 \vee r; i}, \dots, q_{r \vee r; i}$ durch den Parameterwert π_i vollständig voneinander abhängig. Die mit dem Stichprobenumfang N_{sim} und über Gleichung (2.1) ermittelten GVA-Wahrscheinlichkeiten können in der Matrix

$$\begin{pmatrix} q_{1 \vee r, 1} & \dots & q_{r \vee r, 1} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ q_{1 \vee r, N_{\text{sim}}} & \dots & q_{r \vee r, N_{\text{sim}}} \end{pmatrix} \quad (2.2)$$

zusammengefasst werden, wobei die Abhängigkeitsstruktur über die jeweiligen Zeilen $q_{1 \vee r; i}, q_{2 \vee r; i}, \dots, q_{r \vee r; i}$, $i = 1, \dots, N_{\text{sim}}$, festgelegt ist.

An dieser Stelle ist zu betonen, dass die GVA-Wahrscheinlichkeiten für die jeweiligen Ausfallkombinationen in den jeweiligen Spalten der Matrix (2.2) nicht in geordneter Form vorliegen. D. h. die GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombination $k \vee r$

$$\begin{pmatrix} q_{k \ v \ r, 1} \\ q_{k \ v \ r, 2} \\ \vdots \\ q_{k \ v \ r, N_{sim}} \end{pmatrix} \quad k = 1, \dots, r \quad (2.3)$$

beschreiben nicht die kumulative Verteilungsfunktion der GVA-Wahrscheinlichkeiten für den k von r -Ausfall.

Die geordneten Werte des Vektors (2.3) seien im Folgenden mit $q_{k \ v \ r, (1)}, q_{k \ v \ r, (2)}, \dots, q_{k \ v \ r, (N_{sim})}$ bezeichnet. D. h., $q_{k \ v \ r, (1)}$ bezeichnet den kleinsten Wert und $q_{k \ v \ r, (N_{sim})}$ den größten Wert des Vektors.

Werden die GVA-Wahrscheinlichkeiten des Vektors in (2.3) der Größe nach geordnet, so erhält man eine Schätzung der kumulativen Verteilungsfunktion der Ausfallkombination k von r . Um die Abhängigkeitsstruktur bzgl. der Ausfallkombinationen zu berücksichtigen, werden jedem geordneten Wert $q_{k \ v \ r, (i)}$, $i = 1, \dots, N_{sim}$, die GVA-Wahrscheinlichkeiten zugeordnet, die mit dem Wert $q_{k \ v \ r, (i)}$ in der Matrix (2.2) in der gleichen Zeile auftreten. D. h., zu jedem Quantil der kumulativen Verteilung der Ausfallkombination k von r sind die gemäß der Abhängigkeitsstruktur gegebenen Werte der restlichen Ausfallkombinationen zugeordnet.

Es ist zu betonen, dass die Zuordnung der Abhängigkeitsstruktur nur bzgl. der Verteilungsfunktion für eine Ausfallkombination durchgeführt werden kann. Sobald Verteilungsfunktionen für mehr als eine Ausfallkombinationen erzeugt werden, wird die bestehende Abhängigkeitsstruktur bzgl. der Ausfallkombinationen zerstört.

Zur Veranschaulichung soll das nachfolgende Beispiel dienen. Es wird angenommen, dass der Übertragbarkeitsfaktor 1 und die mittlere Fehlerentdeckungszeit 332 h beträgt. Weiter sei angenommen, dass die Unsicherheit bzgl. der Schätzung des Koppungsparameters durch eine Betaverteilung mit den Parametern $\alpha = 2,5$ und $\beta = 4,5$ und die Unsicherheit bzgl. der Eintrittsrate des GVA-Phänomens durch eine Gammaverteilung mit den Parametern $\alpha = 1,5$ und $\beta = 1,14 \text{ E-}04$ gegeben ist. In

Tab. 2.1 werden die Unsicherheiten des Kopplungsparameters und der GVA-Eintrittsrate durch die Angabe von Quantilen dargestellt.

Tab. 2.1 Quantile der geschätzten Verteilung des Kopplungsparameters π und der GVA-Eintrittsrate λ

Quantil	Kopplungsparameter	GVA-Eintrittsrate
5 %	0,104	2,00 E-05
10 %	0,143	3,33 E-05
25 %	0,227	6,92 E-05
50 %	0,343	1,35 E-04
75 %	0,473	2,34 E-04
90 %	0,592	3,57 E-04
95 %	0,659	4,46 E-04
99 %	0,771	6,48 E-04
Mean	0,357	1,71 E-04

Die Verteilungen des Kopplungsparameters und der GVA-Eintrittsrate sind in Abb. 2.1a bzw. Abb. 2.1b grafisch dargestellt.

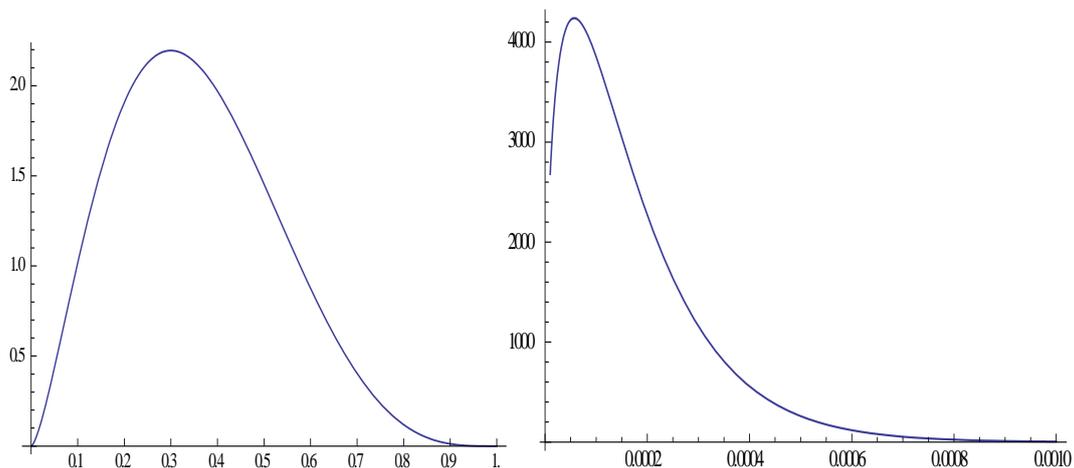


Abb. 2.1 a. Beta (2,5; 4,5)-Verteilung des Kopplungsparameters (links) und b. Gamma (1,5; 1,14 E-04)-Verteilung der GVA-Eintrittsrate (rechts)

Bei einem Stichprobenumfang von 1000 werden aus den beiden Verteilungen jeweils 1000 Werte zufällig ausgespielt. Diese werden jeweils in die Gleichung (2.1) eingesetzt, um die GVA-Wahrscheinlichkeiten für die Ausfallkombinationen zu berechnen. In dem vorliegenden Beispiel sollen die Ausfallkombinationen einer Komponentengruppe der Größe vier berechnet werden. D. h. es werden die GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen (k von 4), $k = 1, \dots, 4$, berechnet.

Die ersten zehn zufällig ausgespielten Werte des Kopplungsparameters π_1, \dots, π_{10} und der GVA-Eintrittsrates $\lambda_1, \dots, \lambda_{10}$ sowie die sich daraus berechneten GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen, sind in Tab. 2.2 aufgeführt.

Tab. 2.2 Abhängigkeitsstruktur zwischen den GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen (k von 4), $k = 1, \dots, 4$ für die ersten 10 Simulationswerte

Simulation	Π	Λ	Ausfallkombinationen			
			1 von 4	2 von 4	3 von 4	4 von 4
1	0,595	5,87 E-05	3,08 E-03	6,79 E-03	6,64 E-03	2,44 E-03
2	0,175	1,28 E-04	1,68 E-02	5,34 E-03	7,55 E-04	4,01 E-05
3	0,205	9,79 E-05	1,34 E-02	5,18 E-03	8,90 E-04	5,74 E-05
4	0,467	1,46 E-04	1,37 E-02	1,80 E-02	1,05 E-03	2,30 E-03
5	0,282	1,25 E-05	1,73 E-03	1,02 E-03	2,68 E-04	2,63 E-05
6	0,389	5,15 E-05	6,07 E-03	5,79 E-03	2,45 E-03	3,90 E-04
7	0,435	2,16 E-04	2,25 E-02	2,59 E-02	1,33 E-02	2,56 E-03
8	0,340	3,80 E-04	4,93 E-02	3,82 E-02	1,31 E-02	1,69 E-03
9	0,477	1,16 E-04	1,05 E-02	1,44 E-02	8,75 E-03	1,99 E-03
10	0,240	1,47 E-04	2,05 E-02	9,69 E-03	2,04 E-03	1,60 E-04

Die GVA-Wahrscheinlichkeiten die zu berechnenden Ausfallkombinationen werden pro Simulationslauf mit dem gleichen Wert des Kopplungsparameters berechnet, der für den gegebenen Simulationslauf zufällig aus der Verteilung des Kopplungsparameters π ausgespielt wird. Dadurch ergibt sich für jeden Simulationslauf eine Abhängigkeit zwischen den GVA-Wahrscheinlichkeiten der berechneten Ausfallkombinationen. Die

Problematik, die in diesem Arbeitspunkt untersucht werden soll, besteht darin, dass die Abhängigkeitsstruktur zwischen den GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen nicht erhalten bleibt, wenn für jede einzelne Ausfallkombination die kumulierte Verteilung separat ermittelt wird. Dies soll an den Werten der ersten zehn Simulationsrechnungen in Tab. 2.1 veranschaulicht werden.

Man betrachte die Werte der Ausfallkombinationen (k von 4), $k = 1, \dots, 4$, des Simulationslaufs 1: Für die (1 von 4)-Ausfallkombination beträgt dieser Wert $3,08 \text{ E-}03$. Bezüglich der zehn dargestellten Simulationsläufe ist dies der zweitkleinste Wert der (1 von 4)-Ausfallkombination, was dem 20 %-Quantil entsprechen würde. Der Wert der (2 von 4)-Ausfallkombination des Simulationslaufs 1 beträgt $6,79 \text{ E-}03$. Dies würde dem 50 %-Quantil unter den zehn Werten der Ausfallkombination 2 von 4 entsprechen. Analog würde der Wert des 1. Simulationslaufs dem 60 %-Quantil für die (3 von 4)-Ausfallkombination und dem 90 %-Quantil der 4 von 4-Ausfallkombination entsprechen.

In Tab. 2.3 wurden die Werte der GVA-Wahrscheinlichkeiten separat für jede Ausfallkombination der Größe nach angeordnet. Unter der Voraussetzung eines hinreichend großen Stichprobenumfangs liefern die geordneten Werte aus den Simulationsergebnissen eine Schätzung der kumulierten Verteilungsfunktion der GVA-Wahrscheinlichkeiten. Zur Veranschaulichung der prinzipiellen Problematik sind die 'kumulierten Verteilungen' der Einfachheit halber auf die zehn Simulationsrechnungen von Tab. 2.1 beschränkt. In den Klammern von Tab. 2.3 ist jeweils die Nummer des Simulationslaufs angegeben, in dem die jeweiligen Werte berechnet worden sind.

Da in diesem Beispiel nur ein Stichprobenumfang von zehn gegeben ist, werden hier die kleinsten Werte als 10 %-Quantil der kumulierten Verteilung betrachtet. Die nächstgrößeren Werte liefern dann jeweils die 20 %-Quantile, 30 %-Quantile usw. der jeweiligen Ausfallkombinationen. Wie aus Tab. 2.3 zu sehen ist, wird die Abhängigkeitsstruktur der GVA-Wahrscheinlichkeiten bzgl. der Ausfallkombinationen, wie sie in Tab. 2.2 vorliegt, zerstört, wenn die kumulierten Verteilungen für die Ausfallkombinationen unabhängig voneinander erzeugt werden. Die Werte des 10 %-Quantils der kumulierten Verteilung bestehen für jede Ausfallkombination aus den im Simulationslauf fünf berechneten Werten. D. h. für das 10 %-Quantil der kumulierten Verteilungen bleibt die Abhängigkeitsstruktur, wie sie im Simulationslauf 5 für die GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen berechnet wurden, erhalten. Die Werte des 10 %-Quantils

stellen in diesem Beispiel jedoch die Ausnahme dar. Bei allen anderen Quantilen der kumulierten Verteilungen wird die Abhängigkeitsstruktur nicht beibehalten.

Das 20 %-Quantil für die (1 von 4)-Ausfallkombination besteht aus dem Wert 3,08 E-03, der im Simulationslauf 1 berechnet worden ist. Mit diesem Wert sind durch die Abhängigkeitsstruktur die Werte 6,79 E-03 für die (2 von 4)-Ausfallkombination und die Werte 6,64 E-03 und 2,44 E-03 für die (3 von 4)- und (4 von 4)-Ausfallkombination verbunden (vgl. Simulationslauf 1 in Tab. 2.2). Während das 20 %-Quantil für die (1 von 4)-Ausfallkombination aus dem Wert besteht, der im Simulationslauf 1 berechnet wurde, besteht das 20 %-Quantil der Verteilung für die (2 von 4)-Ausfallkombination aus dem Wert, der im Simulationslauf 3 berechnet wurde. Das 20 %-Quantil der (3 von 4)- und (4 von 4)-Ausfallkombination besteht aus den Werten, die jeweils im Simulationslauf 2 berechnet worden sind. D. h., bei den 20 %-Quantilen der Verteilungen der Ausfallkombinationen wird die Abhängigkeitsstruktur der GVA-Wahrscheinlichkeiten für die Ausfallkombinationen nicht mehr eingehalten. Analog gilt diese Situation für alle weiteren Quantile.

Das heißt, die Quantile der Verteilungen bestehen in der Regel aus Werten, die in unterschiedlichen Simulationsläufen ermittelt worden sind. Dadurch wird die Abhängigkeitsstruktur der GVA-Wahrscheinlichkeiten, die durch die jeweiligen Berechnungen für die Ausfallkombinationen pro Simulationslauf gegeben ist, nicht mehr aufrechterhalten.

Tab. 2.3 Kumulierte Verteilung der GVA-Wahrscheinlichkeiten unabhängig erzeugt für jede Ausfallkombination (k von 4), $k = 1, \dots, 4$

Quantil	Ausfallkombinationen			
	1 von 4	2 von 4	3 von 4	4 von 4
10 %	1,73 E-03 (5)	1,02 E-03 (5)	2,68 E-04 (5)	2,63 E-05 (5)
20 %	3,08 E-03 (1)	5,18 E-03 (3)	7,55 E-04 (2)	4,01 E-05 (2)
30 %	6,07 E-03 (6)	5,34 E-03 (2)	8,90 E-04 (3)	5,74 E-05 (3)
40 %	1,05 E-02 (9)	5,79 E-03 (6)	2,04 E-03 (10)	1,60 E-04 (10)
50 %	1,34 E-02 (3)	6,79 E-03 (1)	2,45 E-03 (6)	3,90 E-04 (6)
60 %	1,37 E-02 (4)	9,69 E-03 (10)	6,64 E-03 (1)	1,69 E-03 (8)
70 %	1,68 E-02 (2)	1,44 E-02 (9)	8,75 E-03 (9)	1,99 E-03 (9)

80 %	2,05 E-02 (10)	1,80 E-02 (4)	1,05 E-02 (4)	2,30 E-03 (4)
90 %	2,25 E-02 (7)	2,59 E-02 (7)	1,31 E-02 (8)	2,44 E-03 (1)
99 %	4,93 E-02 (8)	3,82 E-02 (8)	1,33 E-02 (7)	2,56 E-03 (7)

Anmerkung:

In Klammern sind die Nummern der Simulationsläufe angegeben, in denen die Werte berechnet wurden (vgl. Tab. 2.1).

Die Abhängigkeitsstruktur der GVA-Wahrscheinlichkeiten für die Ausfallkombinationen ergibt sich durch das zugrundeliegende mathematische Modell, in dem mit dem gleichen Wert des Kopplungsparameters die GVA-Wahrscheinlichkeiten der verschiedenen Ausfallkombinationen (k von r), $k = 1, \dots, r$, berechnet wird. Korrekterweise muss diese Abhängigkeitsstruktur in Unsicherheitsanalysen berücksichtigt werden. Im nachfolgenden Abschnitt 2.2 wird die bisherige Vorgehensweise des Kopplungsmodells beschrieben, bei der die Abhängigkeitsstruktur der GVA-Wahrscheinlichkeiten nicht angemessen berücksichtigt werden konnte.

2.2.2 Beschreibung der bisherigen Vorgehensweise

In diesem Abschnitt wird die bisherige Vorgehensweise zur Ermittlung der Verteilungen für GVA-Wahrscheinlichkeiten von Ausfallkombinationen beschrieben. Die Besonderheit des GVA-Modells der GRS besteht darin, dass verschiedene Unsicherheitsquellen, die sich in der Betriebserfahrung gezeigt haben, bei der Berechnung von GVA-Wahrscheinlichkeiten berücksichtigt werden. Bei den Unsicherheitsquellen handelt es sich insbesondere um statistische Unsicherheiten, Unsicherheiten bzgl. der Eintrittsrate des Ereignisses, Interpretationsunsicherheiten und Unsicherheiten der Expertenbewertungen der Komponentenschädigungen. Die statistischen Unsicherheiten ergeben sich aus der relativ kleinen Stichprobe von Ereignissen, die zur Schätzung der GVA-Wahrscheinlichkeit einer Zielkomponentengruppe verwendet werden. Die Unsicherheit bzgl. der Eintrittsrate eines GVA-Ereignisses ergibt sich ebenfalls durch die kleine Stichprobe von beobachteten GVA-Ereignissen.

Die Betriebserfahrung zeigt, dass Komponenten einer Komponentengruppe nicht nur die Zustände ‚Komponente funktioniert‘ oder ‚Komponente ausgefallen‘ annehmen können, sondern auch mehr oder weniger stark geschädigt sein können. In die Schätzung des Kopplungsparameters gehen die Anzahl der ausgefallenen Komponenten sowie die gesamte Anzahl von Komponenten einer Gruppe ein. Eine geschädigte

Komponente, die ihre Funktion zumindest noch teilweise ausfüllt, kann nicht als ausgefallen betrachtet werden. Deshalb wird angenommen, dass die Komponente in Abhängigkeit ihres Schädigungsgrades, mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit in nächster Zeit ausfällt. Durch diese Wahrscheinlichkeiten der geschädigten Komponenten, ergeben sich Unsicherheiten hinsichtlich der in der Komponentengruppe vorliegenden Ausfallsituation. Diese Unsicherheiten werden im Kopplungsmodell als Interpretationsunsicherheiten bezeichnet.

Das Kopplungsmodell benötigt als Eingabe die Experteneinschätzung, ob die Komponenten einer Gruppe als ausgefallen, schwer geschädigt, leicht geschädigt, sehr leicht geschädigt oder intakt beurteilt werden. Wie die Erfahrung gezeigt hat, kann diese Einschätzung bzgl. verschiedener Experten mehr oder weniger stark variieren. Diese Unsicherheiten der Expertenbewertungen der Komponentenschädigungen werden hier als Expertenunsicherheiten bezeichnet.

Um die Expertenunsicherheiten im GVA-Kopplungsmodell der GRS zu berücksichtigen, wird von jedem der beteiligten Experten eine subjektive Einschätzung über den Schädigungsgrad der einzelnen Komponenten für jedes beobachtete GVA-Ereignis abgegeben. Mit einem entsprechenden mathematischen Ansatz wird unter Berücksichtigung der Interpretationsunsicherheiten für jeden Experten $h = 1, \dots, N_{\text{expert}}$ und für jedes Ereignis $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$ die entsprechende Verteilung $P_{h,j}$ für den Kopplungsparameter ermittelt.

Auf die Interpretationsunsicherheiten wird hier nicht eingegangen, da sie sich ausschließlich auf die Verteilung des Kopplungsparameters auswirken und keine neuen Aspekte bzgl. der Untersuchung der Abhängigkeitsstruktur beitragen.

Durch eine Zufallsstichprobe vom Umfang N_{sim} aus der Verteilung $P_{h,j}$ des Kopplungsparameters und der Verteilung der Eintrittsrate werden nach Gleichung (2-1) für den Experten h , $h = 1, \dots, N_{\text{expert}}$, und für das Ereignis j , $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$, die GVA-Wahrscheinlichkeiten für die Ausfallkombinationen ((1 von r)), ((2 von r)), ..., ((r von r)) der Komponentengruppe der Größe r berechnet, aus denen dann separat für jede Ausfallkombination die kumulierte Verteilungsfunktion ermittelt wird. Die kumulierten Verteilungsfunktionen für die Ausfallkombinationen bzgl. des Experten h und des Ereignisses j seien mit $Q_{1vr,h,j}$, $Q_{2vr,h,j}$, ..., $Q_{rvr,h,j}$ bezeichnet. Durch die Erzeugung der kumulierten Verteilungsfunktionen für die Ausfallkombinationen k von r , $k = 1, \dots, r$ wird bereits an dieser Stelle die Abhängigkeitsstruktur zerstört, wie in Abschnitt 2.2.1 anhand eines Beispiels ausführlich beschrieben wurde.

Da die subjektiven Einschätzungen der Experten bzgl. des GVA-Ereignisses j variieren können, werden die Expertenunsicherheiten bei der Schätzung des GVA-Ereignisses j berücksichtigt, indem die kumulierten Verteilungen der Experten pro Ausfallkombination über eine Mischverteilung bestimmt werden.

Die Verteilung der GVA-Wahrscheinlichkeiten für die $(k \text{ von } r)$ -Ausfallkombination, $k = 1, \dots, r$, ergibt sich unter Berücksichtigung der Expertenunsicherheiten durch die gewichtete Mittelung der Verteilungen $Q_{kvr,1,j}, Q_{kvr,2,j}, \dots, Q_{kvr,N_{\text{expert}},j}$:

$$Q_{kvr,j} = \sum_{h=1}^{N_{\text{expert}}} \frac{1}{N_{\text{expert}}} \cdot Q_{kvr,h,j}, j = 1, \dots, N_{\text{event}} \quad (2.4)$$

Jede Expertenverteilung $Q_{kvr,h,j}$, $h = 1, \dots, N_{\text{expert}}$, $k = 1, \dots, r$ geht hier mit dem gleichen Gewicht $\frac{1}{N_{\text{expert}}}$ in die Berechnung der Mischverteilung ein. Die Mischverteilung kann geschätzt werden, indem aus allen kumulierten Verteilungsfunktionen $Q_{kvr,1,j}, Q_{kvr,2,j}, \dots, Q_{kvr,N_{\text{expert}},j}$ der jeweiligen Experten jeweils eine Stichprobe von Werten gezogen wird, aus denen die kumulierte Verteilungsfunktion $Q_{kvr,j}$ für den $(k \text{ von } r)$ Ausfall des Ereignisses j erzeugt wird. Da jede Expertenverteilung mit dem gleichen Gewicht in die Mischverteilung eingeht, wird aus jeder Verteilung eine Stichprobe mit dem gleichen Umfang ausgespielt.

Diese Simulation von Werten aus den jeweiligen Verteilungsfunktionen $Q_{kvr,1,j}, Q_{kvr,2,j}, \dots, Q_{kvr,N_{\text{expert}},j}$ zur Schätzung der Verteilung der GVA-Wahrscheinlichkeit für die $(k \text{ von } r)$ -Ausfallkombination, $k = 1, \dots, r$, des Ereignisses j war u.a. ein Grund, dass für jede Ausfallkombination separat eine nichtparametrische kumulierte Verteilungsfunktion erzeugt wurde, aus denen man unabhängig voneinander Stichprobenwerte von beliebigem Umfang ziehen konnte.

Für die Schätzung der GVA-Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Komponentengruppe in der Zielanlage (Zielkomponentengruppe) wird eine mehr oder weniger große Anzahl $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$ von beobachteten GVA-Ereignissen, die sich auf vergleichbare Komponentengruppen beziehen, verwendet. Zur Schätzung der GVA-Wahrscheinlichkeiten für eine zu bewertende Komponentengruppe in der Zielanlage wird für jedes beobachtete GVA-Ereignis $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$, das zur Schätzung der Zielkomponentengruppe verwendet wird, der anteilige Beitrag der GVA-Wahrscheinlichkeit für die $(k \text{ von } r)$ -Ausfallkombination, $k = 1, \dots, r$, ermittelt. Zur Berechnung der GVA-Wahrscheinlichkeit der $(k \text{ von } r)$ -Ausfallkombination der Zielkomponentengruppe werden die anteiligen Beiträge der GVA-Ereignisse j , $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$, summiert. Dazu wird aus jeder Verteilung

lung $Q_{kvr,j}$ des Ereignisses j , $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$, ein Zufallswert $q_{kvr,j}$ gezogen, der die jeweilige GVA-Wahrscheinlichkeit beschreibt, mit der das Ereignis j zur Schätzung der GVA-Wahrscheinlichkeit für die k v r -Ausfallkombination der Zielkomponentengruppe beiträgt, d. h.:

$$q_{kvr} = \sum_{j=1}^{N_{\text{event}}} q_{kvr,j} \quad \text{mit} \quad k = 1, \dots, r \quad (2.5)$$

Die zufällige Auswahl der GVA-Wahrscheinlichkeiten $q_{kvr,j}$ aus den Verteilungen $Q_{kvr,j}$, $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$, ist ein weiterer Grund, dass für jede Ausfallkombination separat eine kumulierte Verteilungsfunktion erzeugt wurde, aus denen man unabhängig voneinander Stichprobenwerte von beliebigem Umfang ziehen konnte.

Wenn die zufällige Auswahl und Summation der anteiligen GVA-Wahrscheinlichkeiten der jeweiligen Ereignisse über eine Monte-Carlo-Simulation vom Umfang N_{sim} durchgeführt wird, können die entsprechenden Verteilungen der GVA-Wahrscheinlichkeit für die $(k$ von $r)$ -Ausfallkombination, $k = 1, \dots, r$, der Zielkomponentengruppe geschätzt werden.

Die prinzipielle Vorgehensweise wird über folgende kurze Programmskizze dargestellt:

```
DO j = 1, ..., Nevent
  DO h = 1, ..., Nexpert
    DO k = 1, ..., r
      DO i = 1, ..., Nsim
        Berechnung i der GVA-Wahrscheinlichkeit der
        k v r – Ausfallkombination für Experte h und Ereignis j
      END DO
      Erzeugung der kumulierten Verteilung Qk v r, h der Ausfallkombination
      k v r für Experte h.
    END DO
  END DO
  Zufällige Auswahl von Nsim Stichprobenwerten aus den Verteilungen Qk v r, h, mit
  h=1,...,Nexpert und Erzeugung der Mischverteilung als Schätzung für die Verteilung
  Qk v r, j der GVA-Wahrscheinlichkeit der Ausfallkombination k v r, für k=1,...,r
END DO
Zufällige Auswahl von Nsim Stichprobenwerten aus den Verteilungen Qk v r, j, mit
j=1,..., Nevent und Summierung der anteiligen GVA-Wahrscheinlichkeiten der
Ereignisse 1, ..., Nevent zur Schätzung Qk v r der Verteilung der GVA-Wahrscheinlichkeit
der Zielanlage für die Ausfallkombination k v r, k=1,...,r.
```

Der Nachteil der beschriebenen Vorgehensweise besteht darin, dass die im vorherigen Abschnitt diskutierte Abhängigkeitsstruktur zerstört wird und z. B. in Fehlerbaumanalysen nicht angemessen berücksichtigt werden konnte. Insbesondere führt die oben beschriebene Vernachlässigung der Abhängigkeitsstruktur aber zur Änderungen an den Quantilen der Ergebnisverteilungen. Zur Ermittlung und Erhalt der in Abschnitt 2.1 diskutierten Abhängigkeitsstruktur muss die Vorgehensweise bzw. die Struktur des Rechenprogramms geändert werden. Die Modifikation der Methodik wird im nachfolgenden Abschnitt 2.3 dargestellt.

2.2.3 Modifikation der Methodik zur Ermittlung und Erhalt der Abhängigkeitsstruktur

Um die in Abschnitt 2.2.1 beschriebene Abhängigkeitsstruktur bei der Berechnung von Verteilungen für GVA-Wahrscheinlichkeiten zu ermitteln und in Unsicherheitsanalysen zu berücksichtigen, muss die Berechnungsmethode modifiziert werden.

Für alle in die Schätzung eingehenden Ereignisse $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$ und für alle beteiligten Experten $h = 1, \dots, N_{\text{expert}}$ werden jeweils N_{sim} Berechnungen der GVA-Wahrscheinlichkeiten für die Ausfallkombinationen (k von r), $k = 1, \dots, r$, der Zielkomponentengruppe gemäß Gleichung (2.1) vorgenommen. Um die Abhängigkeitsstruktur der GVA-Wahrscheinlichkeiten bzgl. der Ausfallkombinationen zu berücksichtigen, werden die jeweiligen Berechnungen in einer Matrix abgespeichert. Die modifizierte Vorgehensweise zur Berechnung der GVA-Wahrscheinlichkeiten kann über folgende Programmskizze beschrieben werden:

```
DO j = 1, ... , Nevent
  DO h = 1, ... , Nexpert
    DO i = 1, ... , Nsim
      DO k = 1, ... , r
        Berechnung i der GVA-Wahrscheinlichkeit der
        k v r – Ausfallkombination für Experte h und Ereignis j.
      END DO
      Speicherung der berechneten GVA-Wahrscheinlichkeiten
      q1vr,h,j , q2vr,h,j , ... , qrvr,h,j jeweils für den Simulationslauf i ,
      Experten h und Ereignis j
    END DO
  END DO
END DO
```

Mit dieser Vorschrift werden separat für jedes Ereignis j , jeden Experten h und jeden Simulationslauf i die GVA-Wahrscheinlichkeiten der (k von r)-Ausfallkombinationen berechnet und in einer Matrix abgespeichert. Dabei gilt jedoch weiterhin, dass für jeden

Experten in Abhängigkeit seiner Beurteilung des beobachteten Ereignisses j , $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$, eine eigenständige Verteilung P_{π_j} bzgl. des Kopplungsparameters π_j für das Ereignis j ermittelt wird.

Die Struktur der Matrix ist in der nachfolgenden Tab. 2.4 dargestellt. Die Indizes der GVA-Wahrscheinlichkeiten $q_{kvr,j,h,i}$ in der Tab. 2.3 bezeichnen die Werte jeweils für die Ausfallkombination k von r ($k = 1, \dots, r$), des Ereignisses j ($j = 1, \dots, N_{\text{event}}$), des Experten h ($h = 1, \dots, N_{\text{expert}}$) und dem durchgeführten Simulationslauf i ($i = 1, \dots, N_{\text{event}} * N_{\text{expert}} * N_{\text{sim}}$). Die Abhängigkeit der GVA-Wahrscheinlichkeiten für die Ausfallkombinationen k von r , $k = 1, \dots, r$, ist durch den jeweiligen Kopplungsparameter gegeben, der in jedem Simulationslauf pro Ereignis und Experten zufällig ausgespielt wird.

Tab. 2.4 Struktur der Matrix der berechneten GVA-Wahrscheinlichkeiten $q_{kvr,j,h,i}$ für die Ausfallkombinationen k von r ($k = 1, \dots, r$) pro Simulationslauf i ($i = 1, \dots, N_{\text{sim}}$), für Ereignis j ($j = 1, \dots, N_{\text{event}}$) und Experte h ($h = 1, \dots, N_{\text{expert}}$)

Simulation i	Ereignis j	Experte h	(1 von r)	(2 von r)	...	(r von r)
1	1	1	$q_{1vr,1,1,1}$	$q_{2vr,1,1,1}$...	$q_{rvr,1,1,1}$
2	1	1	$q_{1vr,1,1,2}$	$q_{2vr,1,1,2}$...	$q_{rvr,1,1,2}$
:	:	:	:	:		:
N_{sim}	1	1	$q_{1vr,1,1,N_{\text{sim}}}$	$q_{2vr,1,1,N_{\text{sim}}}$...	$q_{rvr,1,1,N_{\text{sim}}}$
1	1	2	$q_{1vr,1,2,1}$	$q_{2vr,1,2,1}$...	$q_{rvr,1,2,1}$
2	1	2	$q_{1vr,1,2,2}$	$q_{2vr,1,2,2}$...	$q_{rvr,1,2,2}$
:	:	:	:	:	...	:
N_{sim}	1	2	$q_{1vr,1,2,N_{\text{sim}}}$	$q_{2vr,1,2,N_{\text{sim}}}$...	$q_{rvr,1,2,N_{\text{sim}}}$
:	:	:	:	:	...	:
1	1	N_{expert}	$q_{1vr,1,N_{\text{expert}},1}$	$q_{2vr,1,N_{\text{expert}},1}$...	$q_{rvr,1,N_{\text{expert}},1}$
2	1	N_{expert}	$q_{1vr,1,N_{\text{expert}},2}$	$q_{2vr,1,N_{\text{expert}},2}$...	$q_{rvr,1,N_{\text{expert}},2}$
:	:	:	:	:	...	:
N_{sim}	1	N_{expert}	$q_{1vr,1,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$	$q_{2vr,1,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$...	$q_{rvr,1,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$
1	2	1	$q_{1vr,2,1,1}$	$q_{2vr,2,1,1}$...	$q_{rvr,2,1,1}$
:	:	:	:	:	...	:
N_{sim}	2	1	$q_{1vr,2,1,N_{\text{sim}}}$	$q_{2vr,2,1,N_{\text{sim}}}$...	$q_{rvr,2,1,N_{\text{sim}}}$
1	2	2	$q_{1vr,2,2,1}$	$q_{2vr,2,2,1}$...	$q_{rvr,2,2,1}$
:	:	:	:	:	...	:
N_{sim}	2	2	$q_{1vr,2,2,N_{\text{sim}}}$	$q_{2vr,2,2,N_{\text{sim}}}$...	$q_{rvr,2,2,N_{\text{sim}}}$
:	:	:	:	:	...	:

Simulation i	Ereignis j	Experte h	(1 von r)	(2 von r)	...	(r von r)
1	2	N_{expert}	$q_{1vr,2,N_{\text{expert}},1}$	$q_{2vr,2,N_{\text{expert}},1}$...	$q_{rvr,2,N_{\text{expert}},1}$
:	:	:	:	:	...	:
N_{sim}	2	N_{expert}	$q_{1vr,2,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$	$q_{2vr,2,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$...	$q_{rvr,2,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$
:	:	:	:	:	...	:
1	N_{event}	1	$q_{1vr,N_{\text{event}},1,1}$	$q_{2vr,N_{\text{event}},1,1}$...	$q_{rvr,N_{\text{event}},1,1}$
:	:	:	:	:	...	:
N_{sim}	N_{event}	1	$q_{1vr,N_{\text{event}},1,N_{\text{sim}}}$	$q_{2vr,N_{\text{event}},1,N_{\text{sim}}}$...	$q_{rvr,N_{\text{event}},1,N_{\text{sim}}}$
:	:	:	:	:	...	:
1	N_{event}	2	$q_{1vr,N_{\text{event}},2,1}$	$q_{2vr,N_{\text{event}},2,1}$...	$q_{rvr,N_{\text{event}},2,1}$
:	:	:	:	:	...	:
N_{sim}	N_{event}	2	$q_{1vr,N_{\text{event}},2,N_{\text{sim}}}$	$q_{2vr,N_{\text{event}},2,N_{\text{sim}}}$...	$q_{rvr,N_{\text{event}},2,N_{\text{sim}}}$
:	:	:	:	:	...	:
1	N_{event}	N_{expert}	$q_{1vr,N_{\text{event}},N_{\text{expert}},1}$	$q_{2vr,N_{\text{event}},N_{\text{expert}},1}$...	$q_{rvr,N_{\text{event}},N_{\text{expert}},1}$
:	:	:	:	:	...	:
N_{sim}	N_{event}	N_{expert}	$q_{1vr,N_{\text{event}},N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$	$q_{2vr,N_{\text{event}},N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$...	$q_{rvr,N_{\text{event}},N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$

* Zu beachten: Obwohl die Simulationen pro Ereignis und pro Experte jeweils mit $i = 1, \dots, N_{\text{sim}}$ gleich bezeichnet werden, handelt es sich um verschiedene Simulationsläufe. D. h., die Kennzeichnung der unterschiedlichen Simulationsläufe erfolgt nicht nur durch den Index i des Simulationslaufs, sondern durch die Indizes i, j und h des Simulationslaufs i ($i = 1, \dots, N_{\text{sim}}$) des Ereignisses j ($j = 1, \dots, N_{\text{event}}$) und des Experten h ($h = 1, \dots, N_{\text{expert}}$). Die GVA-Wahrscheinlichkeiten $q_{2vr,1,1,N_{\text{sim}}}$ und $q_{2vr,1,2,N_{\text{sim}}}$ sind z. B. in unterschiedlichen Simulationsläufen ermittelt worden.

Um die Abhängigkeitsstruktur zu berücksichtigen, darf das Ergebnis pro Simulation für die jeweiligen $(k \text{ von } r)$ -Ausfallkombinationen nicht als r voneinander unabhängige GVA-Wahrscheinlichkeiten $q_{1vr,j,h,i}, q_{2vr,j,h,i}, \dots, q_{rvr,j,h,i}$ betrachtet werden, sondern ist als r -dimensionale Variable von zusammengehörigen GVA-Wahrscheinlichkeiten $(q_{1vr,j,h,i}, q_{2vr,j,h,i}, \dots, q_{rvr,j,h,i})$ ($j = 1, \dots, N_{\text{event}}, h = 1, \dots, N_{\text{expert}}, i = 1, \dots, N_{\text{sim}}$) zu berücksichtigen.

Somit werden, anstatt für jeden Experten und Ereignis die Verteilungsfunktion der einzelnen $(k \text{ von } r)$ -Ausfallkombinationen ($k = 1, \dots, r$) zu berechnen, zur Ermittlung der Unsicherheiten der GVA-Wahrscheinlichkeiten des Ereignisses j ($j = 1, \dots, N_{\text{event}}$) unter Berücksichtigung der Abhängigkeitsstruktur die N_{sim} r -dimensionalen Stichprobenvektoren von jedem Experten h ($h = 1, \dots, N_{\text{expert}}$) bzgl. des Ereignisses j verwendet. D. h., um die Expertenunsicherheiten der verschiedenen Experten zu berücksichtigen, werden zur Schätzung der Unsicherheiten der GVA-Ausfallkombinationen für das Ereignis j ($j = 1, \dots, N_{\text{event}}$) die r -dimensionalen Stichprobenvektoren $(q_{1vr,j,h,i}, q_{2vr,j,h,i}, \dots, q_{rvr,j,h,i})$, $h = 1, \dots, N_{\text{expert}}, i = 1, \dots, N_{\text{sim}}$, verwendet.

Zur Schätzung der Unsicherheiten der GVA-Ausfallkombinationen bzgl. des GVA-Ereignisses 1 werden unter Berücksichtigung der in Tab. 2.4 dargestellten Abhängigkeitsstruktur die r-dimensionalen Stichprobenvektoren der Experten 1, ..., N_{expert} verwendet, die dargestellt sind durch:

N_{sim} r-dimensionale Vektoren für Experte 1:

$$\begin{pmatrix} q_{1vr,1,1,1} & q_{2vr,1,1,1} & \dots & q_{rvr,1,1,1} \\ q_{1vr,1,1,2} & q_{2vr,1,1,2} & \dots & q_{rvr,1,1,2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ q_{1vr,1,1,N_{\text{sim}}} & q_{2vr,1,1,N_{\text{sim}}} & \dots & q_{rvr,1,1,N_{\text{sim}}} \end{pmatrix}$$

N_{sim} r-dimensionale Vektoren für Experte 2:

$$\begin{pmatrix} q_{1vr,1,2,1} & q_{2vr,1,2,1} & \dots & q_{rvr,1,2,1} \\ q_{1vr,1,2,2} & q_{2vr,1,2,2} & \dots & q_{rvr,1,2,2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ q_{1vr,1,2,N_{\text{sim}}} & q_{2vr,1,2,N_{\text{sim}}} & \dots & q_{rvr,1,2,N_{\text{sim}}} \end{pmatrix}$$

\vdots

N_{sim} r-dimensionale Vektoren für Experte N_{expert} :

$$\begin{pmatrix} q_{1vr,1,N_{\text{expert}},1} & q_{2vr,1,N_{\text{expert}},1} & \dots & q_{rvr,1,N_{\text{expert}},1} \\ q_{1vr,1,N_{\text{expert}},2} & q_{2vr,1,N_{\text{expert}},2} & \dots & q_{rvr,1,N_{\text{expert}},2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ q_{1vr,1,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}} & q_{2vr,1,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}} & \dots & q_{rvr,1,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}} \end{pmatrix}$$

Analog können die Unsicherheiten der anderen zugrunde liegenden Ereignisse 2, ..., N_{event} dargestellt werden. Dabei ist zu beachten, dass die Werte der (k von r)-Ausfallwahrscheinlichkeiten ($k = 1, \dots, r$) bzgl. der oben angegebenen $N_{\text{expert}} \cdot N_{\text{sim}}$ Stichprobenvektoren nicht in geordneter Form vorliegen. D. h., für $k = 1, \dots, r$ gilt nicht:

$$q_{kvr,1,1,1} \leq q_{kvr,1,1,2} \leq \dots \leq q_{kvr,1,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}-1} \leq q_{kvr,1,N_{\text{expert}},N_{\text{sim}}}$$

Dies bedeutet, die vorliegenden r-dimensionalen Stichprobenvektoren beschreiben zwar die Unsicherheiten der abhängigen Wahrscheinlichkeiten für die (k von r)-

Ausfallkombinationen ($k = 1, \dots, r$) bzgl. des GVA-Ereignisses 1. Sie liegen jedoch nicht in der Form einer Verteilungsfunktion vor, aus denen man Quantile eines k von r -Ausfalls, $k = 1, \dots, r$ bzgl. des GVA-Ereignisses bestimmen kann.

Zur Ermittlung der Unsicherheiten der (k von r)-Ausfallkombinationen ($k = 1, \dots, r$) über alle zugrunde liegenden Ereignisse $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$, um diese in einer Unsicherheitsanalyse berücksichtigen zu können, kann jedoch auf die Erzeugung der Verteilungsfunktionen der (k von r)-Ausfallkombinationen ($k = 1, \dots, r$) verzichtet werden.

Das Kopplungsmodell geht von der Annahme aus, dass jedes zugrunde liegende GVA-Ereignis seinen Anteil zur gesamten GVA-Wahrscheinlichkeit eines (k von r)-Ausfalls beiträgt. Damit wird die GVA-Wahrscheinlichkeit q_{kvr} für die (k von r)-Ausfallkombination der Zielkomponentengruppe als Summe der anteiligen GVA-Wahrscheinlichkeiten $q_{kvr,j}$ über alle zugrunde liegenden GVA-Ereignisse j ($j = 1, \dots, N_{\text{event}}$) berechnet (vgl. Gleichung (2.5)).

In der bisherigen Vorgehensweise wurde die Summation durchgeführt, indem aus den entsprechenden Verteilungsfunktionen der (k von r)-Ausfallkombinationen ($k = 1, \dots, r$) der jeweiligen Ereignisse $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$ Stichprobenwerte $q_{kvr,1}, \dots, q_{kvr,N_{\text{event}}}$ zufällig gezogen und summiert wurden. Ausführlicher wurde dies bereits in Abschnitt 2.2, Gleichung (2.5), beschrieben.

Wie erwähnt, ergeben sich durch die Abhängigkeitsstruktur jedoch r -dimensionale Zufallsvektoren anstatt eindimensionaler Zufallsvariablen. Um die Summation der r -dimensionalen Zufallsvektoren über die Ereignisse $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$ durchzuführen, werden die entsprechenden r -dimensionalen Stichprobenvektoren der jeweiligen Ereignisse $j = 1, \dots, N_{\text{event}}$, wie sie in Tab. 2.4 skizziert sind, verwendet und addiert. Die soll im Nachfolgenden beschrieben werden.

Es wird angenommen, dass N_{event} GVA-Ereignisse zugrunde liegen, die von N_{expert} Experten bewertet wurden. Zu jedem Ereignis und jedem Experten werden jeweils N_{sim} Simulationsrechnungen zur Berechnung der GVA-Wahrscheinlichkeiten durchgeführt. Entsprechend der Struktur, die in Tab. 2.4 dargestellt ist, sind die Ergebnisvektoren der (k von r)-Ausfallkombinationen ($k = 1, \dots, r$) jeweils für die N_{expert} Experten;

für das Ereignis 1 gegeben durch:

$$\begin{array}{cccc}
(q_{1vr,1,1,1}, & q_{2vr,1,1,1}, & \dots, & q_{rvr,1,1,1}) \\
(q_{1vr,1,1,2}, & q_{2vr,1,1,2}, & \dots, & q_{rvr,1,1,2}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,1,1,Nsim}, & q_{2vr,1,1,Nsim}, & \dots, & q_{rvr,1,1,Nsim}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,1,Nexpert,1}, & q_{2vr,1,Nexpert,1}, & \dots, & q_{rvr,1,Nexpert,1}) \\
(q_{1vr,1,Nexpert,2}, & q_{2vr,1,Nexpert,2}, & \dots, & q_{rvr,1,Nexpert,2}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,1,Nexpert,Nsim}, & q_{2vr,1,Nexpert,Nsim}, & \dots, & q_{rvr,1,Nexpert,Nsim}) \\
(q_{1vr,1,Nexpert,1}, & q_{2vr,1,Nexpert,1}, & \dots, & q_{rvr,1,Nexpert,1})
\end{array}$$

für das Ereignis 2 gegeben durch:

$$\begin{array}{cccc}
(q_{1vr,2,1,1}, & q_{2vr,2,1,1}, & \dots, & q_{rvr,2,1,1}) \\
(q_{1vr,2,1,2}, & q_{2vr,2,1,2}, & \dots, & q_{rvr,2,1,2}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,2,1,Nsim}, & q_{2vr,2,1,Nsim}, & \dots, & q_{rvr,2,1,Nsim}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,2,Nexpert,1}, & q_{2vr,2,Nexpert,1}, & \dots, & q_{rvr,2,Nexpert,1}) \\
(q_{1vr,2,Nexpert,2}, & q_{2vr,2,Nexpert,2}, & \dots, & q_{rvr,2,Nexpert,2}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,2,Nexpert,Nsim}, & q_{2vr,2,Nexpert,Nsim}, & \dots, & q_{rvr,2,Nexpert,Nsim}) \\
(q_{1vr,2,Nexpert,1}, & q_{2vr,2,Nexpert,1}, & \dots, & q_{rvr,2,Nexpert,1}) \\
& & \vdots &
\end{array}$$

und für das Ereignis N_{event} gegeben durch:

$$\begin{array}{cccc}
(q_{1vr,Nevent,1,1}, & q_{2vr,Nevent,1,1}, & \dots, & q_{rvr,Nevent,1,1}) \\
(q_{1vr,Nevent,1,2}, & q_{2vr,Nevent,1,2}, & \dots, & q_{rvr,Nevent,1,2}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots
\end{array}$$

$$\begin{array}{cccc}
(q_{1vr,Nevent,1,Nsim}, & q_{2vr,Nevent,1,Nsim}, & \dots, & q_{rvr,Nevent,1,Nsim}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,Nevent,Nexpert,1}, & q_{2vr,Nevent,Nexpert,1}, & \dots, & q_{rvr,Nevent,Nexpert,1}) \\
(q_{1vr,Nevent,Nexpert,2}, & q_{2vr,Nevent,Nexpert,2}, & \dots, & q_{rvr,Nevent,Nexpert,2}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,Nevent,Nexpert,Nsim}, & q_{2vr,Nevent,Nexpert,Nsim}, & \dots, & q_{rvr,Nevent,Nexpert,Nsim}) \\
(q_{1vr,Nevent,Nexpert,1}, & q_{2vr,Nevent,Nexpert,1}, & \dots, & q_{rvr,Nevent,Nexpert,1})
\end{array}$$

Die oben aufgeführten $q_{kvr,j,h,i}$ ($k = 1, \dots, r, j = 1, \dots, N_{event}, h = 1, \dots, N_{expert}$ und $i = 1, \dots, N_{sim}$) bedeuten die i -te berechnete GVA-Wahrscheinlichkeit für die (k von r)-Ausfallkombination des Ereignisses j und Experten h .

Die Unsicherheiten über die beteiligten Experten werden über die gewichtete Mittelung (Mischung) der jeweiligen Unsicherheiten der Experten berücksichtigt. Da sich die berechneten Vektoren der GVA-Wahrscheinlichkeiten aus den in einem Simulationslauf zufällig ausgewählten Werten des Kopplungsparameters ergeben, beschreiben sie Zufallsvektoren, die zur Mischung über die Experten direkt verwendet werden können. D. h., die Unsicherheiten über die Experten bzgl. der jeweiligen Ereignisse sind bereits durch die oben dargestellten Vektoren beschrieben. Das bedeutet, für Ereignis 1 ist die Mischung über Experte 1, ..., N_{expert} beispielsweise durch die Zufallsvektoren:

N_{sim} r -dimensionale Vektoren für Experte 1:

$$\begin{array}{cccc}
(q_{1vr,1,1,1}, & q_{2vr,1,1,1}, & \dots, & q_{rvr,1,1,1}) \\
(q_{1vr,1,1,2}, & q_{2vr,1,1,2}, & \dots, & q_{rvr,1,1,2}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,1,1,Nsim}, & q_{2vr,1,1,Nsim}, & \dots, & q_{rvr,1,1,Nsim}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,1,Nexpert,1}, & q_{2vr,1,Nexpert,1}, & \dots, & q_{rvr,1,Nexpert,1}) \\
(q_{1vr,1,Nexpert,2}, & q_{2vr,1,Nexpert,2}, & \dots, & q_{rvr,1,Nexpert,2}) \\
\vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\
(q_{1vr,1,Nexpert,Nsim}, & q_{2vr,1,Nexpert,Nsim}, & \dots, & q_{rvr,1,Nexpert,Nsim})
\end{array}$$

gegeben. Analog können die Unsicherheiten der Ereignisse 2, ..., N_{event} über die Experten beschrieben werden.

Wie bereits erwähnt, werden die GVA-Wahrscheinlichkeiten der jeweiligen zugrunde liegenden Ereignisse als anteilige Wahrscheinlichkeiten betrachtet, die zur Ermittlung der Gesamtwahrscheinlichkeit summiert werden müssen. Unter Berücksichtigung der Abhängigkeitsstruktur müssen die pro Experte und Simulation zugehörigen Zufallsvektoren der Ereignisse summiert werden. Es sind somit folgende Summationen durchzuführen:

$$\begin{aligned}
 S_1 &= \sum_{j=1}^{N_{\text{event}}} (q_{1vr, j, 1, 1}, \dots, q_{rvr, j, 1, 1}) \\
 &\quad \vdots \\
 S_{N_{\text{sim}}} &= \sum_{j=1}^{N_{\text{event}}} (q_{1vr, j, 1, N_{\text{sim}}}, \dots, q_{rvr, j, 1, N_{\text{sim}}}) \\
 &\quad \vdots \\
 S_{(N_{\text{expert}}-1) \cdot N_{\text{sim}}+1} &= \sum_{j=1}^{N_{\text{event}}} (q_{1vr, j, N_{\text{expert}}, 1}, \dots, q_{rvr, j, N_{\text{expert}}, 1}) \\
 &\quad \vdots \\
 S_{N_{\text{expert}} \cdot N_{\text{sim}}} &= \sum_{j=1}^{N_{\text{event}}} (q_{1vr, j, N_{\text{expert}}, N_{\text{sim}}}, \dots, q_{rvr, j, N_{\text{expert}}, N_{\text{sim}}})
 \end{aligned}$$

Mit den Vektoren $S_1, \dots, S_{N_{\text{expert}} \cdot N_{\text{sim}}}$ sind die geschätzten GVA-Wahrscheinlichkeiten der (k von r)-Ausfallkombinationen ($k = 1, \dots, r$) für die Zielkomponentengruppe gegeben wobei,

- die Unsicherheiten über die Experten und
- die Abhängigkeitsstruktur bzgl. der Ausfallkombinationen

berücksichtigt wird. Die Interpretationsunsicherheiten und statistischen Unsicherheiten, die im Kopplungsmodell ebenfalls Berücksichtigung finden, werden wie oben bereits erwähnt bei der Verteilungsschätzung für den Kopplungsparameter behandelt und haben deshalb keinen unmittelbaren Einfluss auf die Abhängigkeitsstruktur.

2.3 Einbindung nichtparametrischer Verteilungen unabhängiger Ausfälle in die Fehlerbaumanalyse

Auch die Einbindung der Kenntnisstandunsicherheiten (epistemische Unsicherheiten) von Zuverlässigkeitskenngrößen, die unabhängige Ausfälle charakterisieren, in die Fehlerbaum- bzw. Ereignisbaummodelle erfolgt bisher in der Regel mit Hilfe parametrischer Verteilungen, wobei in der GRS dazu überwiegend Lognormalverteilungen verwendet wurden. Dabei werden die Parameter der approximierten Lognormalverteilung mit der Bedingung bestimmt, dass das 50 %- und 95 %-Quantil der ursprünglich ermittelten Schätzverteilung beibehalten wird.

Die Lognormalverteilungen zur Beschreibung der Unsicherheiten für Zuverlässigkeitskenngrößen unabhängiger Ausfälle weist für die praktische Anwendung günstige Eigenschaften auf: So kann eine nachträgliche Varianzerhöhung der Verteilung durch eine einfache Formel analytisch durchgeführt werden /PES 10/.

Eine nachträgliche Varianzerhöhung der Schätzverteilungen, die sich aus den Bayes'schen Verfahren bzw. aus dem Kopplungsmodell ergeben, kann auf diese einfache analytische Weise nicht durchgeführt werden. Im Forschungs- und Entwicklungsvorhaben RS1180 wurde eine Methode beschrieben, mit der eine nachträgliche Varianzerhöhung der ursprünglichen Schätzverteilungen über ein numerisches Verfahren durchgeführt werden kann /PES 10/.

Die parametrischen Verteilungen, die sich über den Bayes'schen Ansatz mit nichtinformativer a-priori Verteilung nach den Verfahren von Jeffreys herleiten lassen (d. h. Gamma- bzw. Betaverteilung), können direkt für die Unsicherheitsanalyse der Minimal-schnitte verwendet werden. Wenn für die entsprechenden Gamma- bzw. Betaverteilungen nachträglich eine Varianzerhöhung nach der in /PES 10/ beschriebenen numerischen Methode durchgeführt wird, liegen die Verteilungen nicht mehr in einer parametrischen, sondern in einer nichtparametrischen Form vor.

Ebenso liegt die a-posteriori Verteilung, die sich über den Superpopulationsansatz unter Einbeziehung von Vorinformationen herleiten lässt, als nichtparametrische Verteilung vor. Wenn Vorinformationen in die Berechnung der Zuverlässigkeitskenngrößen eingehen, so wird in der GRS ein fortgeschrittenes mathematisches Modell verwendet, das auf einem zweistufigen Bayes'schen Ansatz beruht /PES 97/. Dieser zweistufige Bayes'sche Ansatz wird auch als ‚Superpopulationsmodell‘ bezeichnet. Unter Verwen-

dung des zweistufigen Bayes'schen Ansatzes kann die a-posteriori Verteilung nicht analytisch, sondern muss numerisch ermittelt werden. Aus diesem Grund liegt in diesem Fall die ermittelte a-posteriori Verteilung als nichtparametrische Verteilung vor, die bisher durch eine parametrische Verteilung (Lognormalverteilung) approximiert wurde. Diese approximierte Lognormalverteilung wurde dann für die Unsicherheitsanalyse des Fehlerbaummodells verwendet.

Untersuchungen, wie gut die Lognormalverteilung eine nichtparametrische Verteilung approximiert, und wie sich die Unterschiede auf die Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse eines Fehlerbaummodells auswirken, wurden bisher noch nicht systematisch durchgeführt.

Zur Einbindung einer parametrischen Verteilung in eine Unsicherheitsanalyse mit dem Werkzeug RiskSpectrum[®] reicht die Information aus, um welche Verteilung es sich handelt und welche Werte die Parameter der Verteilung haben. Damit ist die Unsicherheitsverteilung eindeutig festgelegt und es können beliebig viele Samples aus der Verteilung zufällig ausgespielt und in den Berechnungen der Unsicherheitsanalyse verwendet werden.

Zur Einbindung einer nichtparametrischen Verteilung in eine Unsicherheitsanalyse müssen die Samples, durch die die Verteilung beschrieben wird, einzeln eingelesen werden. Der wesentliche praktische Unterschied zu der Verwendung parametrischen Verteilungen besteht darin, dass zur Spezifikation und Einbindung einer nichtparametrischen Verteilung eine große Menge von Samples erzeugt, gespeichert und in RiskSpectrum[®] eingelesen werden muss. Die Speicherung großer Datenmengen zur Spezifikation von Verteilungen stellt technisch kein Problem dar. Jedoch wird die Dokumentation aufwendiger, für die bei Verwendung einer parametrischen Verteilung nur die Verteilung und ihre Parameter angegeben werden müssen.

Im folgenden Kapitel wird anhand der nachfolgenden Beispielrechnungen untersucht, ob die Verwendung von nichtparametrischen Verteilungen im Vergleich zu den bisher angepassten parametrischen Lognormalverteilungen zu wesentlichen Unterschieden in den Ergebnissen von Unsicherheitsanalysen führen kann.

3 Vergleichsrechnungen

Um den Einfluss der oben dargestellten Abhängigkeitsstrukturen auf die Ergebnisse einer PSA einschätzen zu können, sind für ausgewählte Beispiele realistische Fehlerbaum-Modelle ausgewertet worden. Sowohl für GVA-Ereignisse als auch für unabhängige Ausfälle sind mit RiskSpectrum[®] die Ergebnisse einer Unsicherheitsanalyse für Minimalschnittlisten durchgeführt worden, wobei entweder unkorrelierte Werte aus den angepassten, parametrischen Verteilungen gezogen wurden oder die (ungeordneten) Samples für die nichtparametrischen Verteilungen verwendet wurden.

Mit der aktuellen Version RiskSpectrum[®] 1.2 sind Unsicherheitsberechnungen unter Nutzung vorgegebener Parametersamples möglich. Deshalb war es nicht erforderlich, wie ursprünglich geplant, das GRS-Werkzeug STREUSL zu modifizieren, um die Rechnungen durchführen zu können. Die notwendigen Einstellungen sind im Benutzerhandbuch für die RiskSpectrum[®] Analysis Tools (RSAT) beschrieben /SCA 12/.

Im Folgenden werden zunächst die verwendeten Einstellungen und Einschränkungen für RiskSpectrum[®] dokumentiert. In Abschnitt 3.2 werden dann die Ergebnisse der Vergleichsrechnungen für drei unterschiedliche GVA-Ereignisse vorgestellt und ausgewertet. Es wurden dabei GVA-Ereignisse für Komponenten einer Siedewasserreaktoranlage vom Typ SWR 69 ausgewählt. Dabei liegt der Fokus in diesem Abschnitt insbesondere auf dem Einfluss der Abhängigkeitsstruktur der einzelnen Ausfälle durch GVA auf die jeweiligen Ergebnisse. In Abschnitt 3.3 finden sich Vergleichsrechnungen zum Einfluss der Verteilungsanpassung auf die Ergebnisse in der Unsicherheitsanalyse. Dazu wird zum einen der Einfluss der Verteilungswahl am Beispiel von Lognormalverteilung und Gammaverteilung exemplarisch untersucht, zum anderen wird ein Vergleich zwischen Lognormalverteilung und der Verwendung der nichtparametrischen Verteilung aus der Auswertung der Betriebserfahrung mit einem zwei-stufigen Bayes'schen Verfahren durchgeführt.

3.1 Angaben zu RiskSpectrum®

3.1.1 Einstellungen für RiskSpectrum®

Für die Analysen mit RiskSpectrum® werden die folgenden Einstellungen vorgenommen.

Für alle Unsicherheitsanalysen erfolgt eine Ausgabe der geordneten Liste der Einzelergebnisse über die Einstellung 'LogUNCValues = 1' in RSApps.ini. Eine ungeordnete Ausgabe der Einzelergebnisse ist mit der Version RSAT 3.2.3 nicht möglich.

Für Unsicherheitsanalysen, bei denen Parametersample aus Dateien eingelesen werden sollen, wird die Einstellung 'UserDefinedValues = 1' in RSApps.ini genutzt. In allen anderen Fällen wird die Einstellung 'UserDefinedValues = 0' verwendet.

Die Daten-Dateien mit den Samples der einzelnen Parameter werden in der Datei '!_UserDefSimValues.txt' im Unterverzeichnis '!_QUANTIF_INPUT' des RiskSpectrum®-Projekts definiert.

3.1.2 Fehler bei der Unsicherheitsanalyse mit RiskSpectrum®

Die Unsicherheitsanalyse mit RiskSpectrum® ist mit einigen Fehlern verbunden.

Bei der Durchführung einer Unsicherheitsanalyse mit randomisiertem Parametersampling /SCA 12/ wird nach Auskunft des Programmherstellers Scandpower in der Version RSAT 3.2.2 die Analyse anstatt der vorgegebenen Anzahl N von Simulationen N+1-mal durchgeführt. Bei der Ausgabe der Ergebnisse in der Log-Datei fehlt dann systematisch das Einzelergebnis mit dem größten Wert. Bei der Ausgabe des Erwartungswerts und der Quantile in RiskSpectrum® wird dieses Einzelergebnis jedoch berücksichtigt. Daher lassen sich die Ergebnisse von RiskSpectrum® nicht vollständig mit den Einzelergebnissen der Unsicherheitsanalyse reproduzieren.

Wird bei der Unsicherheitsanalyse das Parametersampling über fest vorgegebene Werte durchgeführt, äußert sich der oben beschriebene Fehler dadurch, dass das erste eingelesene Sample einmal zusätzlich gezählt wird. Dadurch wird das Einzelergebnis mit dem

größten Wert nicht (bzw. einmal weniger, falls mehrmals identische Werte resultieren) ausgegeben.

Erkenntnisse, die sich im Rahmen des Projektes zum Programm RiskSpectrum[®] ergeben haben, sind zusammenfassend im Anhang A dargestellt.

3.2 Ergebnisverteilungen für GVA-Ereignisse

Die Parameter der GVA-Verteilungen liegen als 10000 einzelne Samples vor. Aufgrund der in Abschnitt 3.1.2 dargestellten Fehler bei der Unsicherheitsanalyse mit RiskSpectrum[®] werden jeweils Analysen mit 20000 Samples (Stichproben) durchgeführt. Damit wird insbesondere der korrekte Maximalwert der Ergebnisverteilung für das Sample einmal ausgegeben. Für die RiskSpectrum[®]-interne Berechnung der Zufallszahlen ist dies nicht möglich, jedoch wird durch die Annahme von 20000 Samples der Fehler, dass der Maximalwert der Ergebnisverteilung nicht ausgegeben wird, in seiner Auswirkung reduziert.

3.2.1 GVA der DDA-Ventile RA11-41S101/2

Modellierung

Für den GVA der DDA-Ventile RA11-41S101/2 wurde in der Referenz-PSA /HOL 07/ eine Modellierung mit GVA-Modulen vorgenommen. Diese Modellierung fasst die unterschiedlichen GVA-Kombinationen der acht DDA-Ventile zu vier strangbezogenen Ausfallkombinationen zusammen und verringert so die Anzahl der notwendigen Basiselemente für die GVA-Modellierung. Für die Überprüfung der Auswirkungen einer Unsicherheitsanalyse mit vorgegebenen Samples war es erforderlich, eine explizite Modellierung der GVA-Kombinationen durchzuführen. Dies war für die acht DDA-Ventile der Frischdampfleitung noch mit vertretbarem Aufwand manuell durchführbar. Die in RiskSpectrum[®] verwendeten Parameter für die GVA-Ausfallwahrscheinlichkeiten der GVA-Module bzw. GVA-Kombinationen sind in Tab. 3.1 mit dem Erwartungswert sowie dem Streufaktor der jeweiligen Lognormalverteilung aufgeführt. Dabei wurden neu berechnete GVA-Wahrscheinlichkeiten verwendet. Daher mussten auch die Parameter für die GVA-Module aktualisiert werden. Dies erfolgte mit der entsprechenden MS EXCEL[®]-Tabelle aus der elektronischen Dokumentation zu /HOL 07/. Der Streufaktor der GVA-Module wurde entsprechend Formel (2-53) in /WIE 10/ als gewichtetes Mittel der Streufaktoren der Ausfallkombinationen neu berechnet.

Tab. 3.1 Parameter für GVA der DDA-Ventile RA11-41S101/2

Parameter	Bezeichnung	Erwartungswert	Streufaktor
GVA-Module			
CMRA#1S101/S102	Ausfall 1 Ventil im Strang durch GVA	1,26 E-03	12,8
CMRA-DDA1V4	Ausfall 1 Strang durch GVA	4,59 E-04	12,1
CMRA-DDA2V4	Ausfall 2 Stränge durch GVA	8,29 E-05	29,0
CMRA-DDA3V4	Ausfall 3 Stränge durch GVA	2,66 E-05	82,9
CMRA-DDA4V4	Ausfall 4 Stränge durch GVA	1,30 E-05	232
GVA-Kombinationen			
CMRA-DDA_2V8	GVA 2V8 RA11-41S101/2	6,74 E-05	7,76
CMRA-DDA_3V8	GVA 3V8 RA11-41S101/2	2,60 E-05	9,02
CMRA-DDA_4V8	GVA 4V8 RA11-41S101/2	1,35 E-05	12,5
CMRA-DDA_5V8	GVA 5V8 RA11-41S101/2	9,21 E-06	21,6
CMRA-DDA_6V8	GVA 6V8 RA11-41S101/2	8,15 E-06	44,2
CMRA-DDA_7V8	GVA 7V8 RA11-41S101/2	9,21 E-06	100
CMRA-DDA_8V8	GVA 8V8 RA11-41S101/2	1,30 E-05	232

Für die Untersuchungen mussten die Fehlerbaum-Modellierungen in der Referenz-PSA /HOL 07/ angepasst werden. In Abb. 3.1 ist beispielhaft der Fehlerbaum für den Ausfall des DDA-Ventils RA11S102 durch GVA dargestellt. Der linke Teil des Fehlerbaums (Gatter @DDA-RA11S201CM-5) beschreibt die Modellierung mit GVA-Modulen, wie sie in der Referenz-PSA vorgefunden wurden. Der rechte Teil (Gatter DDA-RA11S102CMV) fasst die zusätzlich modellierten expliziten GVA-Kombinationen zusammen. Über den logischen Schalter GVA-RA-MODUL kann jeweils entweder die eine oder die andere Modellierung für Minimalschnittanalysen aktiviert werden.

Tab. 3.2 Zuordnung der DDA-Ventile RA11-41S101/2 zur Elementnummer der GVA-Gruppe

Komponente	Element in GVA-Gruppe
RA11S101	1
RA11S102	2
RA21S101	3
RA21S102	4
RA31S101	5
RA31S102	6
RA41S101	7
RA41S102	8

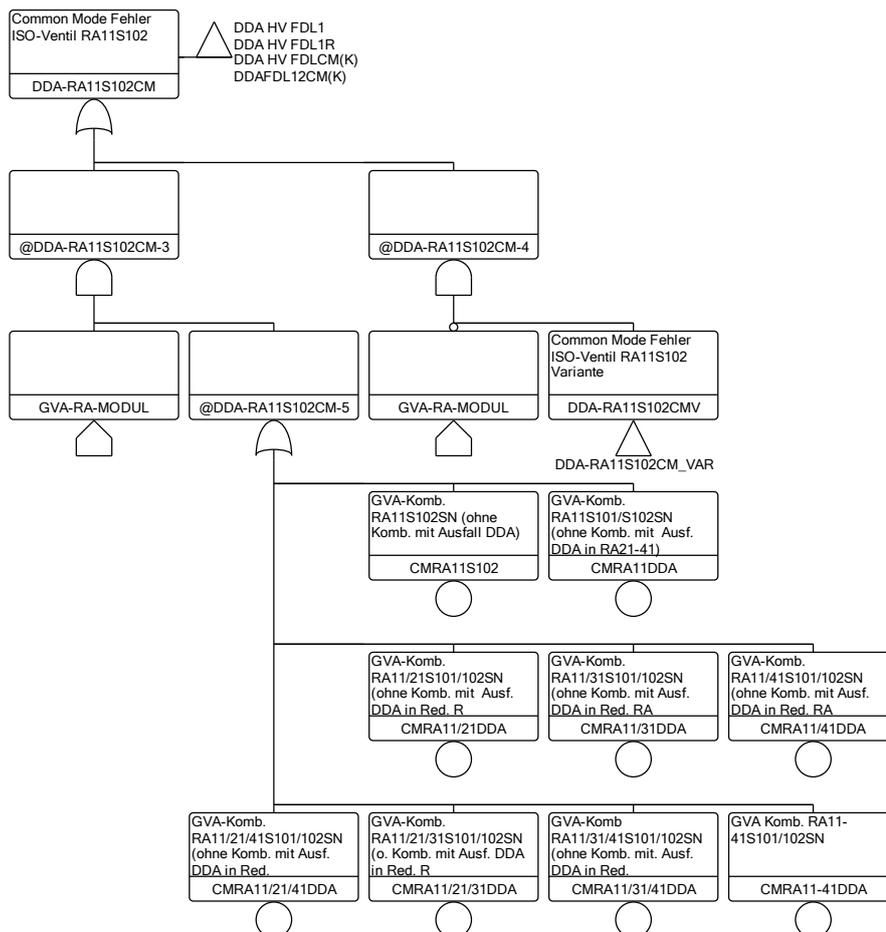


Abb. 3.1 Fehlerbaum für den Ausfall von RA11S102 durch GVA

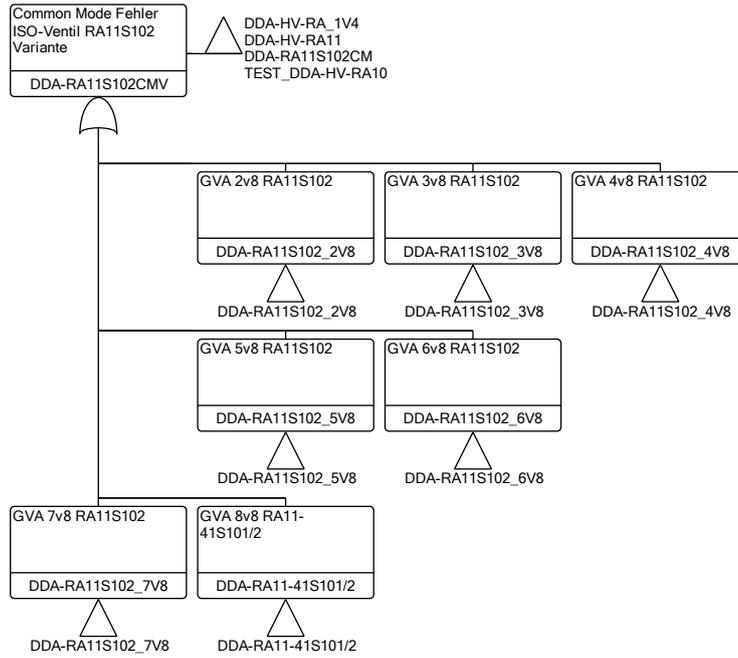


Abb. 3.2 Ausfall von RA11S102 durch explizite GVA-Kombinationen

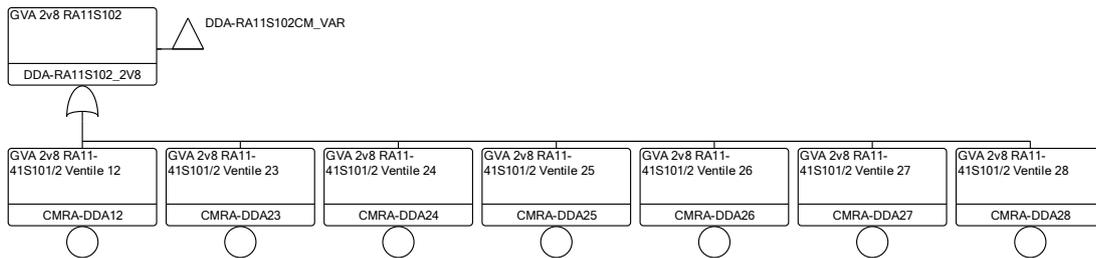


Abb. 3.3 Ausfall von RA11S102 durch 2-von-8 GVA-Kombinationen

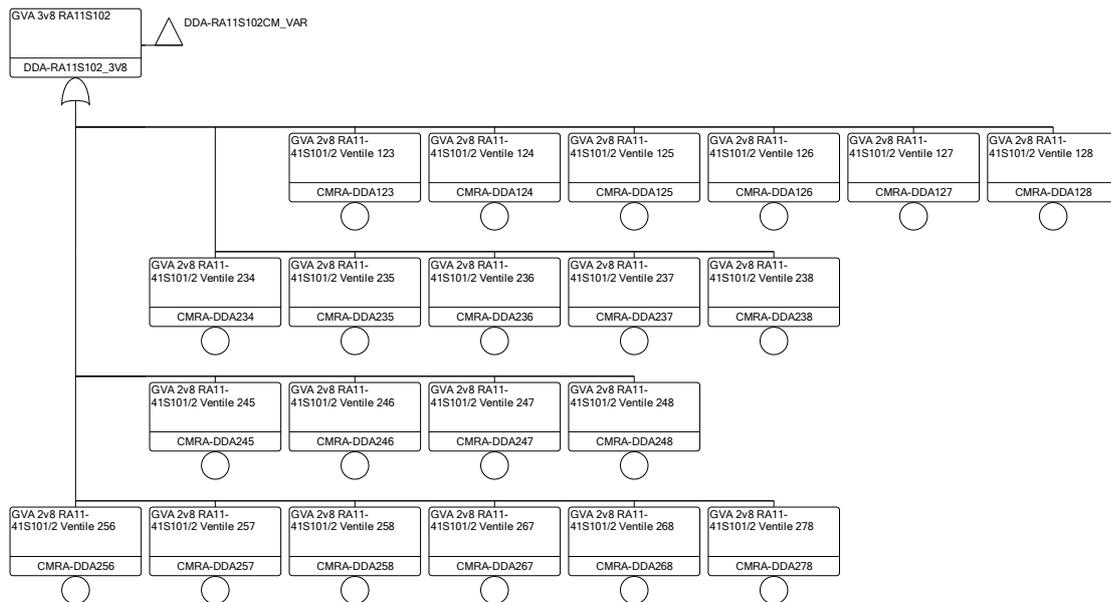


Abb. 3.4 Ausfall von RA11S102 durch 3-von-8 GVA-Kombinationen

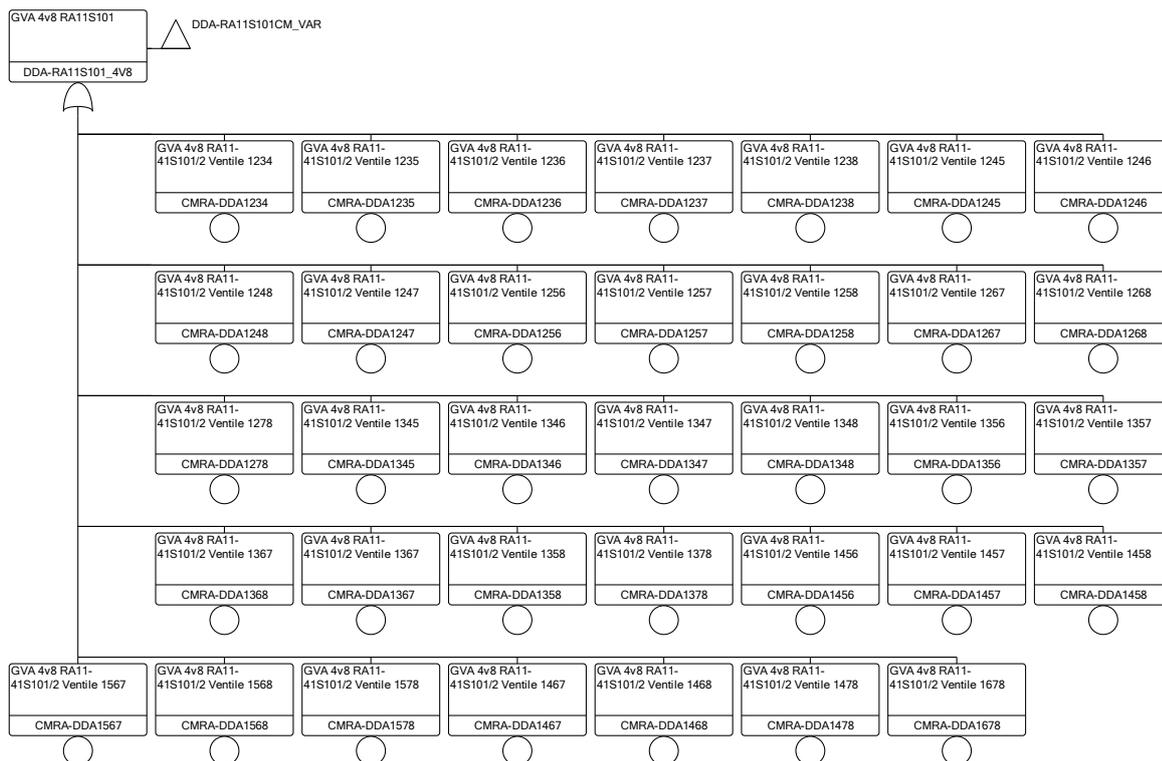


Abb. 3.5 Ausfall von RA11S102 durch 4-von-8 GVA-Kombinationen

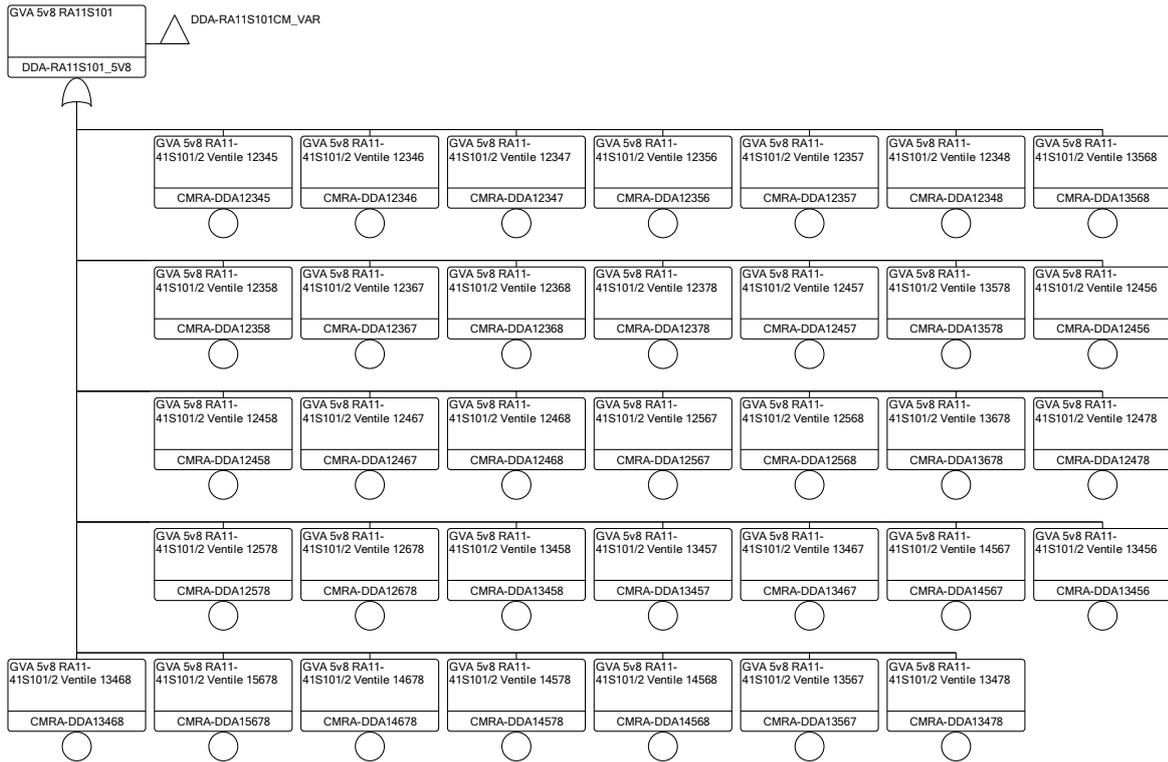


Abb. 3.6 Ausfall von RA11S102 durch 5-von-8 GVA-Kombinationen

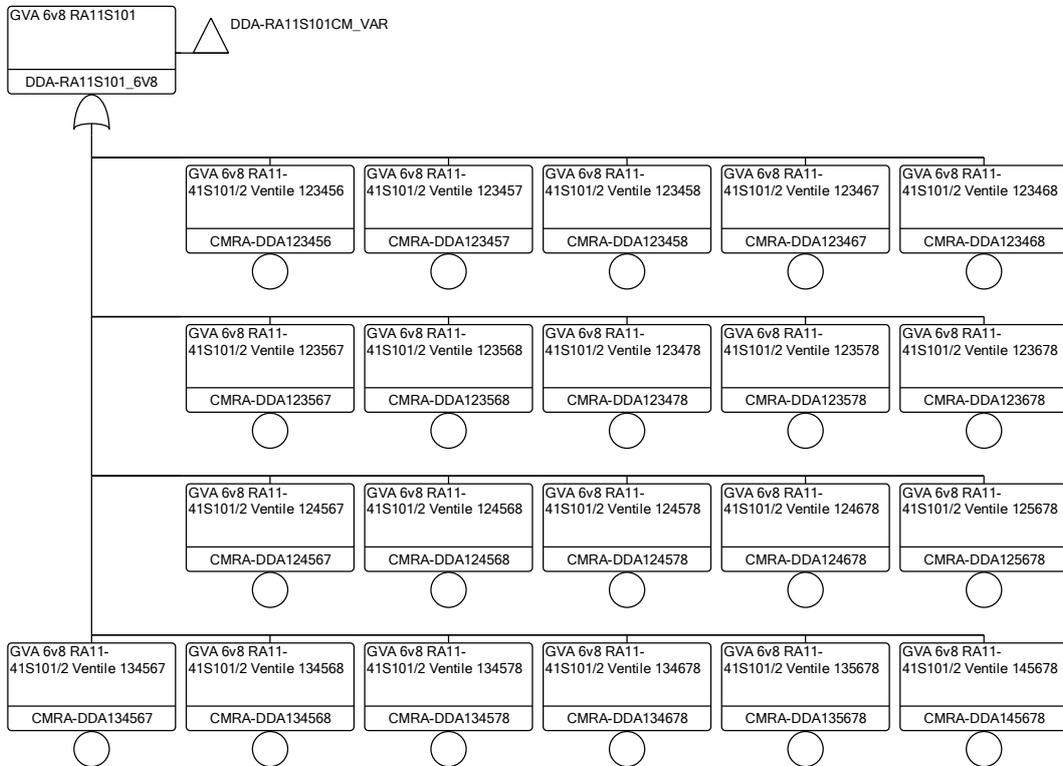


Abb. 3.7 Ausfall von RA11S102 durch 6-von-8 GVA-Kombinationen

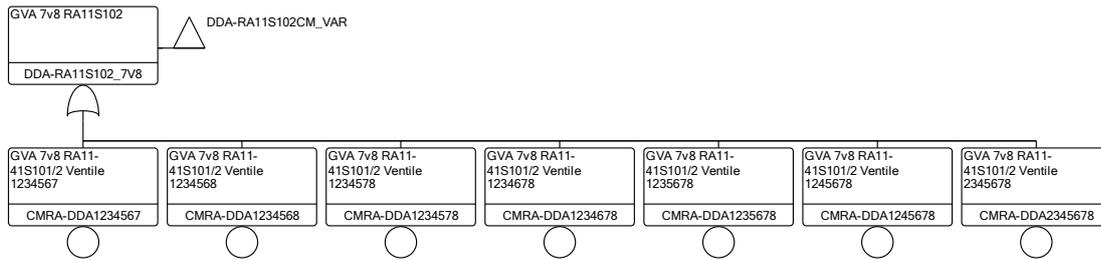


Abb. 3.8 Ausfall von RA11S102 durch 7-von-8 GVA-Kombinationen

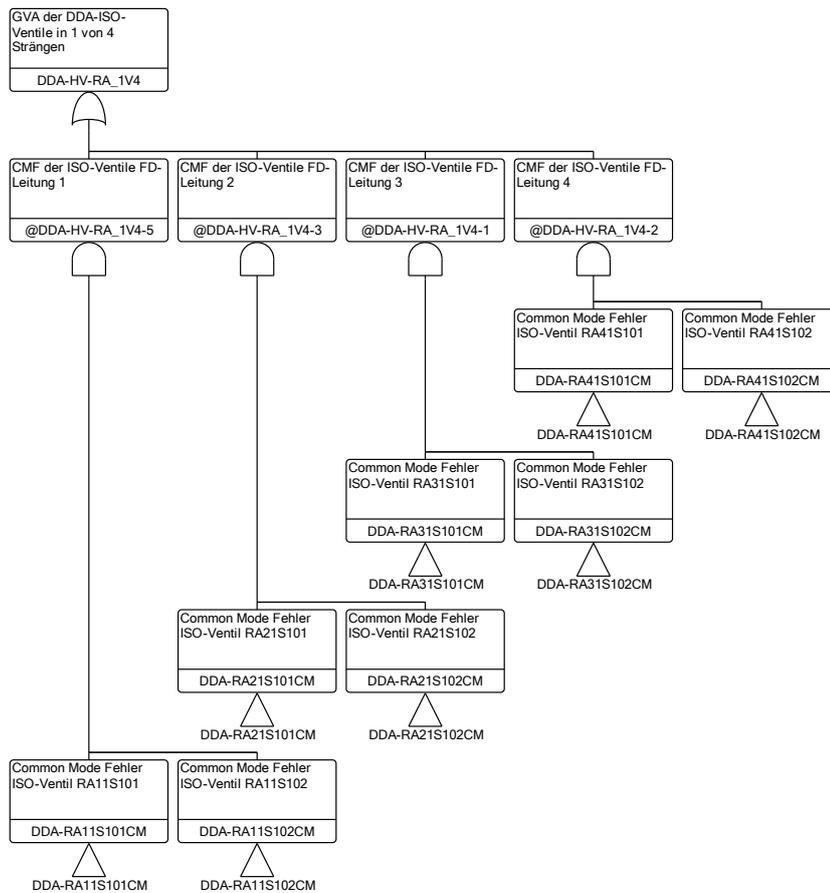


Abb. 3.9 Ausfall des DDA der ISO-Ventile mit Kriterium 1 von 4 Strängen ausgefallen

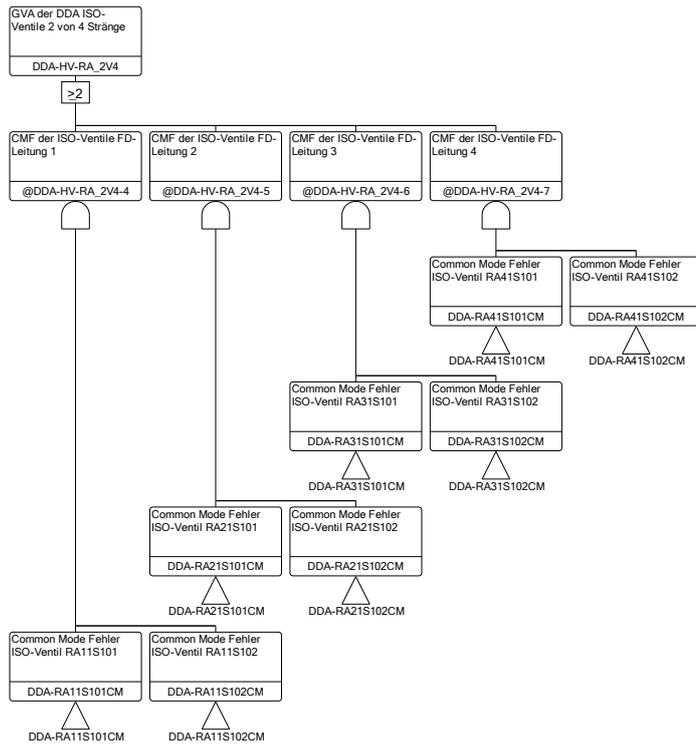


Abb. 3.10 Ausfall des DDA der ISO-Ventile mit Kriterium 2 von 4 Strängen ausgefallen

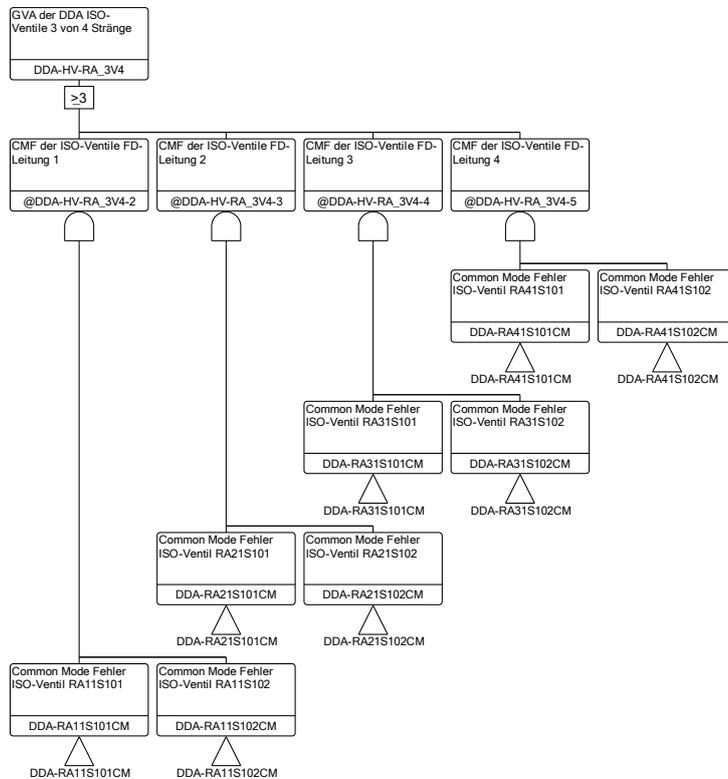


Abb. 3.11 Ausfall des DDA der ISO-Ventile mit Kriterium 3 von 4 Strängen ausgefallen

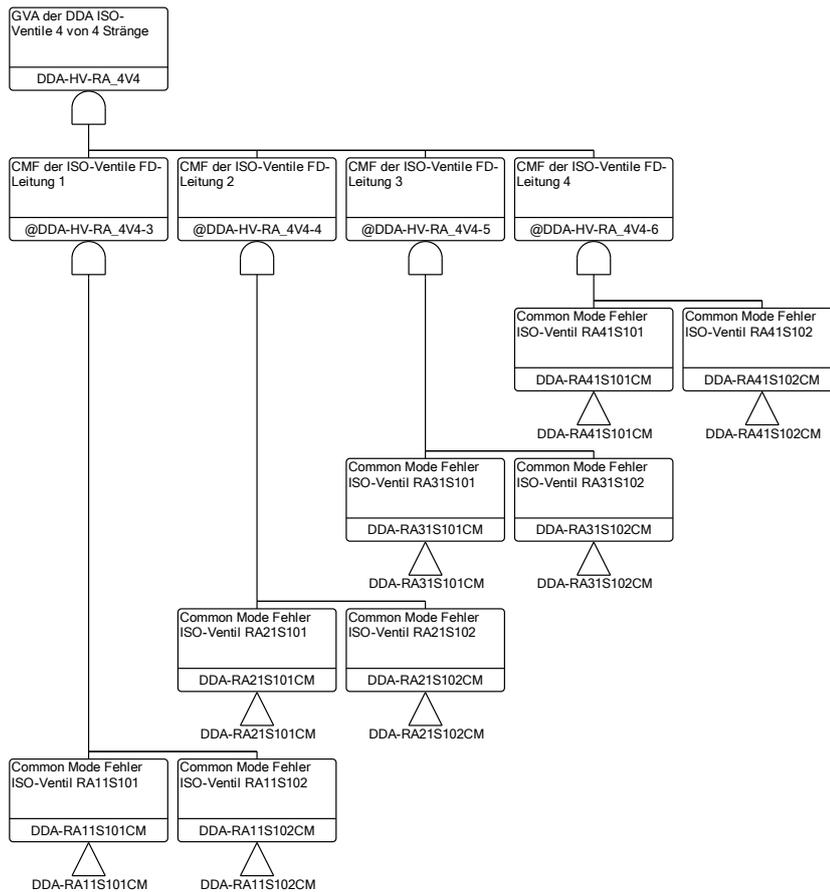


Abb. 3.12 Ausfall des DDA der ISO-Ventile mit Kriterium 4 von 4 Strängen ausgefallen

Ergebnisse für Ausfall DDA-Ventil RA11S101 durch GVA

Der Fehlerbaum für den Ausfall des DDA ISO-Ventils RA11S101 entspricht dem in Abb. 3.1 für RA11S102. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die drei unterschiedlichen Varianten

1. Berechnung mit GVA-Modulen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion
2. Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion
3. Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien

werden in Tab. 3.3 zusammengefasst. In dieser und der folgenden Tabellen wurden alle angegebenen Werte mithilfe der „minimal cut set upper bound“-Näherung (MCUB) auf Basis der Minimalschnittliste berechnet /SCA 12/. Die RiskSpectrum[®]-Fehler wurden nicht korrigiert, da sie vernachlässigbar sind. MCS-Punktwert bezeichnet den Punktwert, bei dem

alle Basisereignisse mit den Erwartungswerten der Unsicherheitsverteilung der Parameter quantifiziert werden.

Die Ergebnisverteilungen aus der Unsicherheitsanalyse sind in Abb. 3.13 dargestellt.

Tab. 3.3 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von RA11S101 durch GVA

	GVA-Module, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	2,06 E-03	2,06 E-03	2,06 E-03
Erwartungswert	2,04 E-03	2,07 E-03	2,05 E-03
Min-Wert ¹	7,86 E-06	6,75 E-05	8,25 E-09
5 %-Quantil	1,70 E-04	3,66 E-04	4,15 E-05
Median	9,88 E-04	1,32 E-03	8,57 E-04
95 %-Quantil	6,85 E-03	5,96 E-03	7,99 E-03
Max-Wert ²	1,38 E-01	1,39 E-01	6,10 E-02

Aus Tab. 3.3 und Abb. 3.13 lassen sich einige Schlüsse ziehen:

- Die Modulbildung beeinflusst das Ergebnis der Minimalschnittanalyse (MCS-Punktwert) nicht.
- Die Erwartungswerte aus der Unsicherheitsanalyse bei Modellierung mit GVA-Modulen und expliziten GVA-Kombinationen stimmen praktisch überein. Auch die jeweiligen Unsicherheitsverteilungen ('GVA-Module' und 'GVA-Kombinationen' in Abb. 3.13) sind ähnlich.
- Die mit RiskSpectrum® berechnete Unsicherheitsverteilung für die GVA-Kombinationen hat im Bereich der Quantile unterhalb ca. 60 % erkennbar höhere Werte, dafür aber

¹ Als Min-Wert wird der kleinste in der Unsicherheitsanalyse erhaltene Ergebniswert bezeichnet.

² Als Max-Wert wird der größte in der Unsicherheitsanalyse erhaltene Ergebniswert bezeichnet.

kleinere Werte im Bereich der sehr hohen Quantile. Das bedeutet, dass die Verteilung für die Module breiter ist als die für die GVA-Kombinationen.

- Die Verteilung für die GVA-Kombinationen mit vorberechneten Samples ist erkennbar breiter als die beiden anderen Verteilungen. Insbesondere hat sie im Bereich der niedrigen Quantile einen ausgeprägten Schwanz, d. h. eine erhebliche Masse im Bereich sehr kleiner Unverfügbarkeiten.

Insgesamt sind die Auswirkungen der Unsicherheitsanalyse mit Samples für diesen Fall begrenzt. Die Überschätzung des Erwartungswerts bei Verwendung der parametrischen Verteilungen (Lognormalverteilungen) ist tendenziell konservativ, die Unterschätzung des 95 %-Quantils beträgt hier weniger als 50 %.

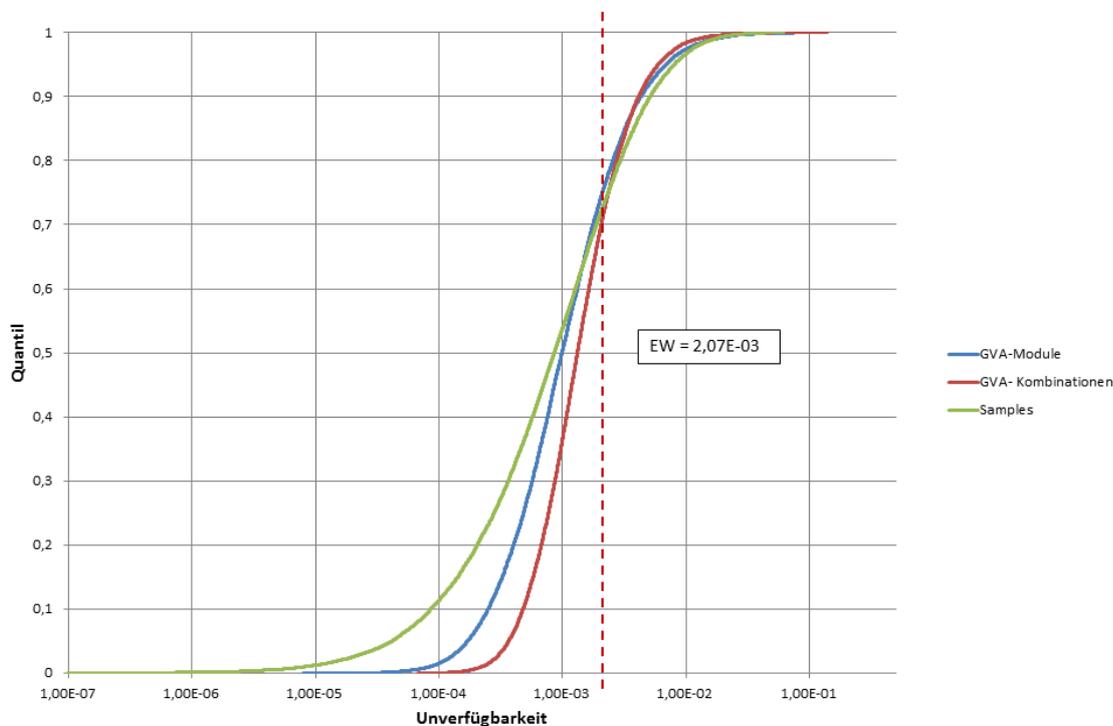


Abb. 3.13 Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von RA11S101 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples

Ergebnisse für den Ausfall der Stränge mit unterschiedlichen Mindestanforderungen

Der Fehlerbäume für den Ausfall des Durchdringungsabschlusses durch Ausfall der ISO-Ventile RA11-41S101/2 mit den Ausfallkriterien 1 von 4 bis 4 von 4 sind in den Abbildungen Abb. 3.8 bis Abb. 3.12 dargestellt.

Analog zum vorigen Abschnitt werden mit RiskSpectrum® Ergebnisse für die folgenden drei Varianten ermittelt:

1. Berechnung mit GVA-Modulen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion
2. Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion
3. Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien

Dabei enthalten die Minimalschnittlisten auch Schnitte, in denen mehr als ein GVA-Basisereignis vorkommt. Dieses Vorgehen liefert konservative Ergebnisse und wird in PSA für Kernkraftwerke häufig gewählt. Eine Nicht-Berücksichtigung der entsprechenden Minimalschnitte kann damit begründet werden, dass die GVA-Modelle auf bedingten Wahrscheinlichkeiten beruhen und Minimalschnitte, in denen mehrfach die gleiche GVA-Gruppe vorkommt, insofern überzählige, in den GVA-Wahrscheinlichkeiten für die GVA-Kombinationen schon berücksichtigte Ausfallkombinationen liefern. Werden mit einer GVA-Gruppe hingegen vereinfachend die Wirkung mehrerer GVA-Mechanismen zusammengefasst, können die derartige Minimalschnitte als konservative Abschätzungen für das gleichzeitige Auftreten dieser Mechanismen interpretiert werden. Die Ergebnisse der Minimalschnitt- und Unsicherheitsanalysen für die vier betrachteten Fälle sind in den Tabellen Tab. 3.4 bis Tab. 3.7 dokumentiert.

Tab. 3.4 Ausfall DDA der ISO-Ventile durch GVA mit Ausfallkriterium 1 von 4 Strängen

	GVA-Module, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	2,46 E-03	2,45 E-03	2,45 E-03
Erwartungswert	2,45 E-03	2,48 E-03	2,45 E-03
Min-Wert	4,48 E-06	7,18 E-05	6,40 E-09
5 %-Quantil	1,29 E-04	3,94 E-04	3,82 E-05
Median	9,99 E-04	1,48 E-03	9,12 E-04
95 %-Quantil	8,84 E-03	7,32 E-03	9,76 E-03
Max-Wert	2,28 E-01	1,77 E-01	8,38 E-02

Tab. 3.5 Ausfall DDA der ISO-Ventile durch GVA mit Ausfallkriterium 2 von 4 Strängen

	GVA-Module, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	6,18 E-04	6,47 E-04	6,47 E-04
Erwartungswert	6,13 E-04	6,46 E-04	6,54 E-04
Min-Wert	2,65 E-07	5,87 E-06	2,18 E-10
5 %-Quantil	6,84 E-06	4,46 E-05	2,26 E-06
Median	1,08 E-04	2,41 E-04	1,26 E-04
95 %-Quantil	2,24 E-03	2,14 E-03	2,89 E-03
Max-Wert	1,32 E-01	1,54 E-01	4,16 E-02

Tab. 3.6 Ausfall DDA der ISO-Ventile durch GVA mit Ausfallkriterium 3 von 4 Strängen

	GVA-Module, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	1,20 E-04	1,21 E-04	1,21 E-04
Erwartungswert	1,17 E-04	1,06 E-04	1,27 E-04
Min-Wert	1,69 E-09	2,42 E-08	8,51 E-14
5 %-Quantil	1,70 E-07	1,02 E-06	1,85 E-08
Median	5,51 E-06	1,39 E-05	7,44 E-06
95 %-Quantil	2,85 E-04	3,35 E-04	5,54 E-04
Max-Wert	7,81 E-02	3,33 E-02	1,87 E-02

Tab. 3.7 Ausfall DDA der ISO-Ventile durch GVA mit Ausfallkriterium 4 von 4 Strängen

	GVA-Module, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA- Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	1,31 E-05	1,34 E-05	1,34 E-05
Erwartungswert	1,22 E-05	1,26 E-05	1,53 E-05
Min-Wert	3,76 E-12	2,71 E-10	1,70 E-17
5 %-Quantil	1,71 E-09	1,17 E-08	9,41 E-11
Median	1,21 E-07	2,79 E-07	2,24 E-07
95 %-Quantil	1,70 E-05	1,83 E-05	5,01 E-05
Max-Wert	1,35 E-02	2,20 E-02	4,09 E-03

Die Ergebnisverteilungen für die vier Varianten sind in Abb. 3.14 bis Abb. 3.17 dargestellt. Es zeigt sich, dass diese Analysen den schon für den Ausfall des Einzelventil RA11S101 durch GVA festgestellten Trend grundsätzlich bestätigen und zum Teil sogar verstärken. Besonders groß sind die Abweichungen der Verteilungen untereinander in allen vier Fällen bei den niedrigen Quantilen (vgl. Minimalwert und 5 %-Quantil) bis zum Median. Die Verteilung für die GVA-Module ist – außer im Bereich der großen Quantile jenseits von 80 % bis 90 % – jeweils erkennbar zu den kleineren Unverfügbarkeiten hin verschoben und damit insgesamt breiter als die mit RiskSpectrum® berechnete Verteilung für Kombinationen. In allen Fällen ist jeweils die aus den Samples gewonnene Verteilung die mit der größten Varianz, wobei besonders die stärker ausgeprägten Schwänze im Bereich kleiner Unverfügbarkeiten auffallen.

Bezüglich des Erwartungswertes zeigt sich, dass es nur geringe Abweichungen zwischen Punktwert und Erwartungswert gibt. Dies liegt daran, dass die Ergebnisse durch ein-elementige Minimalschnitte bestimmt sind, d. h. die GVA-Ereignisse der RA-Hauptventile, die unmittelbar zum TOP führen. Die geringen Unterschiede in den Erwartungswerten sind konsistent mit den Erkenntnissen zur Verteilungsform für die drei Fälle 'GVA-Module', 'GVA-Kombinationen' und 'GVA-Kombinationen mit Samples': Je größer die Varianz der Unsicherheitsverteilung (für die GVA-Wahrscheinlichkeiten), desto größer ist auch der Erwartungswert für das TOP-Ergebnis. Daher sind die Erwartungswerte, die mit den Samples berechnet wurden, bis zu ca. 25 % größer als die für die anderen Fälle. Dabei dürfte ein

wesentlicher Teil der berechneten Unterschiede auf die in den Minimalschnittlisten vorhandenen Mehrfach-GVA zurückzuführen sein (vgl. dazu Abschnitt 3.3.1).

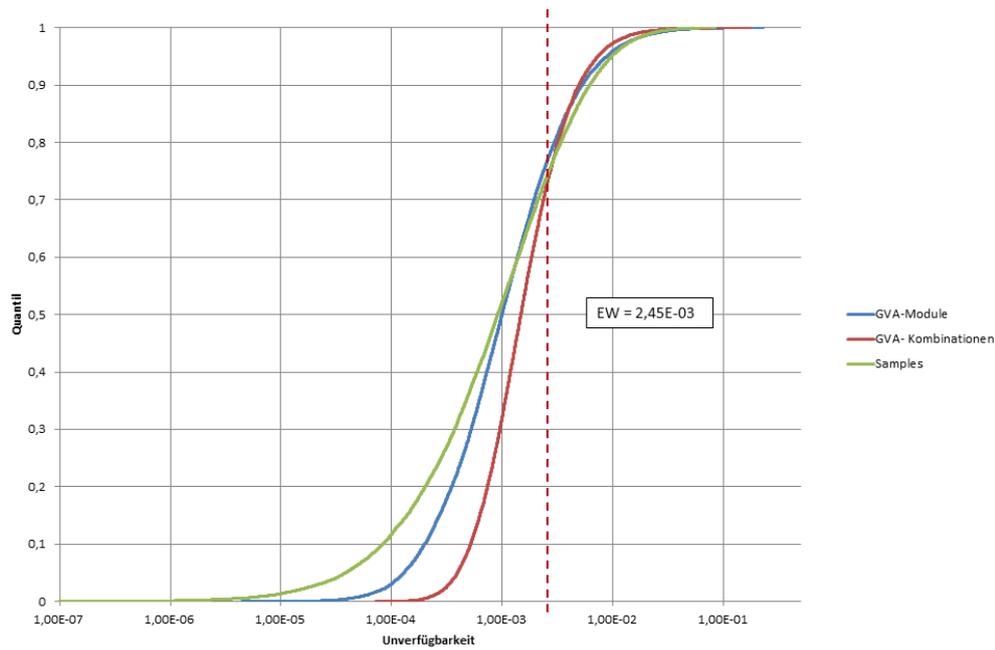


Abb. 3.14 Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von DDA RA 1 von 4 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples

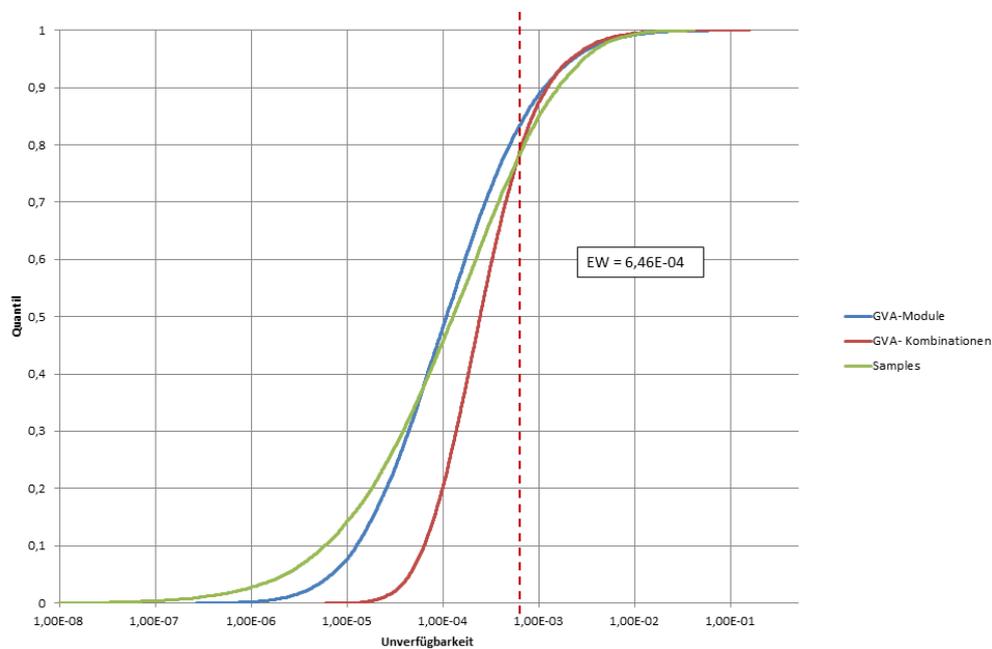


Abb. 3.15 Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von DDA RA 2 von 4 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples

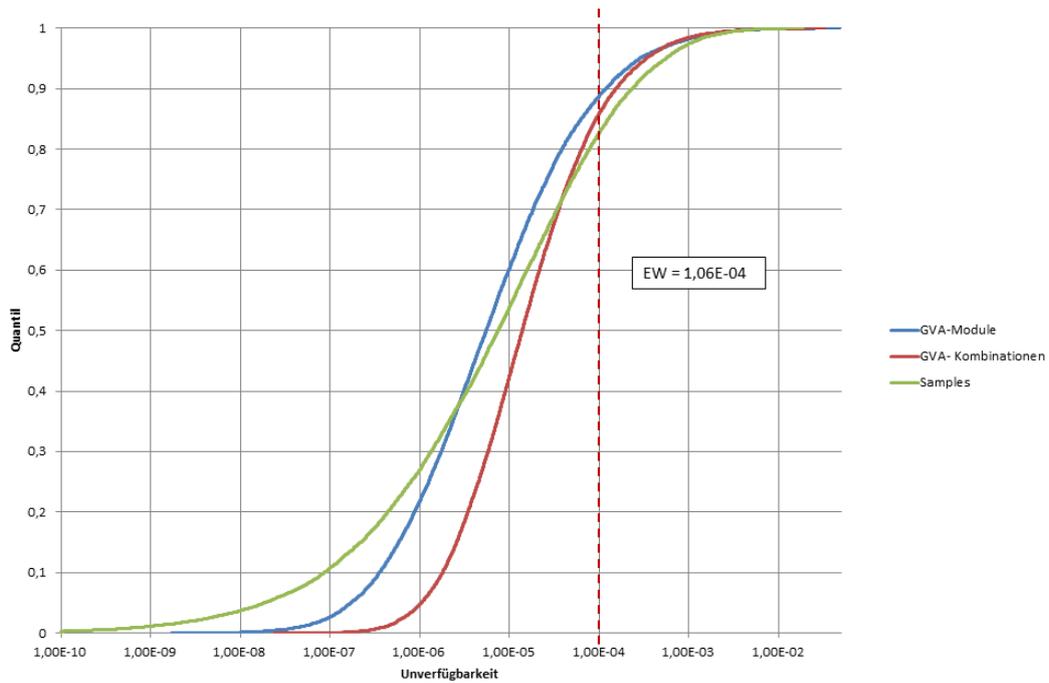


Abb. 3.16 Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von DDA RA 3 von 4 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples

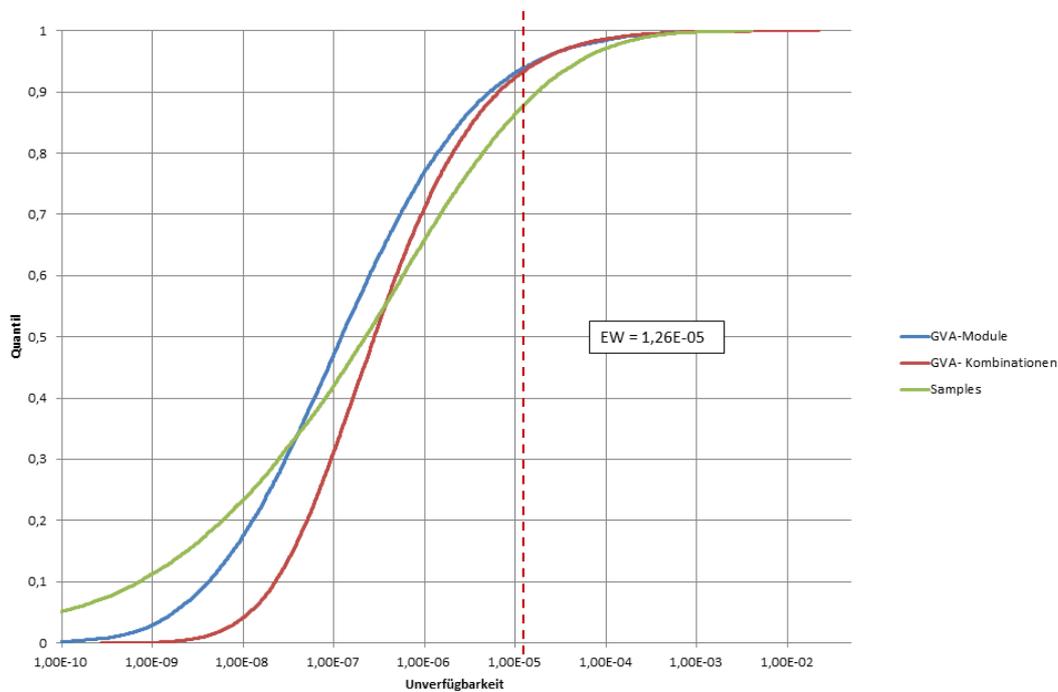


Abb. 3.17 Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von DDA RA 4 von 4 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples

3.2.2 GVA der diversitären Bypass-Ventile RA11-41S260/261

Modellierung

In der Referenz-PSA /HOL 07/ wurde für die diversitären Bypass-Ventile RA11-41S260/261 eine explizite Modellierung der GVA vorgenommen. Diese Modellierung erfasst alle möglichen Kombinationen in den jeweiligen Ordnungen (2er- bis 6er-GVA) der sechs diversitären Bypass-Ventile RA11-41S260/261. Die explizite GVA-Modellierung erfordert die maximale Anzahl von notwendigen Basisereignissen.

Die Überprüfung der Auswirkungen einer Unsicherheitsanalyse der expliziten Modellierung der GVA-Kombinationen wurde mit vorgegebenen Samples durchgeführt. Die in RiskSpectrum[®] verwendeten Parameter für die GVA-Ausfallwahrscheinlichkeiten der GVA-Kombinationen sind in Tab. 3.8 mit dem Erwartungswert sowie dem Streufaktor der jeweiligen Lognormalverteilung aufgeführt. Dabei wurden neu berechnete GVA-Wahrscheinlichkeiten verwendet.

Tab. 3.8 Parameter für GVA der diversitären Bypass-Ventile RA11-41S260/261

Parameter	Bezeichnungen	Erwartungswert	Streufaktor
GVA-Kombinationen			
CMD 2v6	CMD1-5U2-6	6,45 E-05	7,48
CMD 3v6	CMD1-4U2-5U3-6	5,08 E-05	6,91
CMD 4v6	CMD1-3U2-4U3-5U4-6	6,30 E-05	7,63
CMD 5v6	CMD1-2U2-3U3-4U4-5U5-6	1,31 E-04	9,93
CMD 6v6	CMD1U2U3U4U5U6	5,93 E-04	24,1

Für die Untersuchungen mussten die Fehlerbaum-Modellierungen in der Referenz-PSA /HOL 07/ angepasst werden. In den folgenden Abbildungen Abb. 3.18 bis Abb. 3.22 sind die Fehlerbäume dargestellt, die zum Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von ≥ 2 von 6, ≥ 3 von 6, ≥ 4 von 6, ≥ 5 von 6 sowie 6 von 6 diversitären Bypass-Ventilen führen.

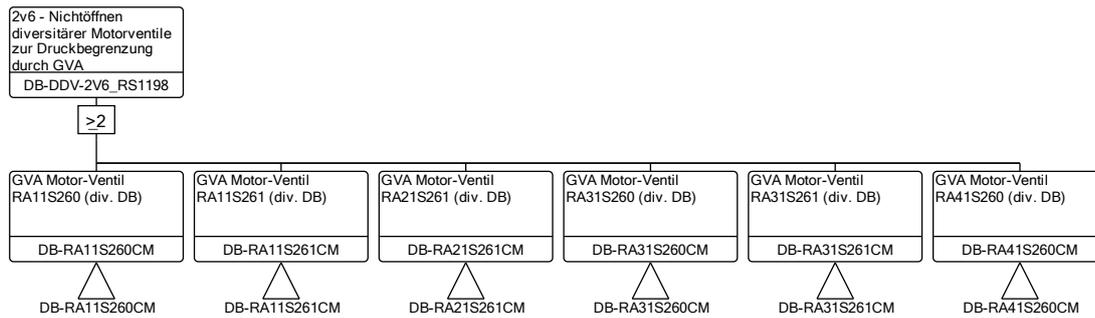


Abb. 3.18 Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von ≥ 2 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

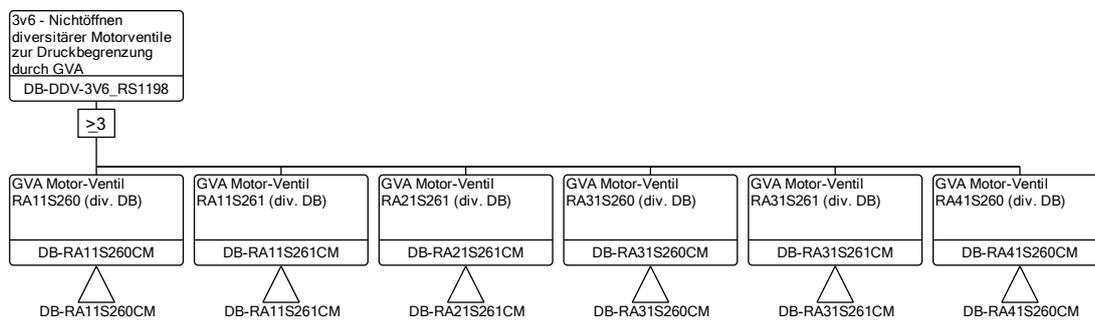


Abb. 3.19 Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von ≥ 3 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

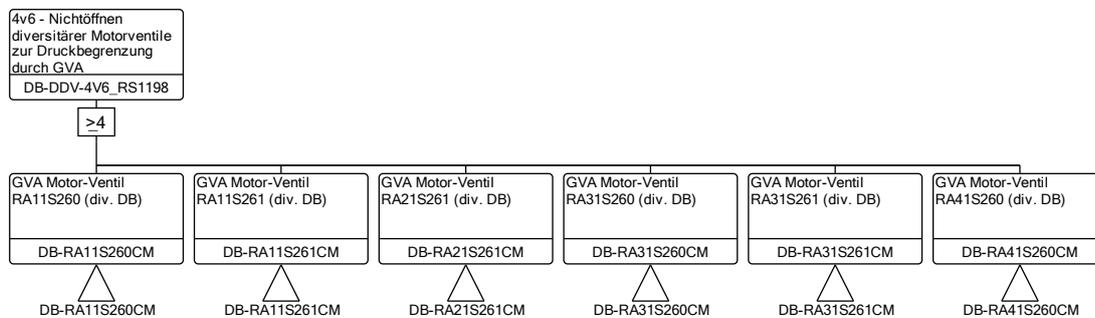


Abb. 3.20 Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von ≥ 4 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

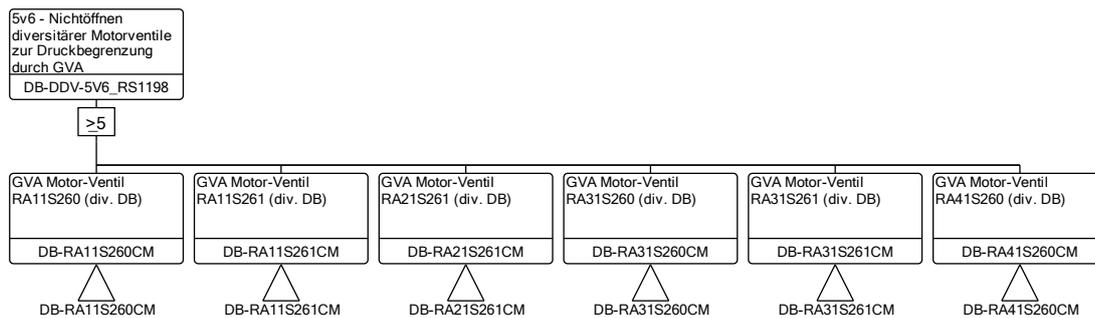


Abb. 3.21 Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von ≥ 5 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

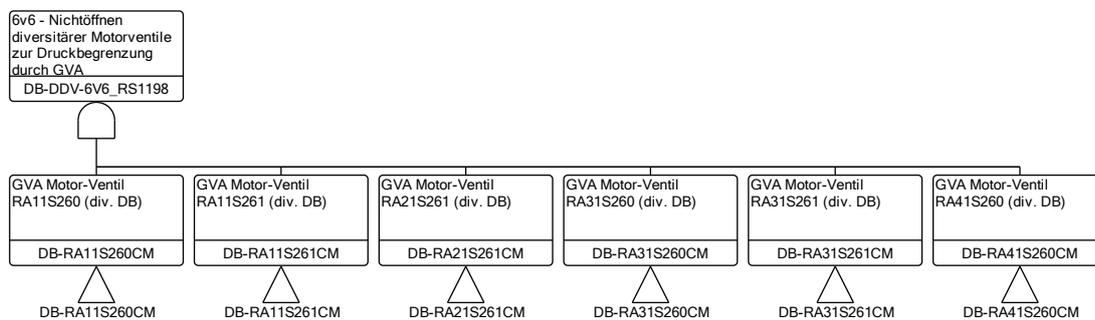


Abb. 3.22 Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von 6 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

In Abb. 3.23 ist der Fehlerbaum dargestellt, der für jedes diversitäre Druckbegrenzungsventil die expliziten Modellierungen der möglichen Ausfallkombination durch GVA enthält. Die Fehlerbäume für die anderen Ventile ergeben sich jeweils durch zyklische Vertauschung. Die Zuordnung der Ventile zur Elementnummer der GVA-Gruppe für die Interpretation der Basisereignisnamen kann Tab. 3.9 entnommen werden.

Tab. 3.9 Zuordnung der diversitären Bypass-Ventile RA11-41S260/261 zur Elementnummer der GVA-Gruppe

Komponente	Element in GVA-Gruppe
DB-RA11S260CM	1
DB-RA11S261CM	2
DB-RA21S261CM	3
DB-RA31S260CM	4
DB-RA31S261CM	5
DB-RA41S260CM	6

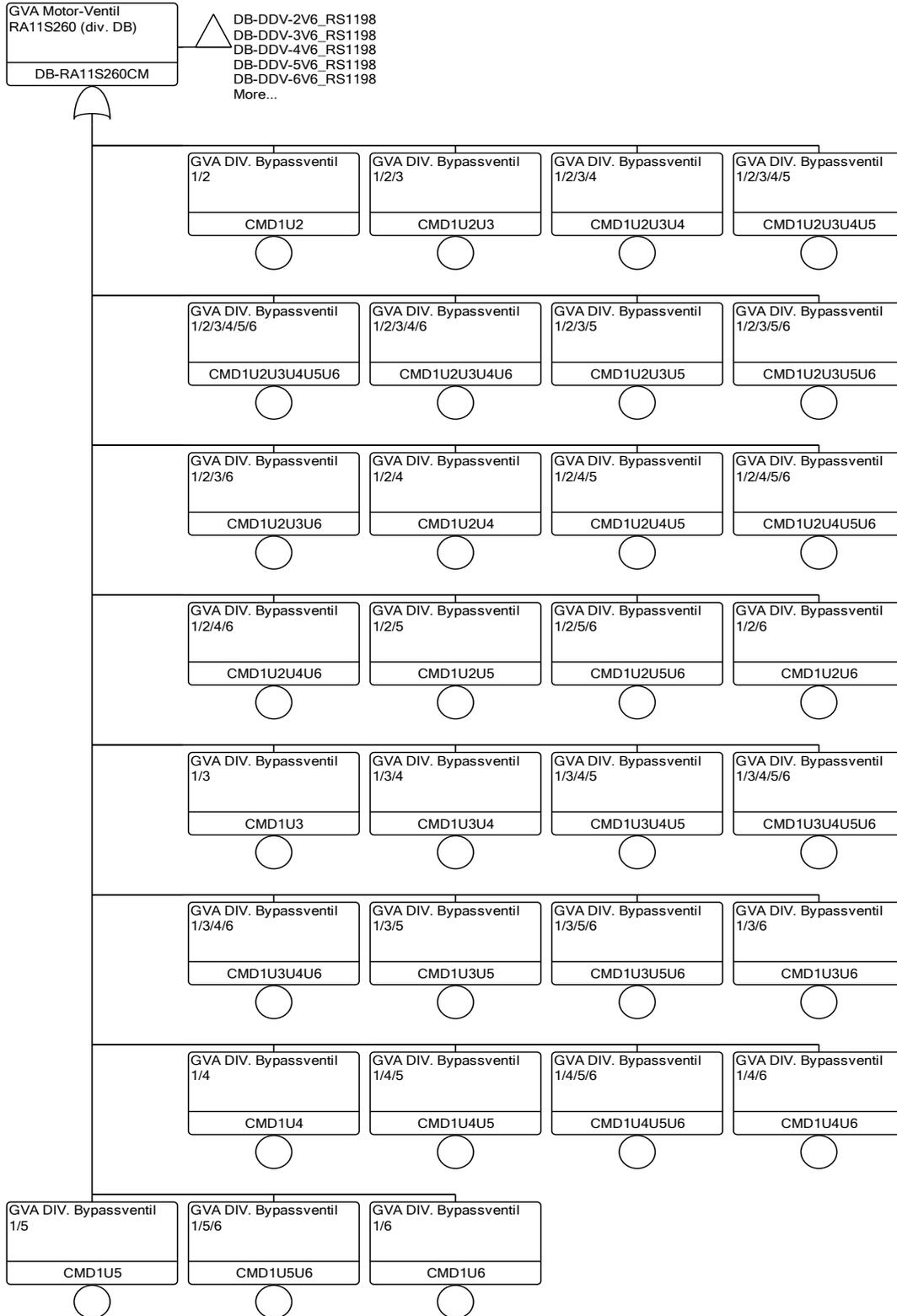


Abb. 3.23 Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für das diversitäre By-pass-Ventil DB-RA11S260CM

Ergebnisse für den Ausfall der diversitären Druckbegrenzung durch GVA der diversitären Bypass-Ventile

Für die hier durchgeführten Untersuchungen wurde die Überprüfung der Auswirkungen einer Unsicherheitsanalyse bei expliziter Modellierung der GVA-Kombinationen mit vorgegebenen Samples durchgeführt. Die in RiskSpectrum[®] verwendeten Parameter für die Ausfallwahrscheinlichkeiten der GVA-Kombinationen sind in Tab. 3.8 mit dem Erwartungswert sowie dem Streufaktor der jeweiligen Lognormalverteilung aufgeführt. Im Vergleich zur Referenz-PSA wurden bei den durchgeführten Untersuchungen neu berechnete GVA-Wahrscheinlichkeiten verwendet.

Die mit RiskSpectrum[®] mit den beiden unterschiedlichen Berechnungsvarianten

- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und
- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien (SMP)

ermittelten Ergebnisse werden nachfolgend für die jeweiligen GVA dargestellt.

Ergebnisse für den GVA von ≥ 2 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

Der Fehlerbaum für den Ausfall von ≥ 2 von 6 diversitären Bypass-Ventilen ist in Abb. 3.18 dargestellt. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die beiden unterschiedlichen Berechnungsvarianten werden in Tab. 3.10 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus der Unsicherheitsanalyse sind in Abb. 3.24 dargestellt.

Tab. 3.10 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 2 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA

	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum [®]	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	4,30 E-03	4,30 E-03
Erwartungswert	4,29 E-03	4,29 E-03
Min-Wert	1,98 E-04	1,03 E-06
5 %-Quantil	1,04 E-03	1,73 E-04
Median	3,18 E-03	2,44 E-03
95 %-Quantil	1,10 E-02	1,47 E-02
Max-Wert	9,42 E-02	8,27 E-02

Aus Tab. 3.10 und Abb. 3.24 lassen sich einige Schlüsse ziehen.

- Punktwerte und Erwartungswerte bei beiden Verteilungen stimmen überein.
- Die Verteilung für die GVA-Kombinationen mit vorberechneten Samples ist erkennbar breiter als die andere Verteilung. Insbesondere hat sie im Bereich der niedrigen Quantile einen ausgeprägten Schwanz, d. h. eine erhebliche Masse im Bereich sehr kleiner Unverfügbarkeiten.

Insgesamt sind die Auswirkungen der Unsicherheitsanalyse mit Samples für diesen Fall gering. Die Erwartungswerte sind identisch, die Unterschätzung des 95 %-Quantils bei Verwendung der Lognormalverteilung beträgt hier deutlich weniger als 50 %.

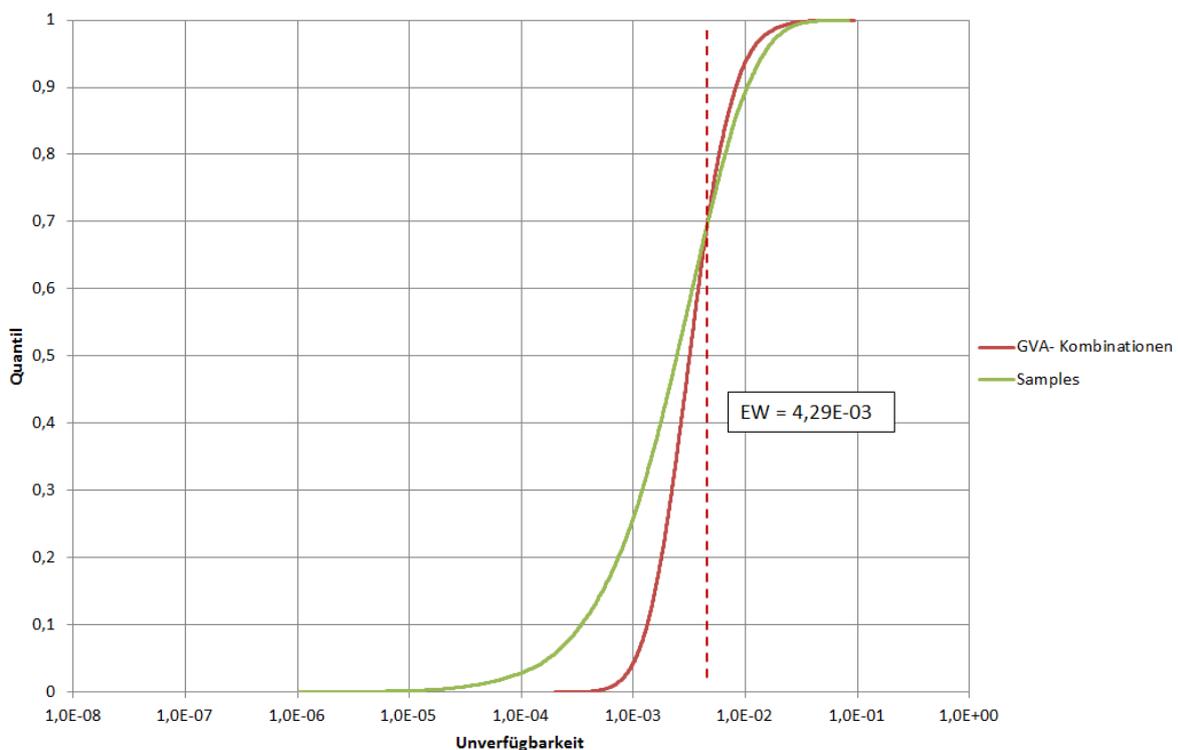


Abb. 3.24 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von ≥ 2 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples

Ergebnisse für den GVA von ≥ 3 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

Der Fehlerbaum für den Ausfall von ≥ 3 von 6 diversitären Bypass-Ventilen ist in Abb. 3.19 dargestellt. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die beiden unterschiedlichen Varianten

- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion
- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien

werden in Tab. 3.11 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus der Unsicherheitsanalyse sind in Abb. 3.25 dargestellt.

Tab. 3.11 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 3 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA

	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum[®]	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	3,34 E-03	3,34 E-03
Erwartungswert	3,33 E-03	3,33 E-03
Min-Wert	1,17 E-04	5,21 E-07
5 %-Quantil	6,60 E-04	1,02 E-04
Median	2,29 E-03	1,74 E-03
95 %-Quantil	9,20 E-03	1,19 E-02
Max-Wert	9,38 E-02	7,18 E-02

Aus Tab. 3.11 und Abb. 3.25 bestätigen die Schlussfolgerung aus den vorigen Abschnitten. Allerdings fallen die oben beschriebenen Differenzen bei kleineren Quantilen etwas größer aus, während die Übereinstimmung bei höheren Quantilen etwas größer ist.

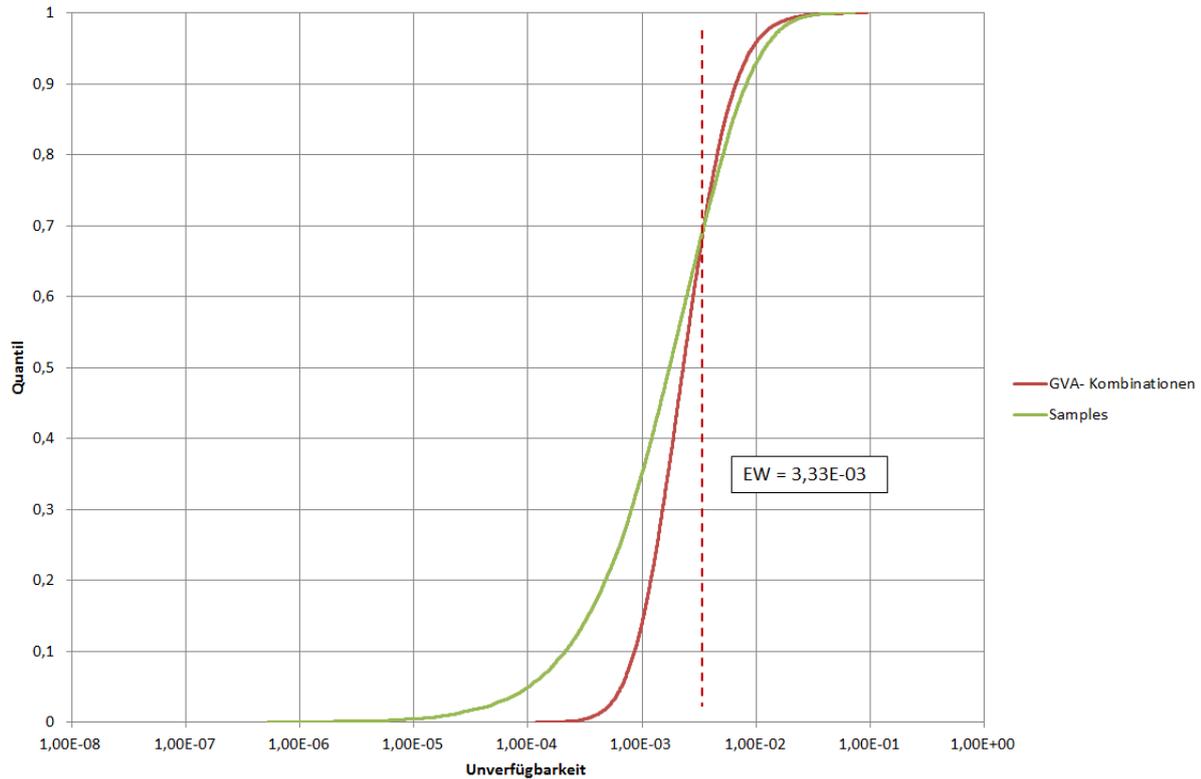


Abb. 3.25 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von ≥ 3 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples

Ergebnisse für den GVA von ≥ 4 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

Der Fehlerbaum für den Ausfall von ≥ 4 von 6 diversitären Bypass-Ventilen ist in Abb. 3.21 dargestellt. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die beiden unterschiedlichen Varianten

- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion
- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien

werden in Tab. 3.12 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus der Unsicherheitsanalyse sind in Abb. 3.26 dargestellt.

Tab. 3.12 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 4 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA

	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	2,32 E-03	2,32 E-03
Erwartungswert	2,32 E-03	2,32 E-03
Min-Wert	3,39 E-05	1,08 E-08
5 %-Quantil	3,04 E-04	4,18 E-05
Median	1,37 E-03	1,03 E-03
95 %-Quantil	7,17 E-03	8,88 E-03
Max-Wert	9,33 E-02	5,56 E-02

Aus Tab. 3.12 und Abb. 3.26 zeigen ein ähnliches Verhalten wie schon in den vorangegangenen Abschnitten beschreiben. Allerdings nähern sich die Verteilungen bei großen Quantilen wiederum besser an. Zudem sind die extremen Quantile der mit RiskSpectrum® ausgewerteten Lognormalverteilung deutlich größer als die der Samples.

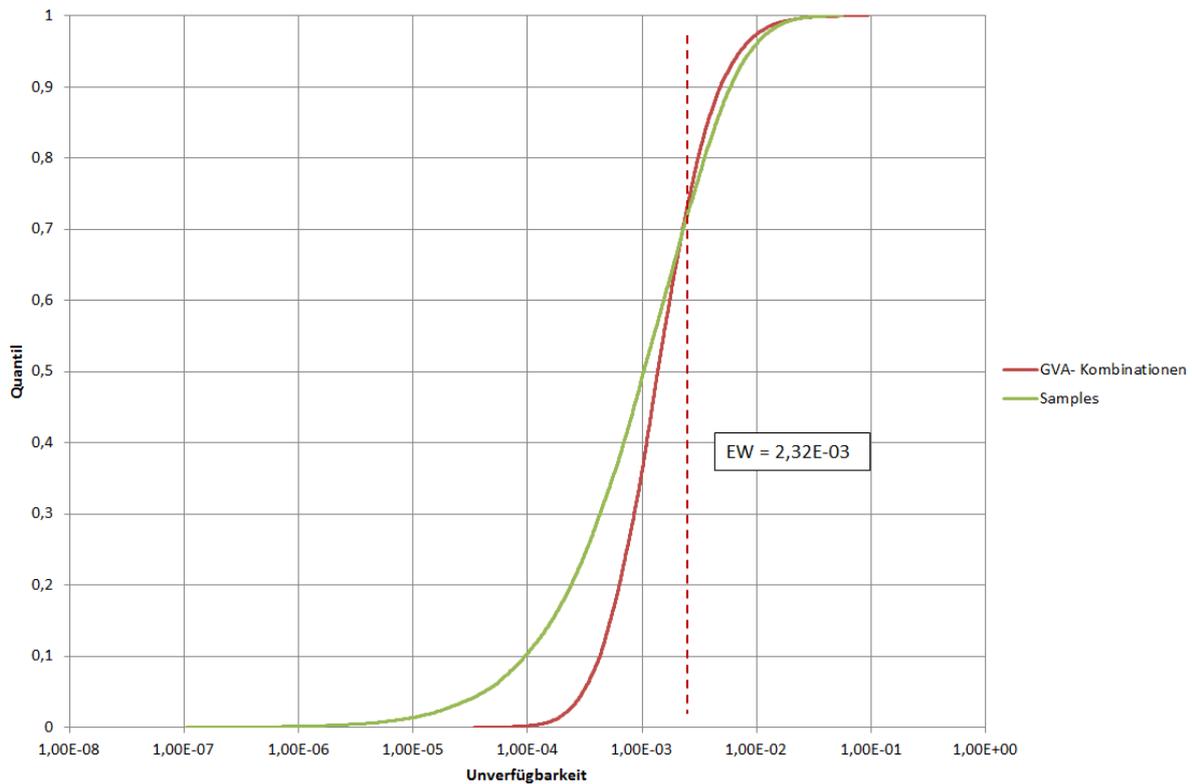


Abb. 3.26 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von ≥ 4 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples

Ergebnisse für den GVA von ≥ 5 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

Der Fehlerbaum für den Ausfall von ≥ 5 von 6 diversitären Bypass-Ventilen ist in Abb. 3.21 dargestellt. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die beiden unterschiedlichen Varianten

- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion
- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien

werden in Tab. 3.13 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus der Unsicherheitsanalyse sind in Abb. 3.28 dargestellt.

Tab. 3.13 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 5 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA

	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	1,38 E-03	1,37 E-03
Erwartungswert	1,38 E-03	1,38 E-03
Min-Wert	3,53 E-06	1,35 E-08
5 %-Quantil	8,47 E-05	1,03 E-05
Median	5,95 E-04	4,70 E-04
95 %-Quantil	4,89 E-03	5,78 E-03
Max-Wert	9,28 E-02	3,89 E-02

Tab. 3.13 und Abb. 3.27 bestätigen den aus den vorangegangenen erkennbaren Trend: Die Abweichungen bei kleinen Quantilen wachsen; der Schwanz der Verteilung für die Samples wird stärker ausgeprägt. Gleichzeitig stimmen die Verteilungen bei höheren Quantilen besser überein. Allerdings wächst der Unterschied bei den extrem großen Quantilen nahe 1. Hier zeigt wiederum die Lognormalverteilung deutlich größere Werte als die Verteilung der Samples.

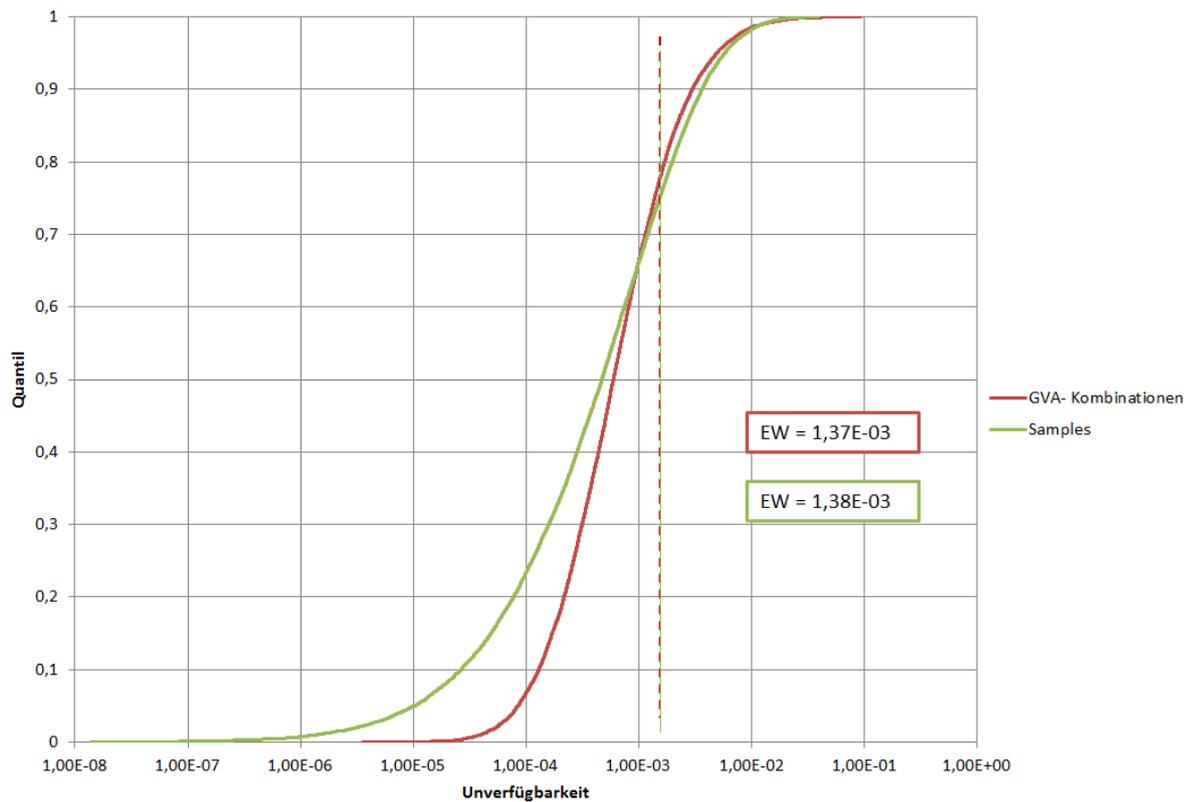


Abb. 3.27 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von ≥ 5 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples

Ergebnisse für den GVA von 6 von 6 diversitären Bypass-Ventilen

Der Fehlerbaum für den Ausfall von 6 von 6 diversitären Bypass-Ventilen ist in Abb. 3.22 dargestellt. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die beiden unterschiedlichen Varianten

- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion
- Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien

werden in Tab. 3.14 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus der Unsicherheitsanalyse sind in Abb. 3.28 dargestellt.

Tab. 3.14 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von 6 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA

	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch RiskSpectrum®	GVA-Kombinationen, Zufallszahlen durch Samples
MCS-Punktwert	5,95 E-04	5,95 E-04
Erwartungswert	5,69 E-04	5,98 E-04
Min-Wert	1,66 E-07	8,07 E-10
5 %-Quantil	5,38 E-06	1,18 E-06
Median	9,84 E-05	1,13 E-04
95 %-Quantil	2,24 E-03	2,73 E-03
Max-Wert	9,27 E-02	3,02 E-02

Aus Tab. 3.14 und Abb. 3.28 lassen sich einige Schlüsse ziehen. Anders als in den vorigen Abschnitten verursacht die Anpassung der Lognormalverteilung an die Verteilung der Samples erkennbar abweichende Erwartungswerte. Damit wachsen die Abweichungen bei kleinen Quantilen nicht weiter an, gleichzeitig gibt es bei hohen Quantilen eine etwas schlechtere Übereinstimmung. Bei den extrem hohen Quantilen hat weiterhin die Lognormalverteilung größere Beiträge als die Verteilung der Samples.

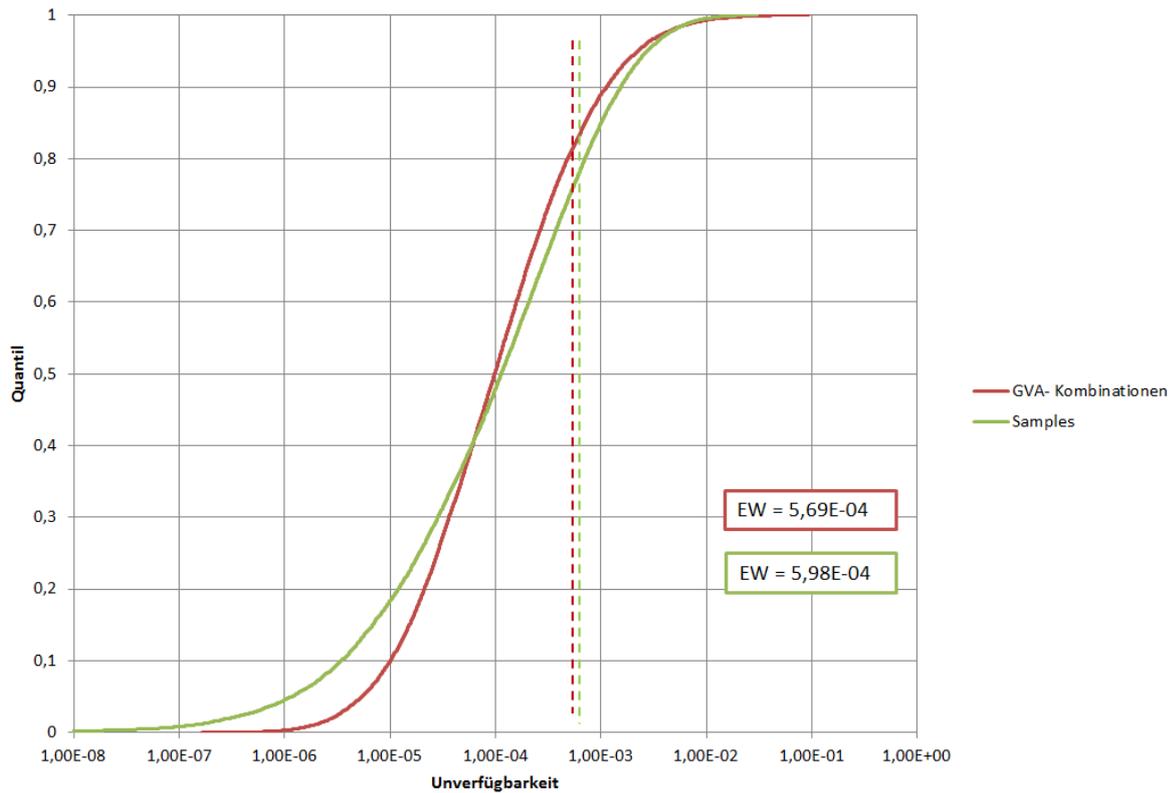


Abb. 3.28 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von 6 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples

3.2.3 GVA der Notstromdiesel EY01-04 und USUS-Diesel EY05/06

Modellierung

Für die GVA der Notstromdiesel EY01-04 und der USUS-Diesel EY05/06 wurde in der Referenz-PSA /HOL 07/ eine explizite Modellierung der GVA vorgenommen, wobei die Notstromdiesel EY01-04 in einer Gruppe der Größe 4 und die USUS-Diesel EY05/06 zu einer Zweiergruppe separat zusammengefasst wurden. Für die Untersuchungen wurde zusätzlich die Auswertung der GVA bei übergreifender GVA-Modellierung untersucht, d. h. die Notstromdiesel EY01-04 und die USUS-Diesel EY05/06 wurden in einer Gruppe der Größe 6 zusammengefasst. Diese Modellierung erfasst alle möglichen Kombinationen (2er- bis 6er-GVA) der sechs Notstromdiesel. Die explizite GVA-Modellierung erfordert die maximale Anzahl von notwendigen Basisereignissen.

Die Überprüfung der Auswirkungen einer Unsicherheitsanalyse der expliziten Modellierung der GVA-Kombinationen wurde mit vorgegebenen Samples durchgeführt. Die in RiskSpectrum® verwendeten Parameter für die GVA-Ausfallwahrscheinlichkeiten der GVA-Kombinationen sind in Tab. 3.15 mit dem Erwartungswert sowie dem Streufaktor der jeweiligen Lognormalverteilung aufgeführt. Dabei wurden neu berechnete GVA-Wahrscheinlichkeiten verwendet.

Tab. 3.15 Parameter für GVA-Kombinationen der Notstromdiesel EY01-04 und der USUS-Diesel EY05/06

Parameter	Erwartungswert	Streufaktor
GVA-Kombinationen (separate Modellierung)		
DIESELSTART2V4CM	3,82 E-05	4,37
DIESELSTART3V4CM	3,89 E-05	4,67
DIESELSTART4V4CM	8,31 E-05	5,84
USUSDIESEL_CM_2V2STN	1,99 E-04	4,74
GVA-Kombinationen (separate Modellierung)		
CMDIESEL_2V6	1,33 E-05	4,35
CMDIESEL_3V6	8,25 E-06	4,45
CMDIESEL_4V6	8,31 E-06	4,69
CMDIESEL_5V6	1,40 E-05	5,19
CMDIESEL_6V6	4,68 E-05	7,1

Für die Untersuchungen mussten die Fehlerbaum-Modellierungen in der Referenz-PSA /HOL 07/ angepasst werden. In den folgenden Abbildungen Abb. 3.29 bis Abb. 3.33 sind die Fehlerbäume dargestellt, die zum Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von ≥ 2 von 6, ≥ 3 von 6, ≥ 4 von 6, ≥ 5 von 6 und 6 von 6 Dieselgeneratoren führen.

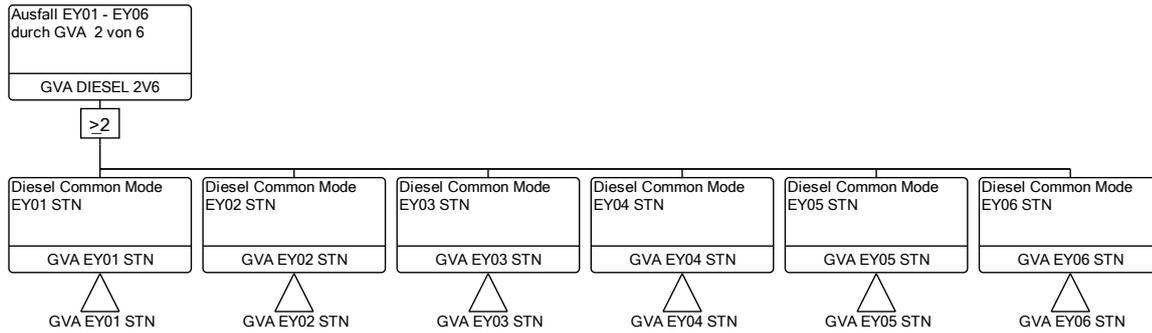


Abb. 3.29 Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von ≥ 2 von 6 Dieselgeneratoren

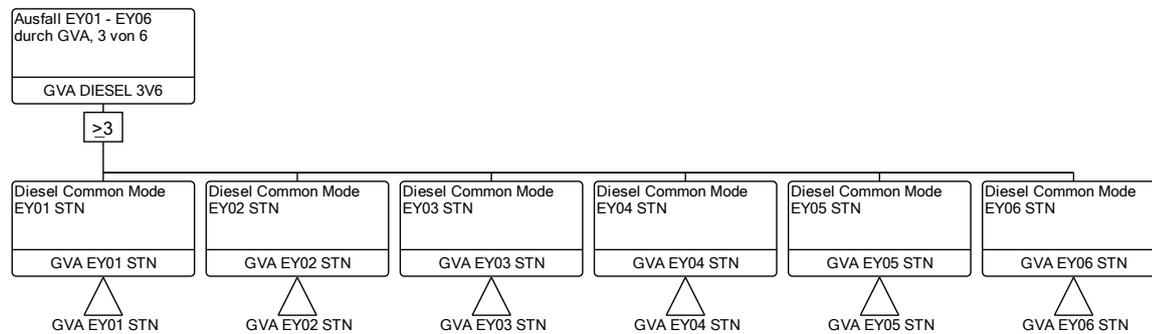


Abb. 3.30 Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von ≥ 3 von 6 Dieselgeneratoren

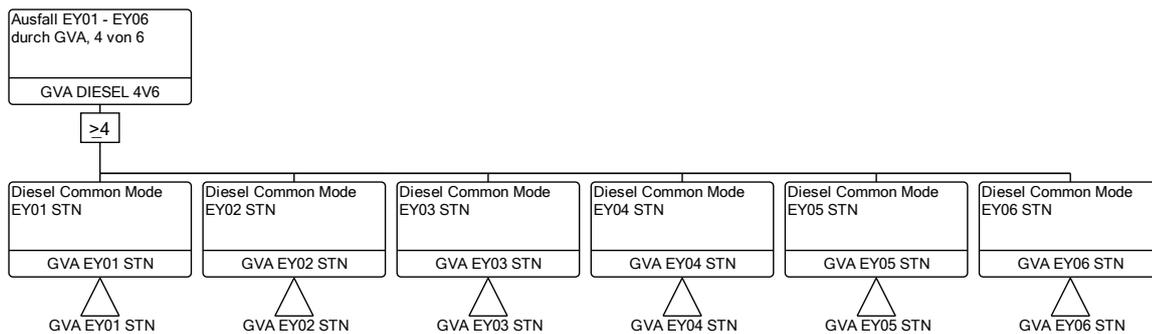


Abb. 3.31 Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von ≥ 4 von 6 Dieselgeneratoren

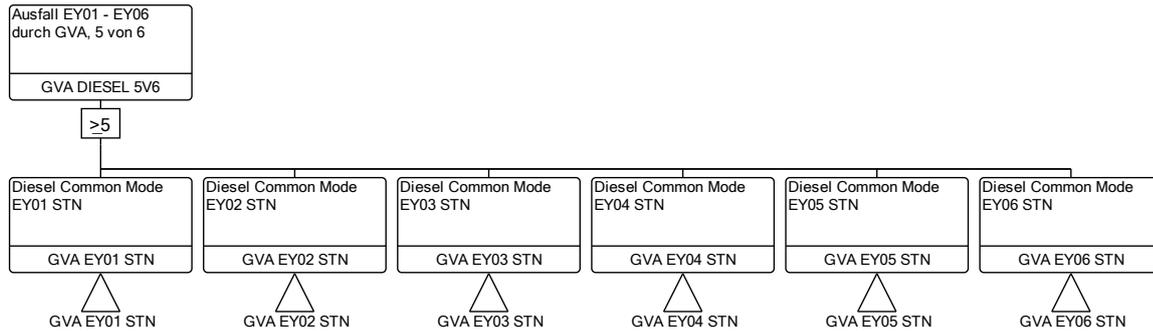


Abb. 3.32 Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von ≥ 5 von 6 Dieselgeneratoren

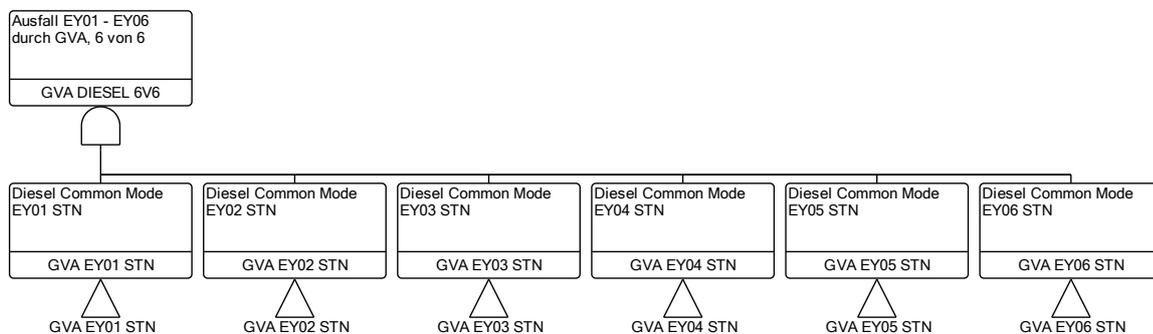


Abb. 3.33 Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von 6 von 6 Dieselgeneratoren

Weitere Anpassungen der Fehlerbaum-Modellierungen in der Referenz-PSA /HOL 07/ für die Untersuchungen waren erforderlich, um die separate Modellierung der Notstromdiesel EY01-04 in einer Gruppe der Größe 4 und die USUS-Diesel EY05/06 zu einer Zweiergruppe einerseits sowie die übergreifende GVA-Modellierung in einer Gruppe der Größe 6 bei den Rechenläufen zu ermöglichen. Die Abbildungen Abb. 3.34 bis Abb. 3.39 zeigen für die jeweiligen Diesel die entsprechenden Fehlerbaummodellierungen.

In Abb. 3.34 ist beispielhaft der Fehlerbaum für den GVA des Notstromdiesels EY01 dargestellt. Der linke Teil des Fehlerbaums (Gatter GVA EY01 STN1) beschreibt die Modellierung wie in der Referenz-PSA vorgefunden. Der rechte Teil (Gatter GVA EY01 STN3) fasst die zusätzlich modellierten expliziten GVA-Kombinationen zusammen. Über den logischen Schalter 'DIESEL-GVA-GETRENNT' kann jeweils entweder die eine oder die andere Modellierung für die Minimalschnittanalysen aktiviert werden.

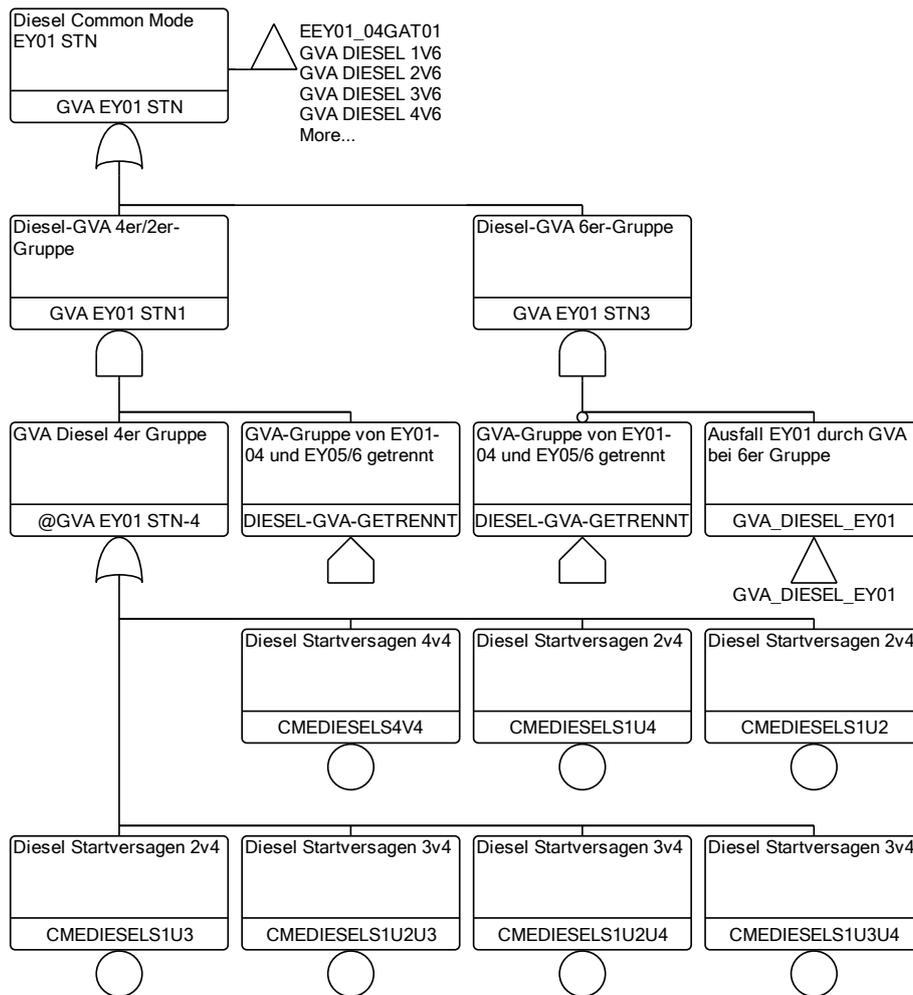


Abb. 3.34 Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY01 durch GVA

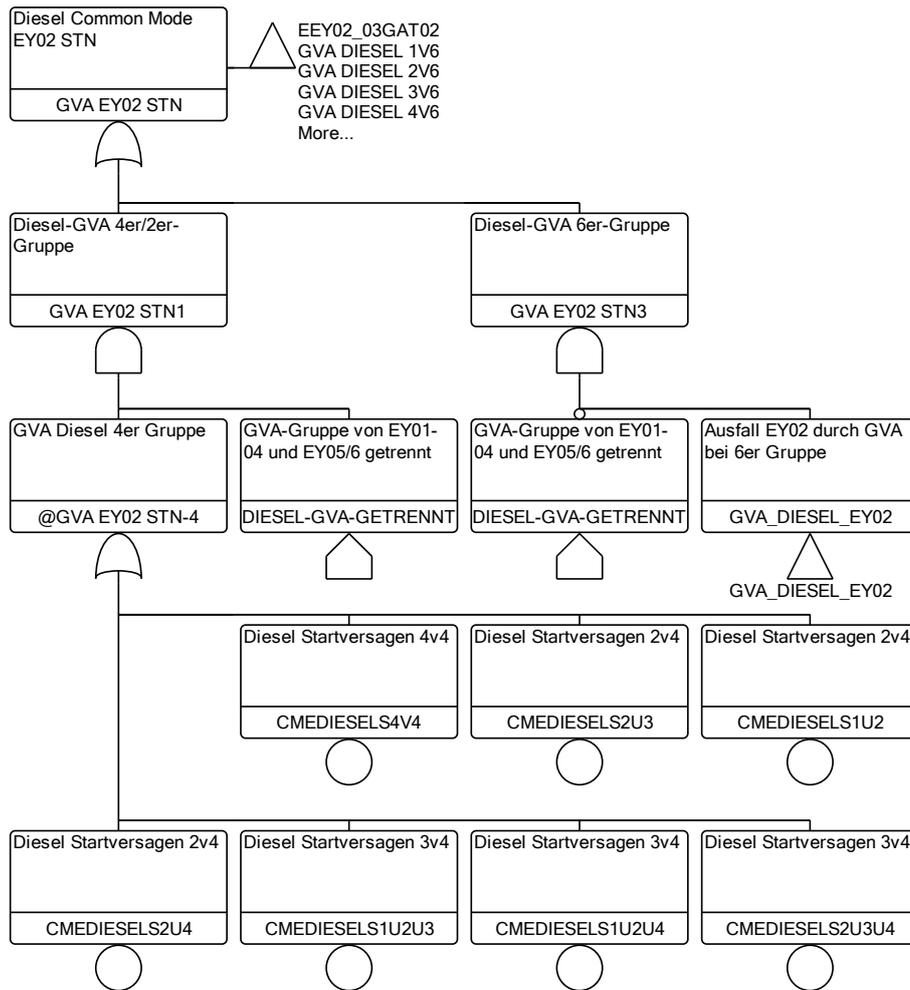


Abb. 3.35 Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY02 durch GVA

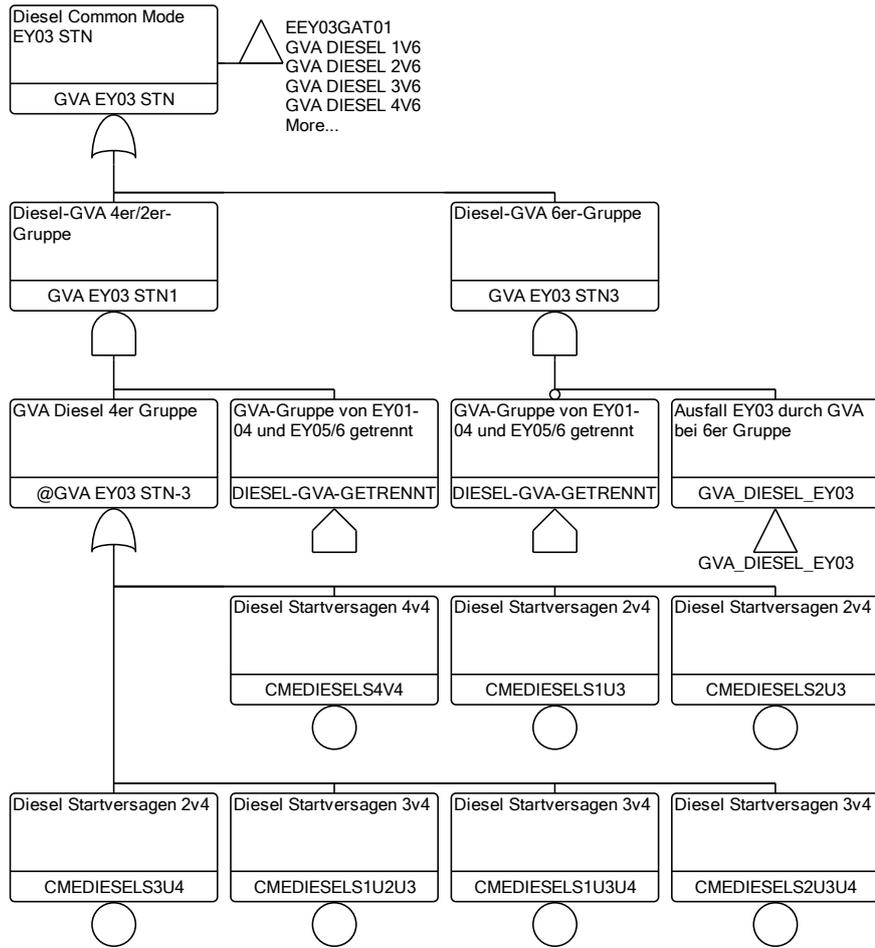


Abb. 3.36 Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY03 durch GVA

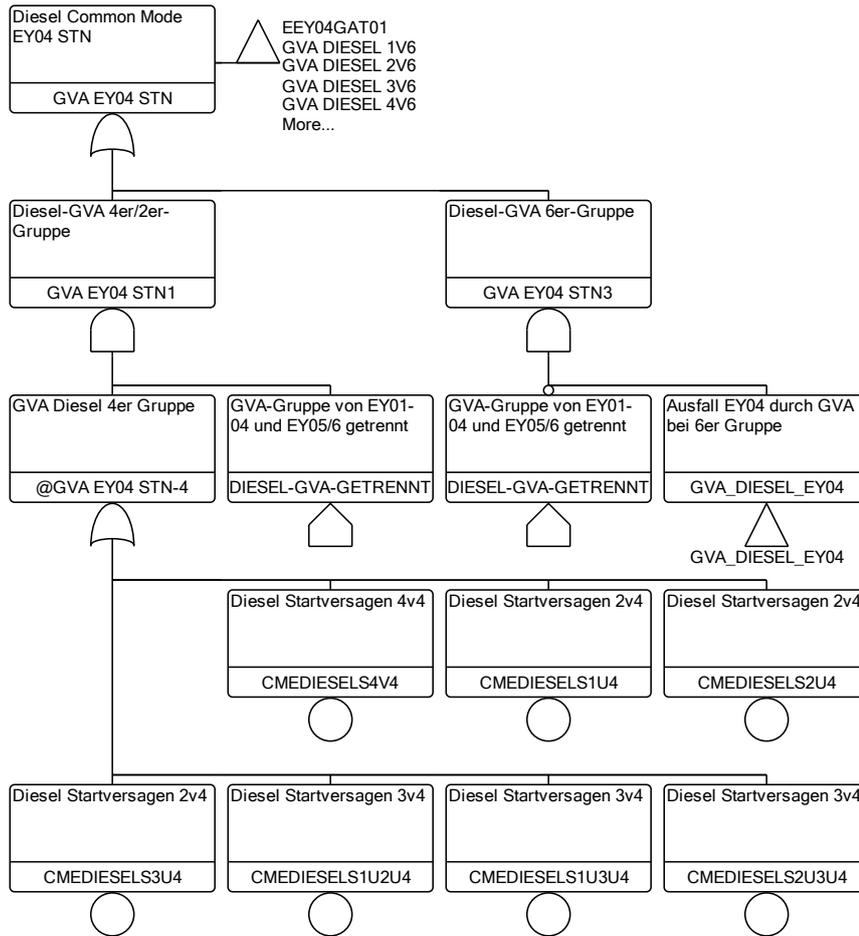


Abb. 3.37 Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY04 durch GVA

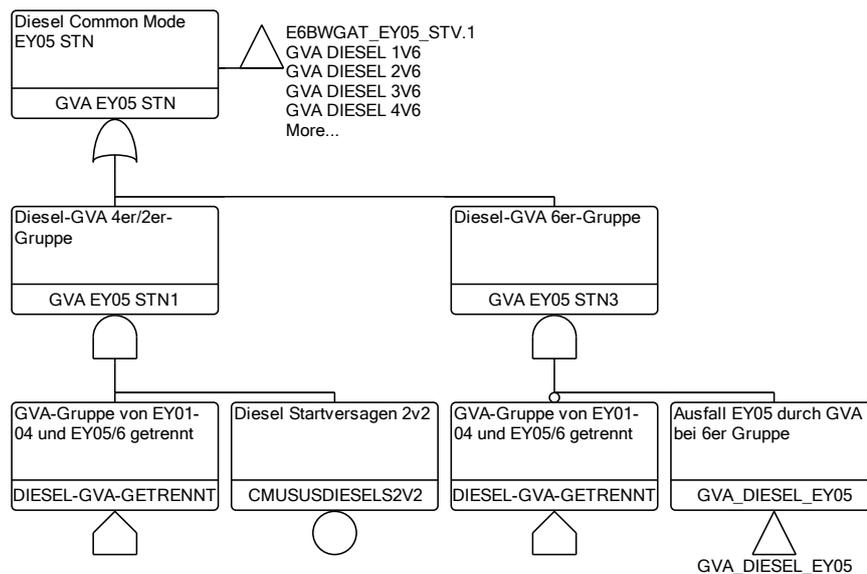


Abb. 3.38 Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY05 durch GVA

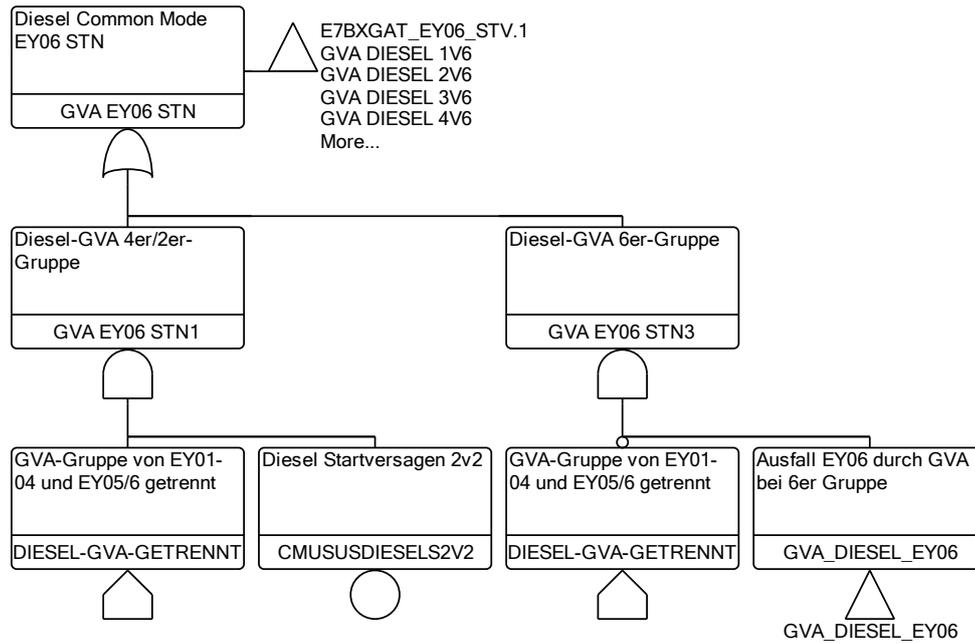


Abb. 3.39 Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY06 durch GVA

In den folgenden Abbildungen Abb. 3.40 bis Abb. 3.45 sind die Fehlerbäume dargestellt, die für jeden Diesel die expliziten Modellierungen der möglichen Ausfallkombination durch GVA enthalten. Die Fehlerbäume für die anderen Diesel ergeben sich jeweils durch zyklische Vertauschung der Basiselemente. Die Zuordnung der Diesel zur Elementnummer der GVA-Gruppe für die Interpretation der Basisereignisnamen können der folgenden Tab. 3.16 entnommen werden.

Tab. 3.16 Zuordnung der Notstromdiesel EY01-04 und der USUS-Diesel EY05/06 zur Elementnummer der GVA-Gruppe

Komponente	Element in GVA-Gruppe
EY01	1
EY02	2
EY03	3
EY04	4
EY05	5
EY06	6

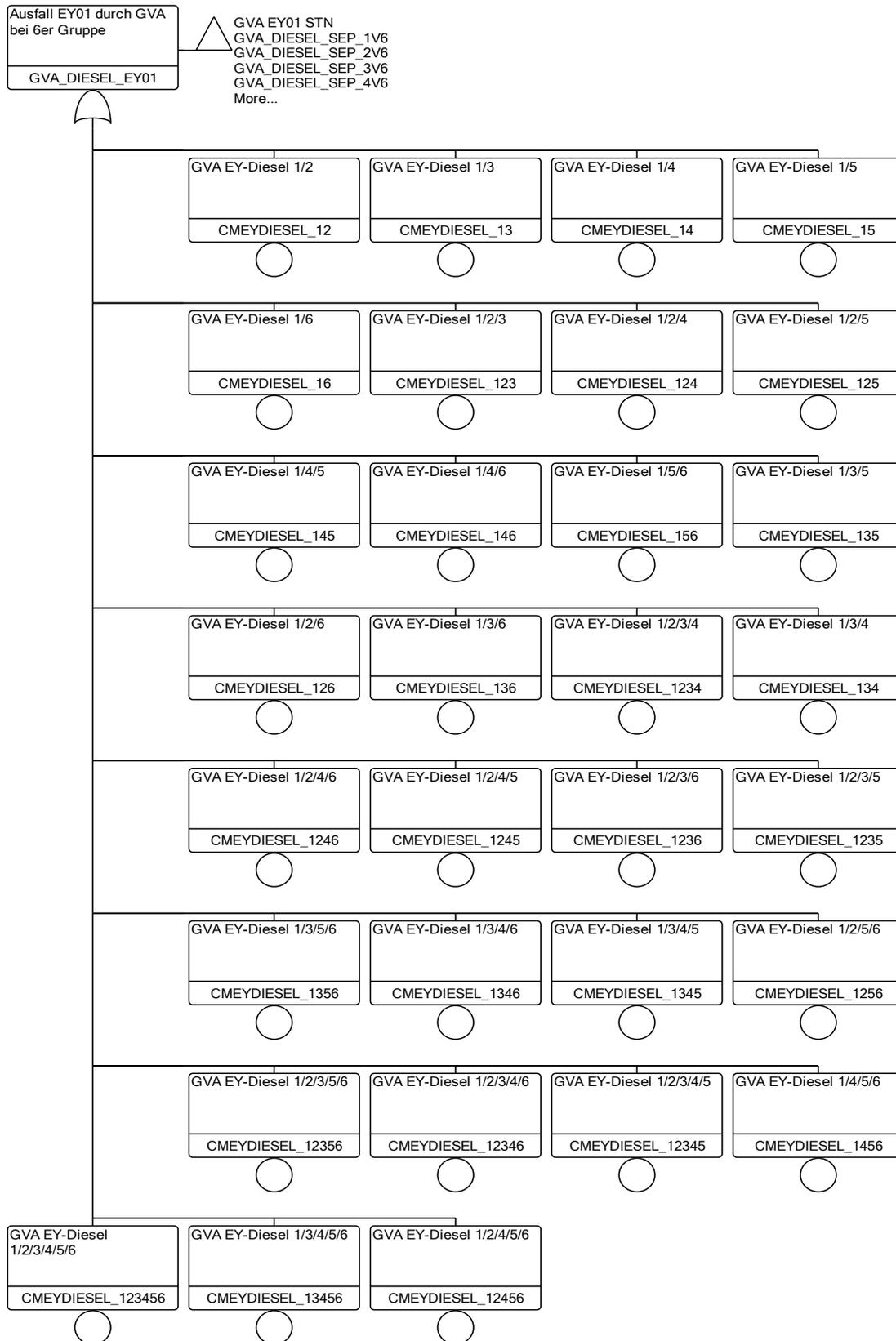


Abb. 3.40 Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY01 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe)

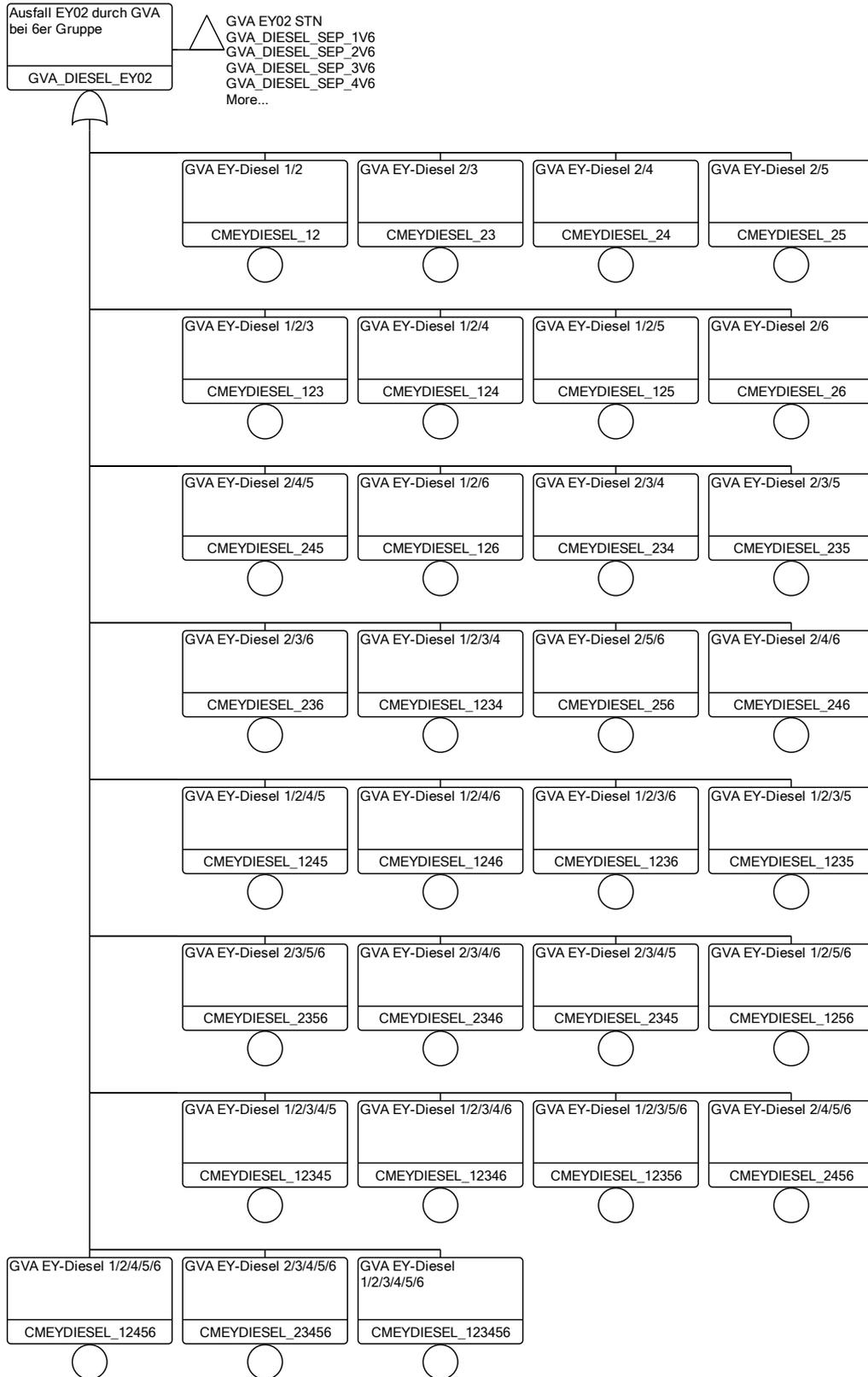


Abb. 3.41 Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY02 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe)

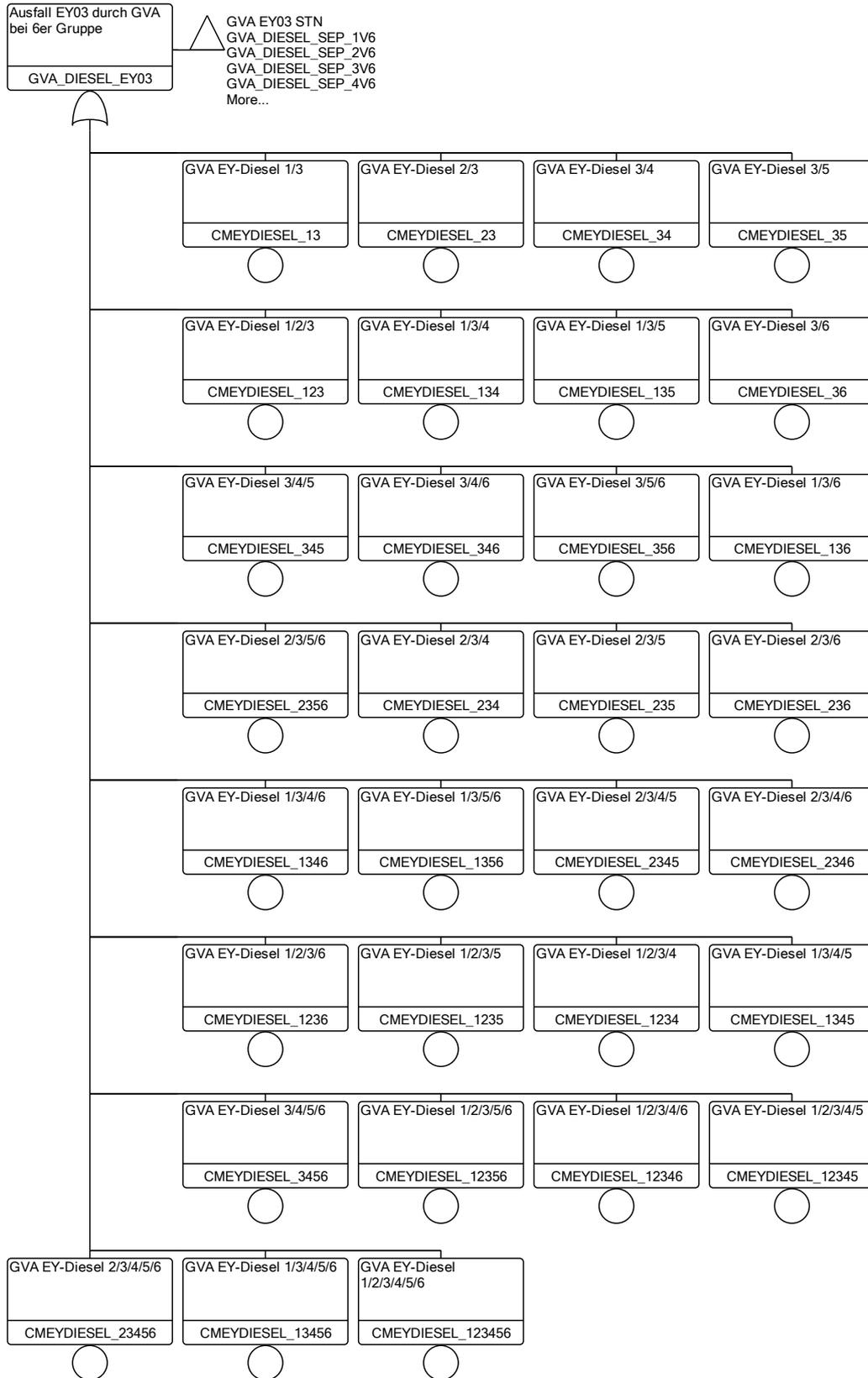


Abb. 3.42 Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY03 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe)

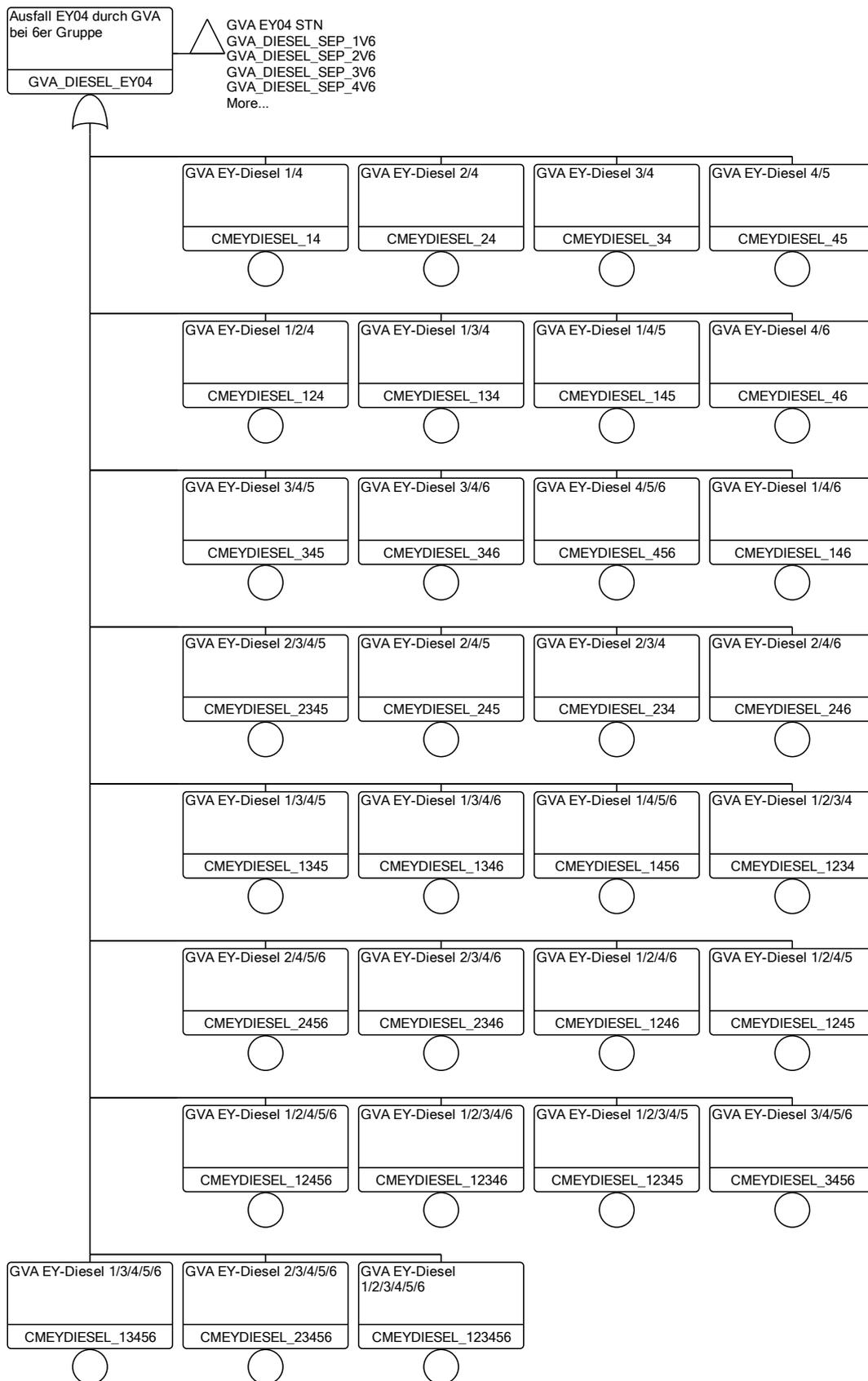


Abb. 3.43 Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY04 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe)

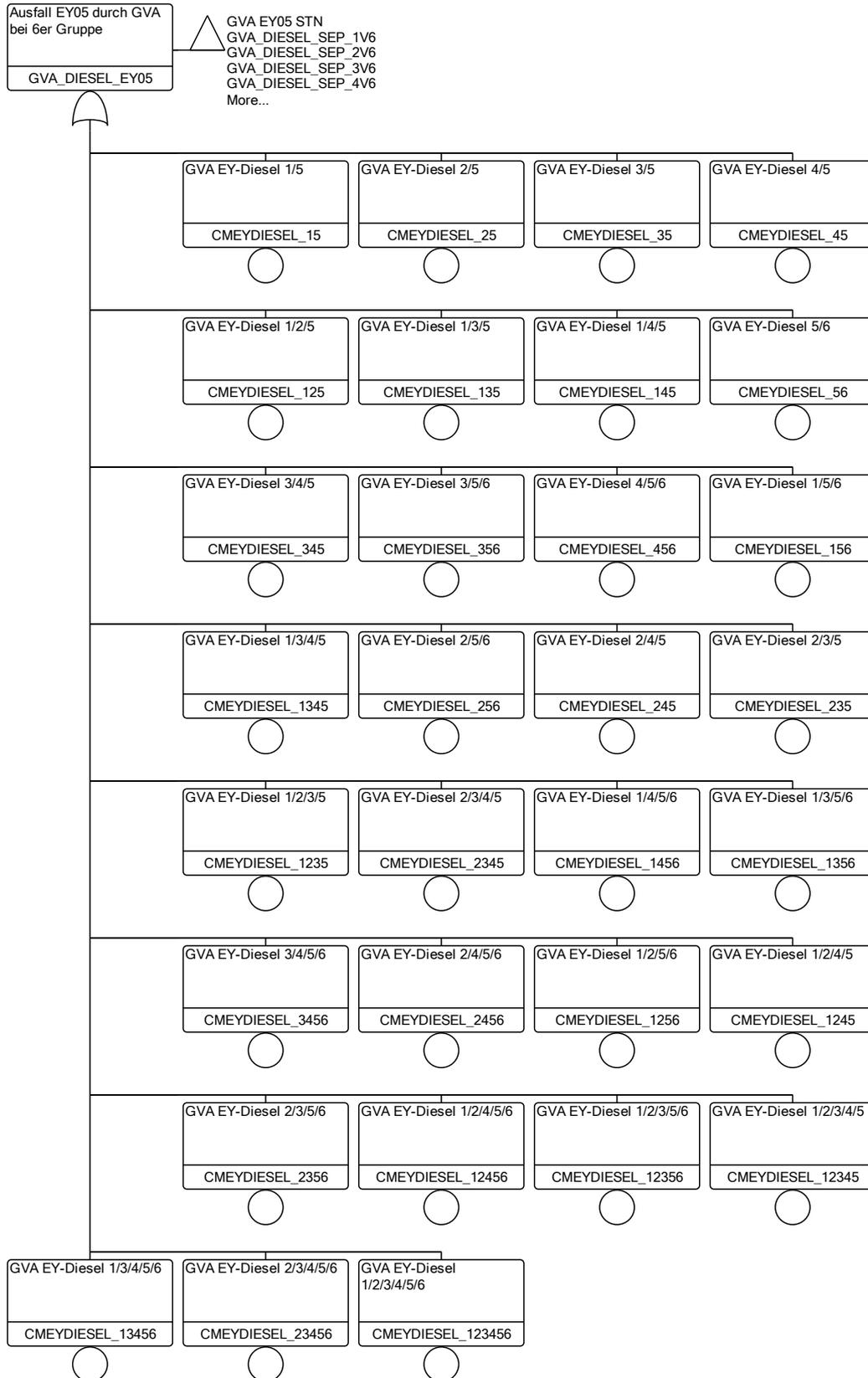


Abb. 3.44 Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY05 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe)

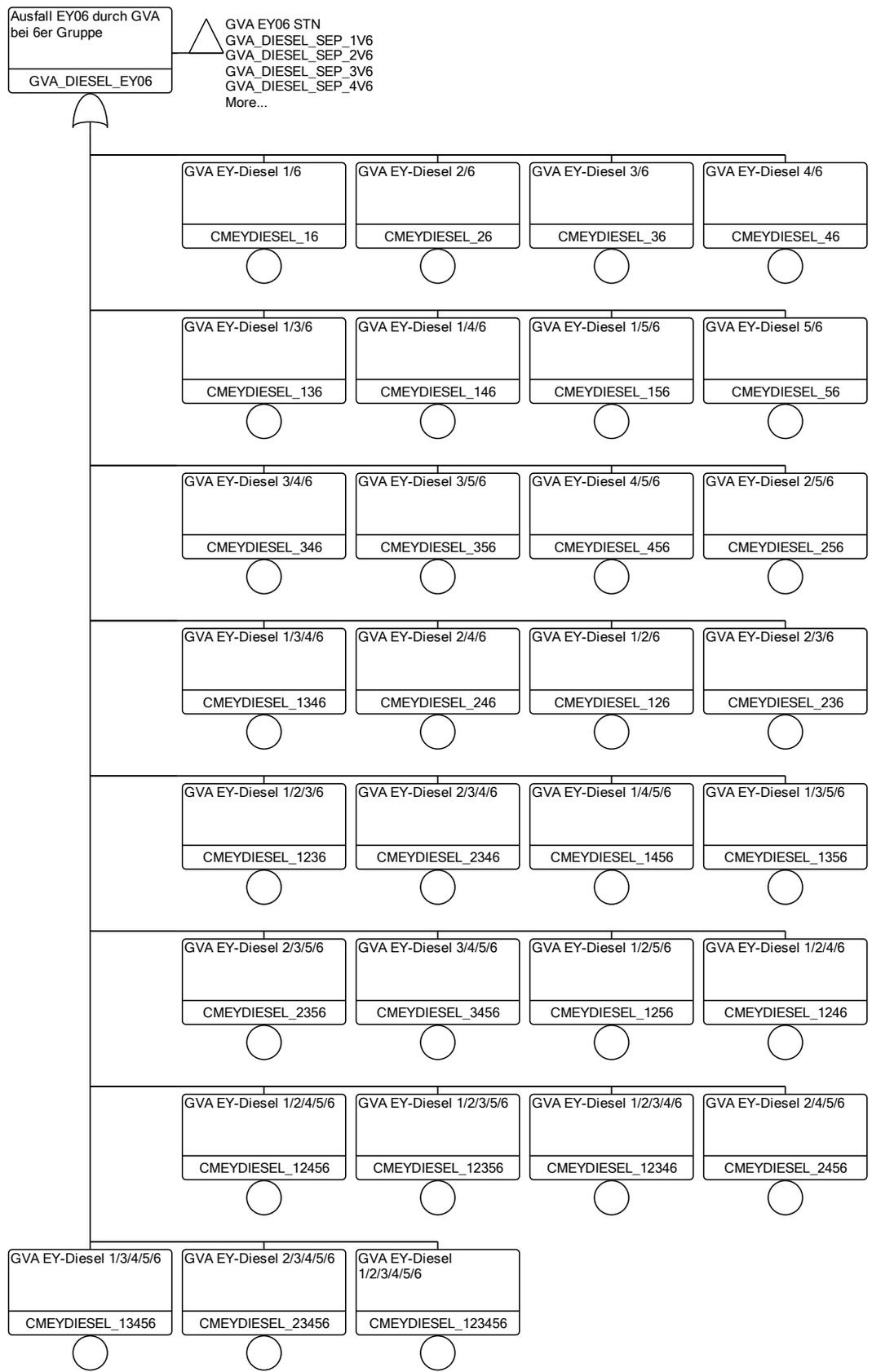


Abb. 3.45 Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY06 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe)

Ergebnisse für den Ausfall der Notstrom- und USUS-Dieselegeneratoren durch GVA

Die separate Modellierung bzw. die übergreifende GVA-Modellierung der Diesel wird bei den Rechenläufen entsprechend dem gesetzten Wert des logischen Schalters 'DIESEL-GVA-GETRENNT' für die Minimalschnittanalysen aktiviert. Die Abbildungen Abb. 3.34 bis Abb. 3.39 zeigen für die jeweiligen Diesel die entsprechenden Fehlerbaummodellierungen, Abb. 3.40 bis Abb. 3.45 die expliziten Modellierungen der möglichen Ausfallkombination bei übergreifender GVA-Modellierung. Entsprechend werden bei der hier gemachten Untersuchung folgende Berechnungen durchgeführt:

- Separate GVA-Modellierung der Diesel (explizit, 4er- und 2er-Gruppe):
 - Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung),
 - Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien (SMP),
- Übergreifende GVA-Modellierung der Diesel (explizit, 6er-Gruppe):
 - Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung).
 - Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien (SMP).

Ergebnisse für den GVA von ≥ 2 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselegeneratoren

Der Fehlerbaum für den GVA von ≥ 2 von 6 Notstromdieselegeneratoren EY01-04 und USUS-Dieselegeneratoren EY05/06 ist in Abb. 3.29 dargestellt. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die unterschiedlichen Varianten der GVA-Modellierungen der Diesel und der jeweils verwendeten Daten werden in Tab. 3.17 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus den Unsicherheitsanalysen sind in Abb. 3.46 dargestellt.

Tab. 3.17 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 2 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselegeneratoren durch GVA

	NSD2v6-2/4G Lognormalverteilung	NSD2v6-2/4G SMP	NSD2v6-6G Lognormalverteilung	NSD2v6-6G SMP
MCS-Punktwert	6,67 E-04	6,67 E-04	6,20 E-04	6,20 E-04
Erwartungswert	6,72 E-04	6,67 E-04	6,22 E-04	6,20 E-04
Min-Wert	7,87 E-05	8,00 E-06	7,72 E-05	2,36 E-07

	NSD2v6-2/4G Lognormalverteilung	NSD2v6-2/4G SMP	NSD2v6-6G Lognormalverteilung	NSD2v6-6G SMP
5 %-Quantil	2,40 E-04	8,35 E-05	2,45 E-04	3,97 E-05
Median	5,73 E-04	4,87 E-04	5,44 E-04	4,29 E-04
95 %-Quantil	1,43 E-03	1,87 E-03	1,27 E-03	4,96 E-03
Max-Wert	6,07 E-03	7,44 E-03	1,86 E-03	7,02 E-03

Wie auch schon für das vorherige Beispiel kann man aus Tab. 3.17 und Abb. 3.46 erkennen, dass die Verteilungen basierend auf Samples jeweils stärker ausgeprägte Schwänze bei kleinen Quantilen haben als die Verteilungen basierend auf Lognormalverteilungen. Die Übereinstimmung der Erwartungswerte ist sehr gut, die 95%-Quantile unterscheiden sich um einen Faktor von ca. 4. Bemerkenswert ist, dass in diesem Fall die mit den Samples berechneten Verteilungen die größeren extrem hohen Quantile liefern als die Lognormalverteilung. Die Varianz der Sample-Verteilungen ist erkennbar höher als die der Lognormalverteilungen, damit sind die Sample-Verteilungen breiter. Aufgrund der Ausfalllogik führt jedes GVA-Basisereignisse hier stets zum TOP-Ereignis.

Die unterschiedlichen Modellierungen der GVA-Gruppe (als übergreifende 6er-GVA-Gruppe und als getrennte 2er- und 4er-GVA-Gruppen) haben für das betrachtete TOP-Ereignis „Unverfügbarkeit von ≥ 2 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselmotoren“ nur einen geringen Einfluss auf das Ergebnis. Hier ist der Erwartungswert für die Modellierung als separate GVA-Gruppen geringfügig größer.

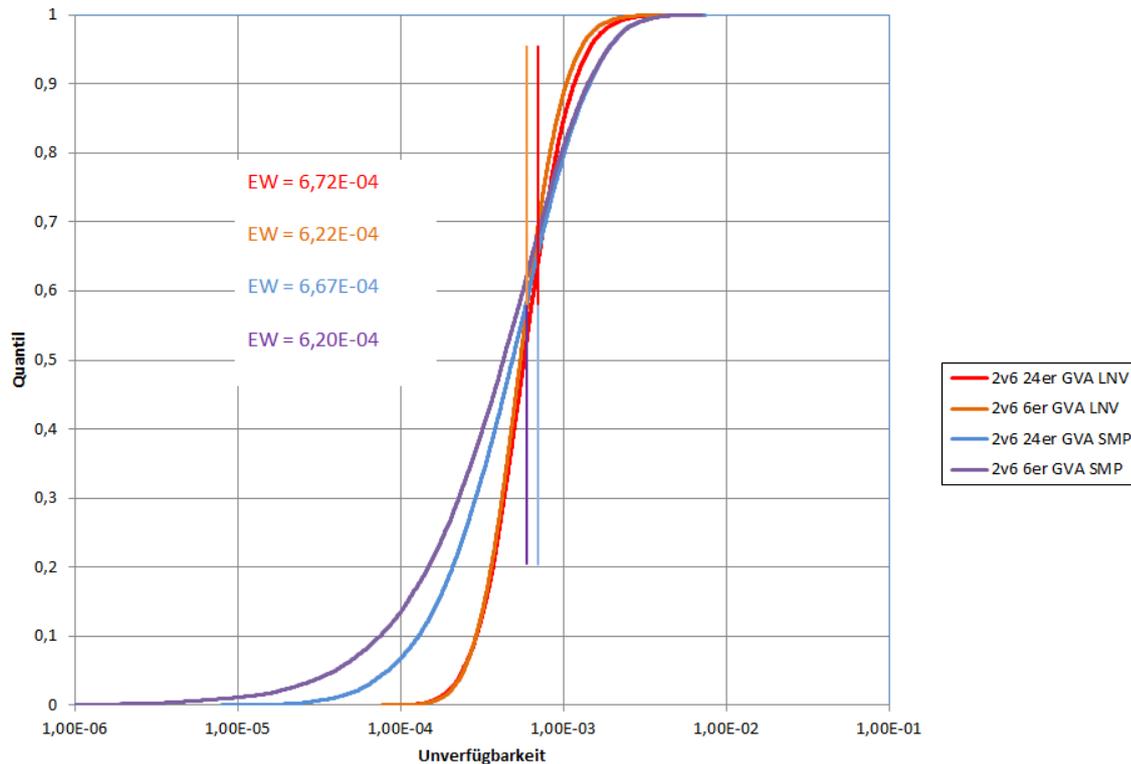


Abb. 3.46 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von ≥ 2 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselmotoren bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen Daten nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung

Ergebnisse für den GVA von ≥ 3 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselmotoren

Der Fehlerbaum für den GVA von ≥ 3 von 6 Notstromdieselmotoren EY01-04 und USUS-Dieselmotoren EY05/06 Abb. 3.30 dargestellt. Die mit RiskSpectrum® ermittelten Ergebnisse für die unterschiedlichen Varianten der GVA-Modellierungen der Dieselmotoren und der jeweils verwendeten Daten werden in Tab. 3.18 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus den Unsicherheitsanalysen sind in Abb. 3.47 dargestellt.

Tab. 3.18 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 3 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselmotoren durch GVA

	NSD3v6-2/4G Lognormalverteilung	NSD3v6-2/4G SMP	NSD3v6-6G Lognormalverteilung	NSD3v6-6G SMP
MCS-Punktwert	2,39 E-04	2,39 E-04	4,20 E-04	4,20 E-04
Erwartungswert	2,40 E-04	2,40 E-04	4,23 E-04	4,20 E-04
Min-Wert	8,30 E-06	5,36 E-06	4,26 E-05	1,43 E-07
5 % - Quantil	5,25 E-05	4,05 E-05	1,45 E-04	2,57 E-05
Median	1,79 E-04	1,82 E-04	3,55 E-04	2,83 E-04
95 %-Quantil	6,35 E-04	6,33 E-04	9,22 E-04	3,70 E-03
Max-Wert	3,20 E-03	2,79 E-03	1,28 E-03	5,64 E-03

Für das Ausfallkriterium 3 von 6 zeigt sich hier das charakteristische Ergebnis, dass der Punkt- und der Erwartungswert für die getrennte Modellierung als 2er- und 4er-GVA-Gruppe kleiner als die Werte für die übergreifende 6er-GVA-Gruppe sind. Bezüglich der Verteilungen kann man aus Tab. 3.18 und Abb. 3.47 Folgendes ableiten: Für die Modellierung in separaten GVA-Gruppen stimmen die Ergebnisverteilungen basierend auf Lognormalverteilung bzw. Samples relativ gut überein. Dagegen zeigt sich bei der Modellierung als übergreifende GVA-Gruppe das bekannte Bild, dass die auf Samples basierende Verteilung insgesamt breiter ist, d. h. eine höhere Varianz hat. Besonders auffällig ist der vergleichsweise stark ausgeprägte Schwanz bei niedrigen Quantilen. In Folge unterschiedlicher Varianz liefert die auf Samples basierende Verteilung auch bei sehr hohen Quantilen größere Werte als die Lognormalverteilung.

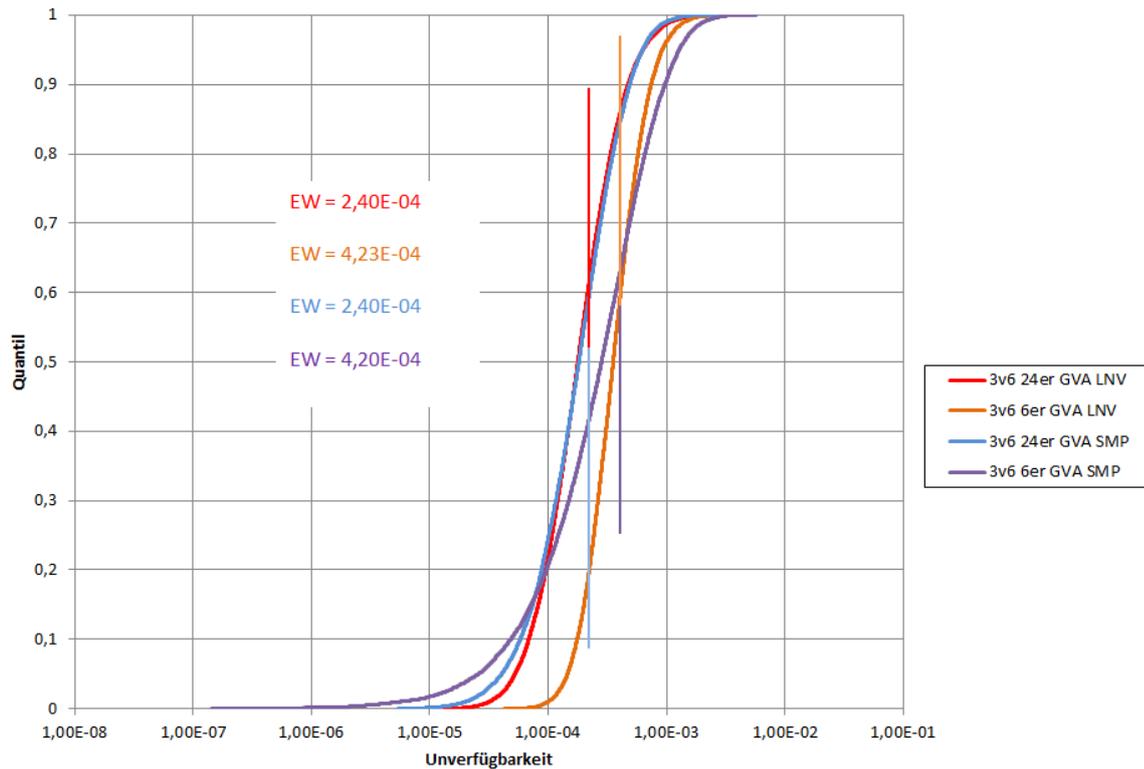


Abb. 3.47 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von ≥ 3 von 6 Notstrom- und USUS-Diesel bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen Daten nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung

Ergebnisse für den GVA von ≥ 4 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselgeneratoren

Der Fehlerbaum für den GVA von ≥ 4 von 6 Notstromdiesel EY01-04 und USUS-Dieselgeneratoren EY05/06 ist in Abb. 3.31 dargestellt. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die unterschiedlichen Varianten der GVA-Modellierungen der Diesel und der jeweils verwendeten Daten werden in Tab. 3.19 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus den Unsicherheitsanalysen sind in Abb. 3.48 dargestellt.

Tab. 3.19 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 4 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselmotoren durch GVA

	NSD4v6-6G Lognormalver- teilung	NSD4v6-6G SMP	NSD4v6-2/4G Lognormalver- teilung	NSD4v6-2/4G SMP
MCS-Punktwert	2,55 E-04	2,55 E-04	8,32 E-05	8,32 E-05
Erwartungswert	2,57 E-04	2,56 E-04	8,46 E-05	8,40 E-05
Min-Wert	1,64 E-05	6,22 E-08	5,99 E-07	6,44 E-07
5 % - Quantil	7,05 E-05	1,42 E-05	8,07 E-06	8,02 E-06
Median	2,03 E-04	1,64 E-04	4,76 E-04	4,71 E-05
95 %-Quantil	6,16 E-04	2,91 E-03	2,78 E-04	2,74 E-04
Max-Wert	8,04 E-04	4,08 E-03	2,60 E-03	2,60 E-03

Bezüglich der unterschiedlichen Modellierungen der GVA-Gruppen verstärkt sich der Befund aus dem vorherigen Abschnitt. Punkt- und Erwartungswerte für die getrennte Modellierung sind eine halbe Größenordnung kleiner als die für die übergreifende Modellierung als 6er-GVA-Gruppe.

Bezüglich der Ergebnisverteilungen bestätigen Tab. 3.19 und Abb. 3.48 ebenfalls die Befunde aus dem vorigen Abschnitt. Die Übereinstimmung der Verteilungen für die Modellierung mit separaten GVA-Gruppen, die auf Samples bzw. der Lognormalverteilung basieren, ist gut. Dagegen ist bei der Modellierung als übergreifende 6er-Gruppe die auf Samples basierende Verteilung deutlich breiter, als die auf der Lognormalverteilung beruhende. Dies gilt sowohl für den ausgeprägten Schwanz bei niedrigen Quantilen als auch für die sehr hohen Quantile. Gleichzeitig stimmen die Erwartungswerte in der Unsicherheitsanalyse wegen des Fehlens von multiplikativen Minimalschnitten sehr gut überein.

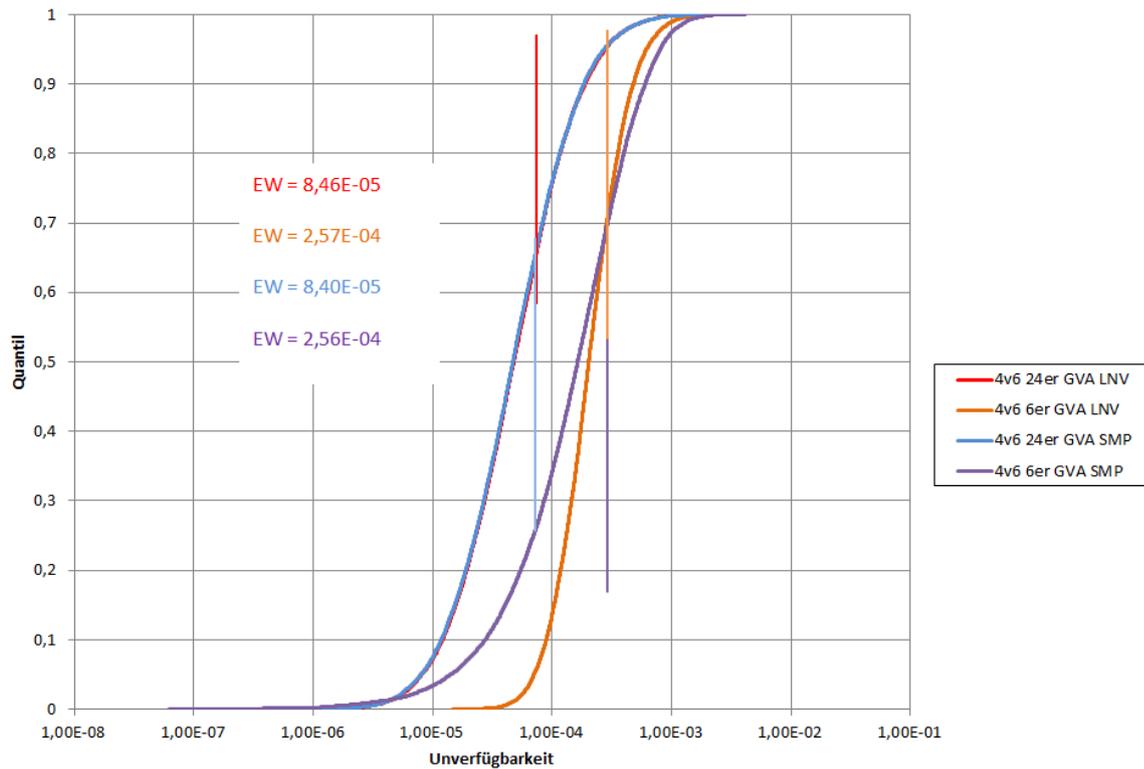


Abb. 3.48 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von ≥ 4 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselmotoren bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung

Ergebnisse für den GVA von ≥ 5 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselmotoren

Der Fehlerbaum für den GVA von ≥ 5 von 6 Notstromdiesel EY01-04 und USUS-Diesel EY05/06 ist in Abb. 3.32 dargestellt. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die unterschiedlichen Varianten der GVA-Modellierungen der Diesel und der jeweils verwendeten Daten werden in Tab. 3.20 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus den Unsicherheitsanalysen sind in Abb. 3.49 dargestellt.

Tab. 3.20 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 5 von 6 Notstrom- und USUS-Diesel durch GVA

	NSD5v6-2/4G Lognormalverteilung	NSD5v6-2/4G SMP	NSD5v6-6G Lognormalverteilung	NSD5v6-6G SMP
MCS-Punktwert	4,75 E-08	4,75 E-08	1,31 E-04	1,31 E-04
Erwartungswert	4,78 E-08	8,27 E-08	1,32 E-04	1,31 E-04
Min-Wert	2,19 E-10	6,26 E-13	2,98 E-06	2,25 E-08
5 % - Quantil	3,10 E-09	5,80 E-10	2,49 E-05	6,18 E-06
Median	2,28 E-08	2,29 E-08	9,23 E-05	7,76 E-05
95 %-Quantil	1,68 E-07	3,52 E-07	3,74 E-04	2,31 E-03
Max-Wert	5,18 E-07	6,66 E-06	4,34 E-04	6,40 E-04

Bezüglich der unterschiedlichen GVA-Modellierungen ist festzustellen, dass die separate GVA-Modellierung hier zu einem Unterschied von fast vier bis ca. drei Größenordnungen im Punkt- bzw. Erwartungswert führt. Der in den vorigen Abschnitten festgestellte Trend ist deutlich verstärkt.

Wie aus Tab. 3.20 und Abb. 3.49 ersichtlich wird, ist für die separate GVA-Modellierung der Erwartungswerte für die Lognormalverteilung fast um den Faktor 2 kleiner als der für die Verteilungssamples. Zudem gibt es, sowohl für kleine wie für große Quantile, erkennbare Unterschiede zwischen den Ergebnisverteilungen. Dabei ist die auf Samples basierende Verteilung breiter als die auf der Lognormalverteilung basierende – hat also eine größere Varianz. Dies lässt sich damit erklären, dass nur für diesen Fall relevante Beiträge zur Wahrscheinlichkeit des TOP-Ereignisses aus mehreren Minimalschnitten kommen, die mehrere GVA-Ereignisse enthalten. Hier ist zwar ein Minimalschnitt, der (2 von 2)- und (4 von 4)-GVA enthält, einzeln führend, integral liefern aber die Minimalschnitte, die (2 von 2)- und (3 von 4)-GVA beinhalten einen größeren Beitrag. Diese Situation dürfte zu den festgestellten Differenzen wesentlich beitragen.

Für die übergreifende GVA-Gruppe stimmen die Erwartungswerte dagegen – wie zu erwarten – überein. Und auch die beiden Ergebnisverteilungen zeigen eine relativ gute Übereinstimmung, insbesondere bei hohen Quantilen.

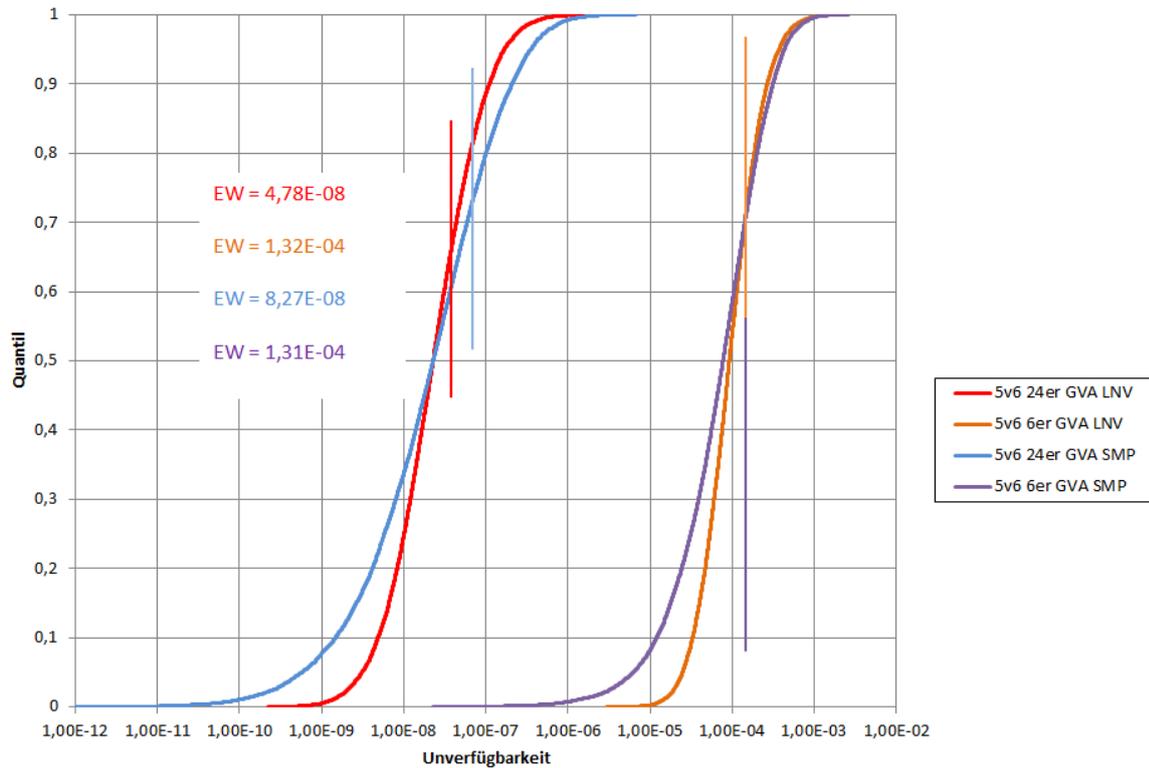


Abb. 3.49 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von ≥ 5 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselmotoren bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung

Ergebnisse für den GVA von 6 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselmotoren

Der Fehlerbaum für den GVA von 6 von 6 Notstromdiesel EY01-04 und USUS-Dieselmotoren EY05/06 ist in Abb. 3.33 dargestellt. Die mit RiskSpectrum[®] ermittelten Ergebnisse für die unterschiedlichen Varianten der GVA-Modellierungen der Diesel und der jeweils verwendeten Daten werden in Tab. 3.21 zusammengefasst. Die Ergebnisverteilungen aus den Unsicherheitsanalysen sind in Abb. 3.50 dargestellt.

Tab. 3.21 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von 6 von 6 Notstrom- und USUS-Diesel durch GVA

	NSD6v6-2/4G-Lognormalverteilung case 3129	NSD6v6-2/4G-SMP case 3128	NSD6v6-6G Lognormalverteilung case 3127	NSD6v6-6G-SMP case 3126
MCS-Punktwert	1,65 E-08	1,65 E-08	4,68 E-05	4,68 E-05
Erwartungswert	1,70 E-08	1,66 E-08	4,68 E-05	4,68 E-05
Min-Wert	2,32 E-11	6,22 E-13	2,48 E-07	5,17 E-09
5 % - Quantil	5,63 E-10	2,93 E-10	3,30 E-06	1,52 E-06
Median	6,03 E-09	5,73 E-09	2,35 E-05	2,29 E-05
95 %-Quantil	6,59 E-08	6,39 E-08	1,65 E-04	1,64 E-03
Max-Wert	1,78 E-07	1,58 E-06	1,72 E-04	1,37 E-03

Auch für diesen Fall unterscheiden sich die Erwartungswerte der übergreifenden GVA-Modellierung und der getrennten GVA-Gruppen um mehr als drei Größenordnungen. Die bestätigt den in den vorigen Abschnitten festgestellten Trend.

Bezüglich der Ergebnisverteilungen kann man aus Tab. 3.21 und Abb. 3.50 erkennen, dass die Verteilungen basierend auf Samples und basierend auf der Lognormalverteilung relativ gut übereinstimmen, insbesondere bei hohen Quantilen.

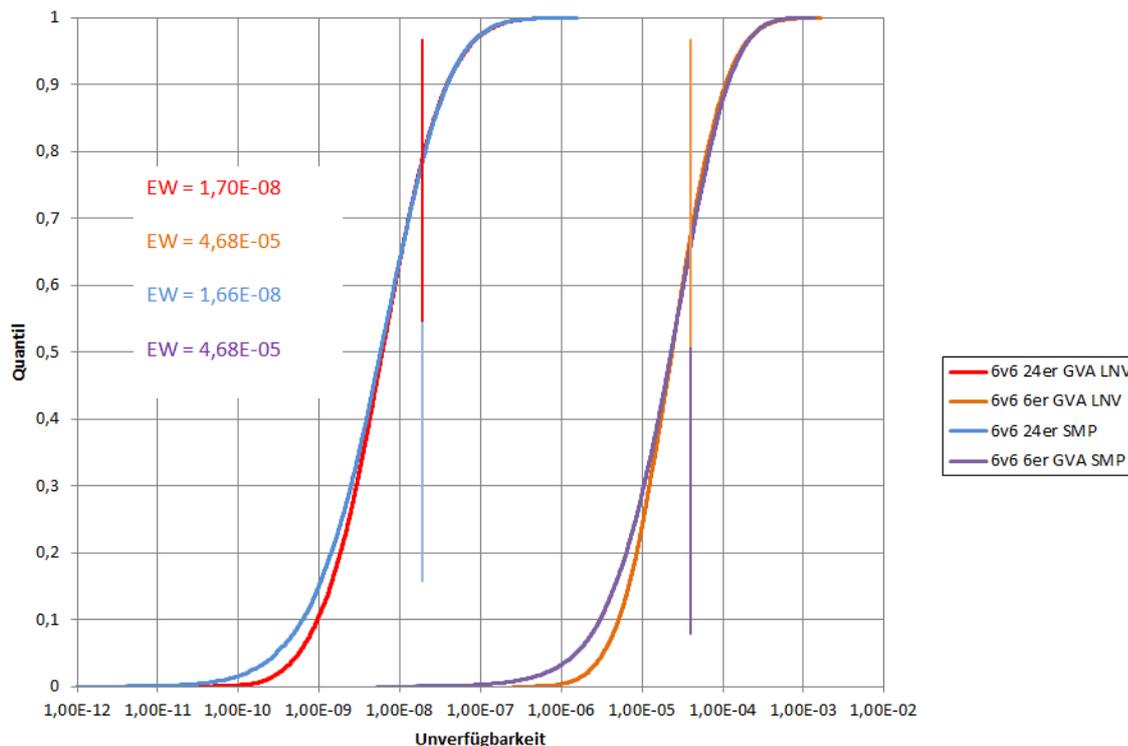


Abb. 3.50 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von 6 von 6 Notstrom- und USUS-Diesलगeneratoren bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung

Einfluss der GVA-Modellierungen auf die Unverfügbarkeit der Systemfunktionen beim Notstromfall

Abschließend wurde der Einfluss der GVA-Modellierungen auf die Unverfügbarkeit der Systemfunktionen beim Notstromfall untersucht. Hierbei wurde wie zuvor beschrieben vorgegangen.

Der Einfluss der separaten Modellierung sowie der übergreifende GVA-Modellierung der Diesel wurde anhand der Ergebnisse des in der Referenz-PSA /HOL 07/ behandelten auslösenden Ereignisses 'Notstromfall' und entsprechenden Ereignisbaumsequenzen mit Konsequenz ‚Kernschaden‘ untersucht, und die Auswirkungen der Unsicherheitsanalyse überprüft. Entsprechend werden bei der hier gemachten Untersuchungen folgende Berechnungen durchgeführt:

- Separate GVA-Modellierung der Diesel (explizit, 4er- und 2er-Gruppe):
 - Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung),
 - Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien (SMP),
- Übergreifende GVA-Modellierung der Diesel (explizit, 6er-Gruppe):
 - Berechnung mit GVA-Kombinationen, Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung),
 - Berechnung mit GVA-Kombinationen, Samples aus Dateien (SMP).

Unverfügbarkeiten der Systemfunktionen und Unsicherheitsanalysen beim Notstromfall bei den entsprechenden GVA-Modellierungen

Die mit RiskSpectrum® ermittelten Ergebnisse für die unterschiedlichen Varianten der GVA-Modellierungen der den GVA von ≥ 2 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselegeneratoren und der jeweils verwendeten Daten werden in Tab. 3.22 dargestellt.

Tab. 3.22 Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit der Systemfunktionen beim auslösenden Ereignis Notstromfall

	NSF 6er GVA Lognormalverteilung	NSF 6er-GVA SMP	NSF 2/4er-GVA Log- normalverteilung	NSF 2/4er- GVA SMP
MCS-Punktwert	5,12 E-07	5,12 E-07	3,20 E-07	3,20 E-07
Erwartungswert	6,85 E-07	6,54 E-07	4,55 E-07	5,07 E-07
Min-Wert	1,72 E-10	1,45 E-10	9,23 E-11	1,12 E-10
5 % - Quantil	4,94 E-09	4,55 E-09	3,75 E-09	3,69 E-09
Median	1,05 E-07	1,03 E-07	6,80 E-08	6,88 E-08
95 %-Quantil	2,40 E-06	2,48 E-06	1,43 E-06	1,53 E-06
Max-Wert	1,97 E-04	1,46 E-04	3,09 E-04	2,87 E-04

Zunächst ist festzustellen, dass – anders als durch die Ergebnisse in den drei vorherigen Abschnitten nahegelegt – die Ergebnisse für den Kernschadenzustand im Notstromfall für die Modellierung mit übergreifendem GVA nur um ca. 35 % höher sind als die für getrennte GVA-Gruppen. Dies liegt daran, dass bei der Modellierung mit getrennten GVA-Gruppen

der Beitrag der Ausfälle aller Notstromdiesel durch Startversagen nur von untergeordneter Bedeutung ist. Wichtiger sind Ausfälle der Diesel durch Betriebsversagen sowie Ausfälle weiterer Komponenten. Bei der Modellierung mit übergreifenden GVA sind die Ausfälle aller Diesel durch GVA dagegen der führende Minimalschnitt. Der zusätzliche Beitrag durch diesen Minimalschnitt entspricht gerade der Vergrößerung des Erwartungswertes für die Kernschadenshäufigkeit. Würde man den Effekt einer übergreifenden GVA-Modellierung zum Beispiel für das Betriebsversagen der Diesel durch GVA untersuchen, wären größere Auswirkungen auf das Ergebnis zu erwarten.

Die Ergebnisverteilungen (siehe Tab. 3.22 und Abb. 3.51) zeigen jeweils nur relativ geringe Unterschiede. Für die Modellierung mit getrennten GVA-Gruppen war dies zu erwarten, da die Importanz der GVA durch Diesel-Startversagen relativ gering ist. Bemerkenswert ist dagegen, dass die aus Samples basierenden Verteilungen, die eine gegenüber der Lognormalverteilung einen stärker ausgeprägten Schwanz bei hohen Quantilen haben, zu einem ca. 10 % größeren Erwartungswert geführt haben. Auch für die Modellierung mit einer übergreifenden GVA-Gruppe stimmen die Ergebnisverteilungen relativ gut überein. Die Unterschiede im Erwartungswert können wieder durch den stärker ausgeprägten Schwanz der Samples-Verteilungen bei hohen Quantilen erklärt werden.

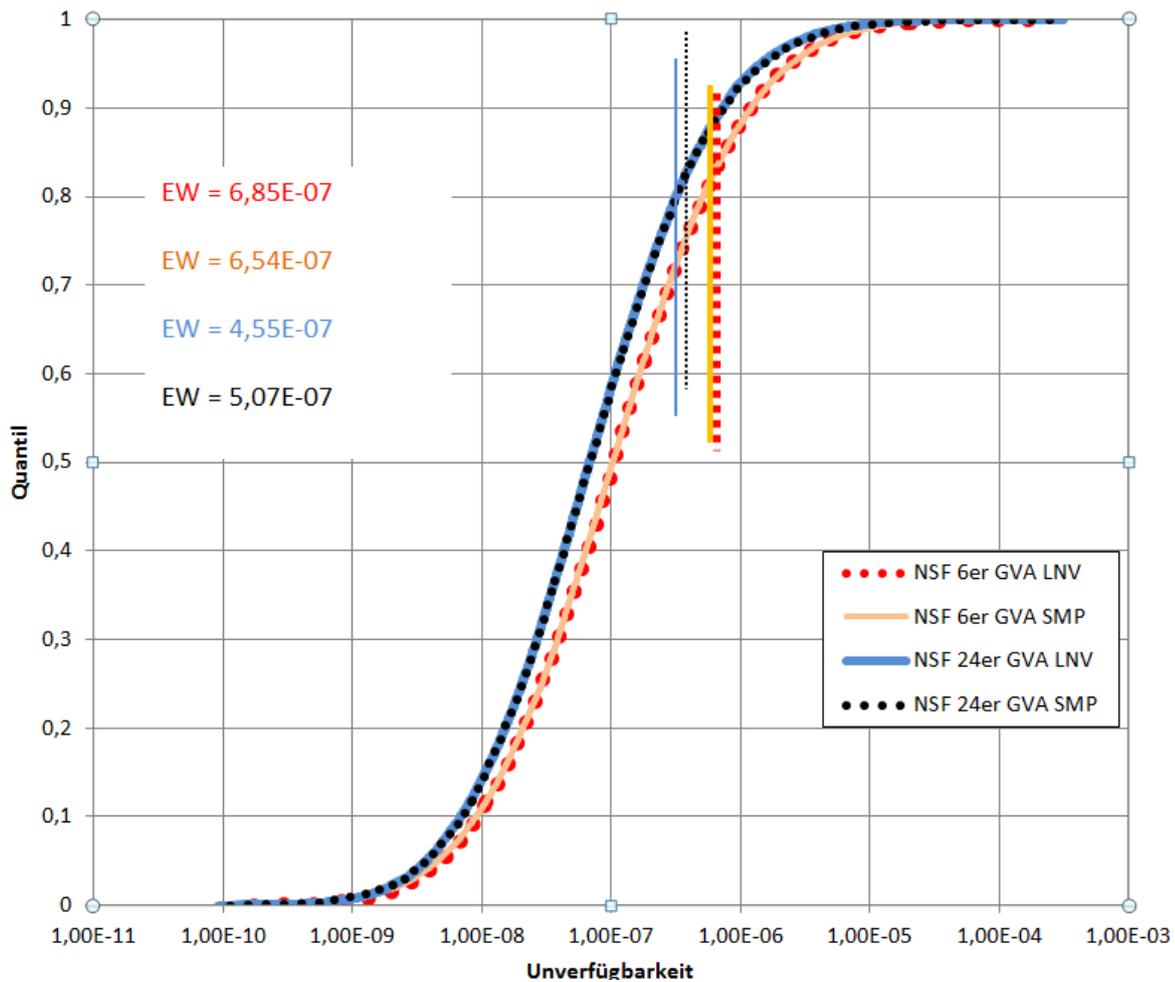


Abb. 3.51 Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der Systemfunktionen beim auslösenden Ereignis 'Notstromfall'

3.2.4 Zusammenfassung der Ergebnisse und Schlussfolgerung

Insgesamt hat sich gezeigt, dass die Unsicherheitsanalyse bei der Anpassung von Lognormalverteilungen (unter Zerstörung der Abhängigkeitsstruktur) im Vergleich zu der direkten Verwendung der ungeordneten Samples erkennbar abweichende Ergebnisse liefern kann. Dies betrifft sowohl das Verhalten der Schwänze der Verteilungen als auch – in deutlich geringerem Umfang – den Erwartungswert, den Median und den MCS-Punktwert. Hierbei ist die Tendenz erkennbar, dass die Breite der Verteilungen bei Verwendung der ungeordneten Samples größer ist als bei der Verwendung von angepassten Lognormalverteilungen. Allerdings sind die Unterschiede nicht sehr groß. Dies lässt sich verstehen als Folge des in Abschnitt 2 vorgestellten Verfahrens zur Berücksichtigung der verbleibenden Unsicherheiten, das die Kovarianz-Struktur der GVA-Wahrscheinlichkeiten erheblich beeinflusst, so dass in den meisten Fällen nur relativ kleine Korrelationen verbleiben. Insgesamt

kann aus den numerischen Ergebnissen keine hohe Priorität für eine Weiterentwicklung der Vorgehensweise zur Quantifizierung von Unsicherheiten in Bezug auf die konsistente Berücksichtigung der Abhängigkeiten von GVA-Wahrscheinlichkeiten abgeleitet werden.

3.3 Ergebnisverteilungen für kenntnisstandgekoppelte unabhängige Ereignisse

Wenn davon ausgegangen wird, dass Komponenten ein identisches Ausfallverhalten haben (z. B. Einzelausfälle identischer Komponenten), werden die entsprechenden Basisereignisse in Unsicherheitsanalysen als kenntnisstandgekoppelt behandelt. Das bedeutet, es werden jeweils identische Zuverlässigkeitskenngrößen verwendet, die für jedes „Spiel“ aus der entsprechenden Unsicherheitsverteilung gezogen werden. Sind in Minimalschnitten kenntnisstandgekoppelte Basisereignisse enthalten, kann sich eine erhebliche Auswirkung der genauen Form der Unsicherheitsverteilungen auf die Quantifizierung ergeben /APO 81/. Insbesondere bei parametrischen Verteilungen kann das Ergebnis sehr stark von der gewählten Verteilung abhängen. Dies wird im Folgenden näher untersucht.

Hierbei werden nur Einzelausfälle berücksichtigt, da Minimalschnitte, die mehrere GVA identischer Komponenten beinhalten, meist nicht wesentlich zum Ergebnis beitragen (siehe auch Kapitel 2). Ursache dafür ist, das GVA typischerweise kleine Wahrscheinlichkeiten haben und das gleichzeitige Auftreten zweier oder mehr GVA gegenüber einem GVA-Ereignis, bei dem alle redundanten Komponenten ausfallen, meist von untergeordneter Bedeutung ist. Im Vergleich zu GVA sind Einzelfehler typischerweise viel häufiger. Deshalb können auch Minimalschnitte mit mehreren Einzelfehlern (z. B. Ausfall aller redundanten Komponenten durch Einzelfehler) in der Unsicherheitsanalyse ergebnisrelevant sein, wenn die entsprechenden Unsicherheitsverteilungen in ihren hohen Quantilen hinreichend große Ausfallraten liefern.

3.3.1 Theoretische Überlegungen

Wenn mehrere Einzelausfälle, die über z. B. die Ausfallrate kenntnisstandgekoppelt sind, in einem Minimalschnitt vorkommen, können sich in der Unsicherheitsanalyse große Abweichungen zwischen dem Produkt der Erwartungswerte für die Unverfügbarkeiten der Basisereignisse und dem Erwartungswert des Produkts der Basisereignisse ergeben.

Diese Abweichung kann mit den folgenden Formeln abgeschätzt werden. Es bezeichne

$$\langle Q_m \rangle = \langle Q_{BE1} \cdot \dots \cdot Q_{BEm} \rangle \quad (3.1)$$

den Erwartungswert von m kennnisstandgekoppelten Basisereignissen in der Unsicherheitsanalyse. Weiter bezeichne

$$\langle U_m \rangle = \langle Q_{BE1} \rangle \cdot \dots \cdot \langle Q_{BEm} \rangle \quad (3.2)$$

das Produkt der Erwartungswerte der Basisereignisse und damit den Erwartungswert für m nicht kennnisstandgekoppelte Basisereignisse. Dann kann man das Verhältnis

$$I_m = \frac{\langle Q_m \rangle}{\langle U_m \rangle} \quad (3.3)$$

für einige Verteilungen in erster Näherung, d. h. für $\langle Q_{BEi} \rangle \ll 1$, abschätzen. Man erhält, wie in Anhang B dargestellt, die folgenden Abschätzungen:

- Lognormalverteilung: Es bezeichnet EF den Streufaktor (Verhältnis zwischen 95 %-Quantil und Median, beschreibt in RiskSpectrum® die Varianz).

$$I_m^L \approx \exp\left((m^2 - m) \frac{\ln(EF)^2}{5,4114}\right) \quad (3.4)$$

- Betaverteilung: Es bezeichnet α den Verteilungsparameter der Betaverteilung in RiskSpectrum® mit $\alpha = k + \frac{1}{2}$ nach PSA-Datenband /FAK 05/ und EWB den Erwartungswert der Verteilung

$$I_m^B \approx \prod_{i=0}^{m-1} \frac{1 + \frac{1}{i \cdot EWB}}{1 + \frac{1}{\alpha}} \approx m! \quad \alpha \sim 1 \quad (3.5)$$

- Gammaverteilung: Es bezeichnet a den Verteilungsparameter der Gammaverteilung in RiskSpectrum® mit $a = k + \frac{1}{2}$ nach PSA-Datenband /FAK 05/.

$$I_m^G \approx \prod_{i=0}^{m-1} \left(1 + \frac{i}{a}\right) \approx m! \quad a \sim 1 \quad (3.6)$$

3.3.2 Temperaturmessstellen an der Kondensationskammer für den SWR 69

Aus den Ergebnissen der PSA für eine Siedewasserreaktor der Baulinie SWR-69 /HOL 07/ ist bekannt, dass die nicht selbstmeldenden Ausfälle der Temperaturmessstellen für die Kondensationskammer 0TH03T017-20 und 6/7TH03T601/701-603/703, für die es zum Ausfall des automatischen Starts der Kondensationskammerkühlung kommt, mehrfach in Minimalschnitten vorkommen. Aufgrund der großen Varianz der Unsicherheitsverteilungen für die Ausfallrate TEMP MU NSM hat dies einen deutlichen Einfluss auf die Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse.

Parameter

Der nicht selbstmeldenden Ausfall der Temperaturmessstellen wird durch eine Ausfallrate beschrieben /HOL 07/. Für die Ausfallrate λ werden die folgenden Varianten betrachtet.

Tab. 3.23 Verschiedene Verteilungen für den nicht selbstmeldenden Ausfall von Temperatur-Messumformern (TEMP MU NSM)

Parameter	Verteilung	Erwartungswert	Formparameter
TEMP MU NSM_GAM1.5	Gamma	1,45 E-06 / h	a = 1,5
TEMP MU NSM_LN3.3	Lognormal	1,45 E-06 / h	EF = 3,3
TEMP MU NSM_GAM	Gamma	1,45 E-06 / h	a = 0,5
TEMP MU NSM_LN	Lognormal	1,45 E-06 / h	EF = 8,5
TEMP MU NSM_GAM0.44	Gamma	1,45 E-06 / h	a = 0,44
TEMP MU NSM_LN10	Lognormal	1,45 E-06 / h	EF = 10
TEMP MU NSM_GAM0.34	Gamma	1,45 E-06 / h	a = 0,34
TEMP MU NSM_LN15	Lognormal	1,45 E-06 / h	EF = 15

In Tab. 3.23 entspricht der Parameter TEMP MU NSM_GAM mit einer Gammaverteilung mit Formparameter der Anwendung einer Nullfehlerstatistik entsprechend PSA-Datenband /FAK 05/. Der Parameter TEMP MU NSM_LN beschreibt eine Lognormalverteilung mit dem gleichen Erwartungswert und einen Streufaktor, der Median und 95 %-Quantil der Gammaverteilung relativ gut approximiert.

Die übrigen Verteilungen in Tab. 3.23 unterscheiden sich jeweils hinsichtlich des Formparameters und sind entsprechend ihrer Varianz angeordnet. Mit TEMP MU NSM_GAM 1.5 wird eine Verteilung beschrieben, die bei Annahme eines Ausfallereignisses (bei entsprechend längerer Beobachtungszeit) nach /FAK 05/ bestimmt würde. An diese ist eine Lognormalverteilung mit vergleichbarem Streufaktor angepasst worden. Diese beiden Verteilungen illustrieren den Effekt einer geringen Varianz der Verteilungsfunktion in der Unsicherheitsanalyse. Für die Illustration des Effekts einer größeren Varianz werden TEMP MU NSM_LN10 (Streufaktor 10, entspricht dem in /HOL 07/ verwendeten Formparameter) bzw. TEMP MU_LN15 (Streufaktor 15) untersucht. Für beide Lognormalverteilungen sind Gammaverteilungen mit vergleichbarem Verhältnis zwischen Median und 95 %-Quantil bestimmt worden.

Fehlerbaum-Modellierung für theoretische Studien

Zur Illustration der Effekte der Kenntnisstand-Kopplung und als Vorarbeit für die Untersuchungen zu den Systemfunktionen, Ereignis- und Fehlerbäumen der PSA für einen SWR-69 /HOL 07/, sind Fehlerbäume für den nicht selbstmeldenden Ausfall von zwei bis acht Temperatur-Messumformern definiert worden. Der Fehlerbaum für den Ausfall von acht Temperaturmessstellen ist in Abb. 3.52 beispielhaft dargestellt.

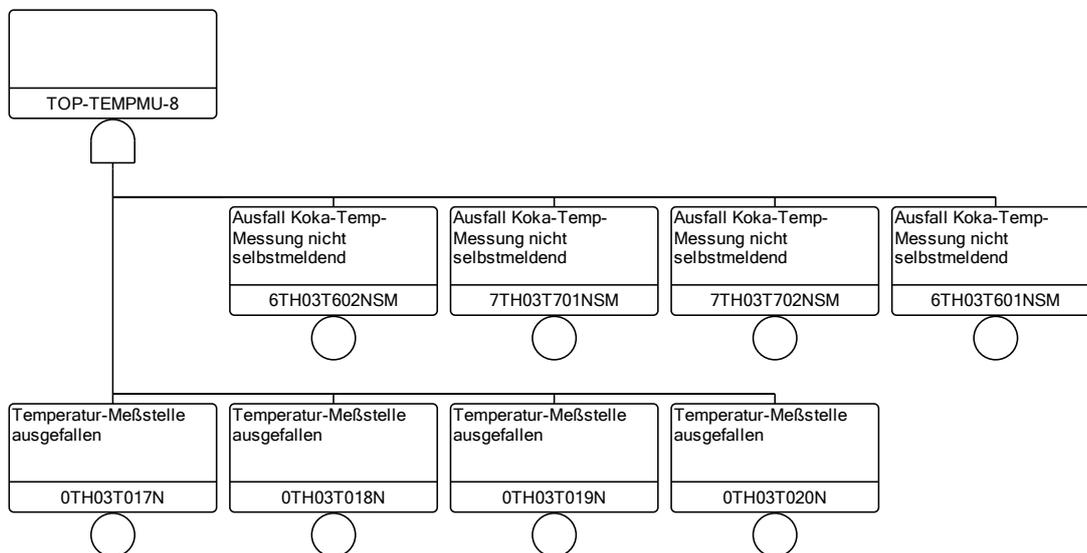


Abb. 3.52 Ausfall von acht Temperaturmessstellen TH03

Die Zuverlässigkeitskenngrößen für die acht relevanten Basisereignisse sind identisch. Die zeitgemittelte Unverfügbarkeit für die Basisereignisse mit dem verwendeten Zuverlässig-

keitsmodell des Basisereignisses 'Tested' wird nach /SCA 12/ mit der folgenden Formel ermittelt.

$$Q = 1 - \frac{1}{\lambda TI} (1 - e^{-\lambda TI}) + \frac{TR}{TI} (1 - e^{-\lambda TI}) \quad (3.7)$$

wobei **TR** die Reparaturzeit und **TI** das Testintervall bezeichnet.

Tab. 3.24 Basisereignisse für Temperaturmessstellen TH03

Basisereignis	Modell	Unverfügbarkeit	Reparaturzeit (TR)	Testintervall (TI)
0TH03T017N	Tested	6,33 E-03	12 h	8740 h
0TH03T018N	Tested	6,33 E-03	12 h	8740 h
0TH03T019N	Tested	6,33 E-03	12 h	8740 h
0TH03T020N	Tested	6,33 E-03	12 h	8740 h
6TH03T601NSM	Tested	6,33 E-03	12 h	8740 h
6TH03T602NSM	Tested	6,33 E-03	12 h	8740 h
7TH03T701NSM	Tested	6,33 E-03	12 h	8740 h
7TH03T702NSM	Tested	6,33 E-03	12 h	8740 h

3.3.2.1 Ergebnisse der Unsicherheitsanalysen

Mit den oben dargestellten Daten sind dann Unsicherheitsanalysen mit RiskSpectrum® für die Fehlerbäume mit zwei bis acht Basis-Ereignissen und jeweils 20001 Spielen³ in der Monte-Carlo-Analyse durchgeführt worden.

Die Ergebnisse der Erwartungswerte sind in Tab. 3.25 aufgeführt. Man erkennt deutlich, dass die Erwartungswerte in der Unsicherheitsanalyse stets größer als die Werte für ungekoppelte Basisereignisse sind. Wie zu erwarten, ist die Abweichung umso größer, je mehr gekoppelte Basisereignisse auftreten. Dabei haben die Varianz der Verteilung und die spezifizierte Verteilungsform (Gamma- bzw. Lognormalverteilung) einen deutlichen Einfluss auf die Ergebnisse (vgl. Tab. 3.26). Für Verteilungen mit großer Varianz gibt es besonders gro-

³ Es sind jeweils 20000 Spiele spezifiziert worden. RiskSpectrum® führt stets ein Spiel mehr durch. Das Spiel mit der höchsten Unverfügbarkeit wird dann nicht ausgegeben, aber für die Berechnung des Mittelwerts berücksichtigt. Die Ergebnisse der Analyse werden dabei nicht wesentlich verfälscht.

ße Auswirkungen auf den Erwartungswert. Dabei ist der Effekt für die Lognormalverteilung, insbesondere bei großen Streufaktoren ($EF > 10$) deutlich stärker ausgeprägt als für eine Gammaverteilung vergleichbarer Breite (bezogen auf das Verhältnis zwischen Median und 95 %-Quantil). Insoweit bestätigen sich die Vorhersagen aus den in Abschnitt 3.3.1 abgeleiteten Näherungen. Aus dem Vergleich von Tab. 3.26 mit Tab. 3.27 wird jedoch deutlich, dass die Formeln für die Lognormalverteilung insbesondere für große Streufaktoren oder eine größere Anzahl gekoppelter Basisereignisse deutlich zu große Werte liefern, die Näherung erster Ordnung also nicht mehr anwendbar ist. Dagegen stimmen die Ergebnisse für die Gammaverteilung deutlich besser überein.

Tab. 3.25 Erwartungswerte für zwei bis acht gekoppelte Basisereignisse mit unterschiedlichen Verteilungen

Parameter	Verteilung	Formparameter	Erwartungswerte für m gekoppelte Basisereignisse						
			2	3	4	5	6	7	8
TEMP MU NSM_GAM1.5	Gamma	a = 1,5	6,59 E-05	9,51 E-07	1,74 E-08	3,86 E-10	1,00 E-11	2,98 E-13	9,91 E-15
TEMP MU NSM_LN3.3	Lognormal	EF = 3,3	6,78 E-05	1,20 E-06	3,30 E-08	1,27 E-09	6,15 E-11	3,45 E-12	2,13 E-13
TEMP MU NSM_GAM	Gamma	a = 0,5	1,19 E-04	3,59 E-06	1,45 E-07	7,09 E-09	3,97 E-10	2,44 E-11	1,60 E-12
TEMP MU NSM_LN	Lognormal	EF = 8,5	1,89 E-04	1,74 E-05	2,90 E-06	6,43 E-07	1,65 E-07	4,58 E-08	1,33 E-08
TEMP MU NSM_GAM0.44	Gamma	a = 0,44	1,28 E-04	4,22 E-06	1,86 E-07	1,00 E-08	6,18 E-10	4,19 E-11	3,03 E-12
TEMP MU NSM_LN10	Lognormal	EF = 10	1,99 E-04	2,70 E-05	5,64 E-06	1,54 E-06	4,79 E-07	1,61 E-07	5,65 E-08
TEMP MU NSM_GAM0.34	Gamma	a = 0,34	1,51 E-04	6,01 E-06	3,20 E-07	2,06 E-08	1,52 E-09	1,23 E-10	1,06 E-11
TEMP MU NSM_LN15	Lognormal	EF = 15	3,61 E-04	7,06 E-05	2,29 E-05	9,28 E-06	4,21 E-06	2,04 E-06	1,03 E-06
Erwartungswert für m ungekoppelte Basisereignisse			4,00 E-05	2,53 E-07	1,60 E-09	1,01 E-11	6,42 E-14	4,06 E-16	2,57 E-18

Tab. 3.26 Verhältnis zwischen Erwartungswert und Punktwert für zwei bis acht gekoppelte Basisereignisse mit unterschiedlichen Verteilungen

Parameter	Verteilung	Form	Verhältnis zwischen Erwartungswert und Punktwert						
			2	3	4	5	6	7	8
TEMP MU NSM_GAM1.5	Gamma	a = 1,5	1,65 E+00	3,76 E+00	1,09 E+01	3,82 E+01	1,56 E+02	7,34 E+02	3,86 E+03
TEMP MU NSM_LN3.3	Lognormal	EF = 3,3	1,70 E+00	4,74 E+00	2,06 E+01	1,26 E+02	9,58 E+02	8,50 E+03	8,29 E+04
TEMP MU NSM_GAM	Gamma	a = 0,5	2,98 E+00	1,42 E+01	9,06 E+01	7,02 E+02	6,18 E+03	6,01 E+04	6,23 E+05
TEMP MU NSM_LN	Lognormal	EF = 8,5	4,73 E+00	6,88 E+01	1,81 E+03	6,37 E+04	2,57 E+06	1,13 E+08	5,18 E+09
TEMP MU NSM_GAM0.44	Gamma	a = 0,44	3,20 E+00	1,67 E+01	1,16 E+02	9,90 E+02	9,63 E+03	1,03 E+05	1,18 E+06
TEMP MU NSM_LN10	Lognormal	EF = 10	4,98 E+00	1,07 E+02	3,53 E+03	1,52 E+05	7,46 E+06	3,97 E+08	2,20 E+10
TEMP MU NSM_GAM0.34	Gamma	a = 0,34	3,78 E+00	2,38 E+01	2,00 E+02	2,04 E+03	2,37 E+04	3,03 E+05	4,12 E+06
TEMP MU NSM_LN15	Lognormal	EF = 15	9,03 E+00	2,79 E+02	1,43 E+04	9,19 E+05	6,56 E+07	5,02 E+09	4,01 E+11

Tab. 3.27 Verhältnis zwischen Erwartungswert und Punktwert aus der Unsicherheitsanalyse geteilt durch die theoretische Vorhersage für dieses Verhältnis

Parameter	Verteilung	Form	Verhältnis zwischen Erwartungswert und Punktwert nach Schätzformeln						
			2	3	4	5	6	7	8
TEMP MU NSM_GAM1.5	Gamma	a = 1,5	9,89 E-01	9,67 E-01	9,32 E-01	8,93 E-01	9,93 E-01	1,28E+00	1,83E+00
TEMP MU NSM_LN3.3	Lognormal	EF = 3,3	1,00E+00	9,76 E-01	8,74 E-01	6,48 E-01	3,54 E-01	1,33 E-01	3,25 E-02
TEMP MU NSM_GAM	Gamma	a = 0,5	9,92 E-01	9,46 E-01	8,63 E-01	7,43 E-01	7,27 E-01	7,85 E-01	9,04 E-01
TEMP MU NSM_LN	Lognormal	EF = 8,5	8,69 E-01	4,29 E-01	7,04 E-02	2,83 E-03	2,41 E-05	4,11 E-08	1,35 E-11
TEMP MU NSM_GAM0.44	Gamma	a = 0,44	9,78 E-01	9,19 E-01	8,19 E-01	6,92 E-01	6,66 E-01	7,08 E-01	8,01 E-01
TEMP MU NSM_LN10	Lognormal	EF = 10	7,01 E-01	2,99 E-01	2,76 E-02	4,71 E-04	1,28 E-06	5,33 E-10	3,26 E-14
TEMP MU NSM_GAM0.34	Gamma	a = 0,34	9,58 E-01	8,76 E-01	7,51 E-01	6,00 E-01	5,45 E-01	5,47 E-01	5,83 E-01
TEMP MU NSM_LN15	Lognormal	EF = 15	6,00 E-01	8,21 E-02	1,24 E-03	1,55 E-06	1,44 E-10	9,57 E-16	4,39 E-22

Für die später diskutierten Anwendungsbeispiele sind vor allem Minimalschnitte mit einem Ausfall von drei oder fünf Basisereignissen relevant. In Abb. 3.53 bis Abb. 3.56 sind die Ergebnisverteilungen für einen Dreifach-Ausfall von Temperaturmessstellen für die unterschiedlichen Ausgangsverteilungen aus Tab. 3.25 dargestellt, wobei jeweils die Ergebnisse der Lognormal- und Gammaverteilungen mit etwa gleichem Streufaktor (als Verhältnis zwischen 95 %-Quantil und Median) miteinander verglichen werden. In den Abbildungen Abb. 3.57 bis Abb. 3.60 sind die entsprechenden Ergebnisverteilungen für den Fünffach-Ausfall der Temperaturmessstellen dargestellt.

An Abb. 3.53 bis Abb. 3.56 ist deutlich zu erkennen, dass nur für kleine Streufaktoren der Lognormalverteilung bzw. Formparameter der Gammaverteilung größer ca. 1 eine gute Übereinstimmung der beiden Ergebnis-Verteilungen über den gesamten Bereich zu erzielen ist. Auch dann hat aber die Gammaverteilung einen stärker ausgeprägten Schwanz bei kleinen Quantilen, und die Lognormalverteilung bei den Quantilen jenseits der 99 % größere Beiträge. Je größer die Varianz der Parameterverteilungen werden (großer Streufaktor bzw. kleiner Formparameter), desto mehr verstärken sich die oben beschriebenen Abweichungen. Damit geht aufgrund der Beiträge der Lognormalverteilung bei sehr hohen Quantilen eine anwachsende Differenz zwischen den Erwartungswerten einher.

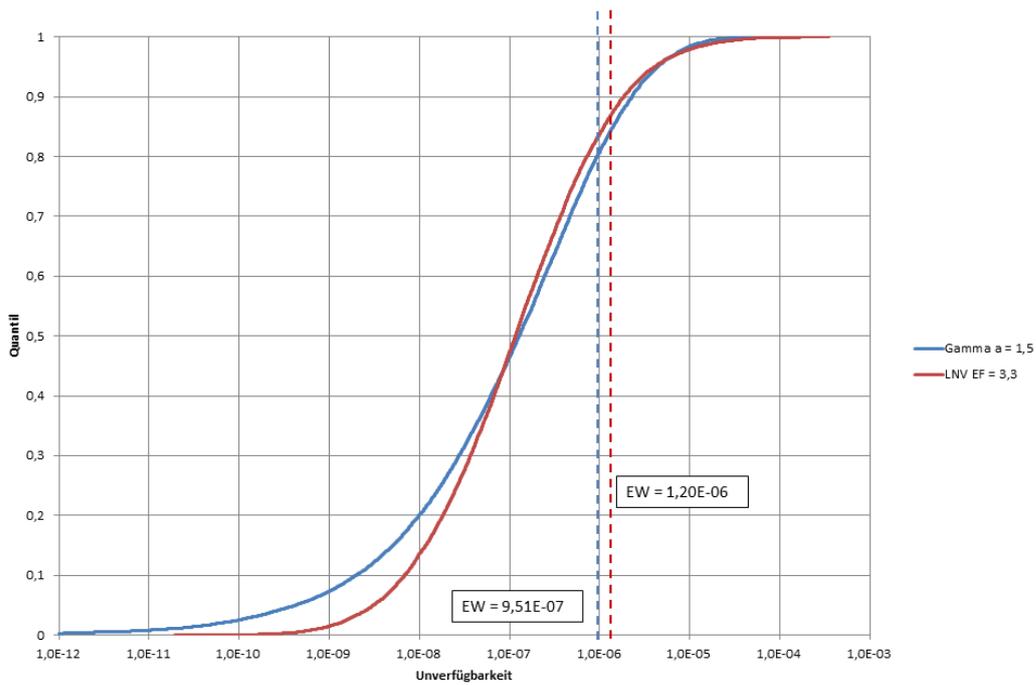


Abb. 3.53 Verteilung für drei Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 3,3 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 1,5$

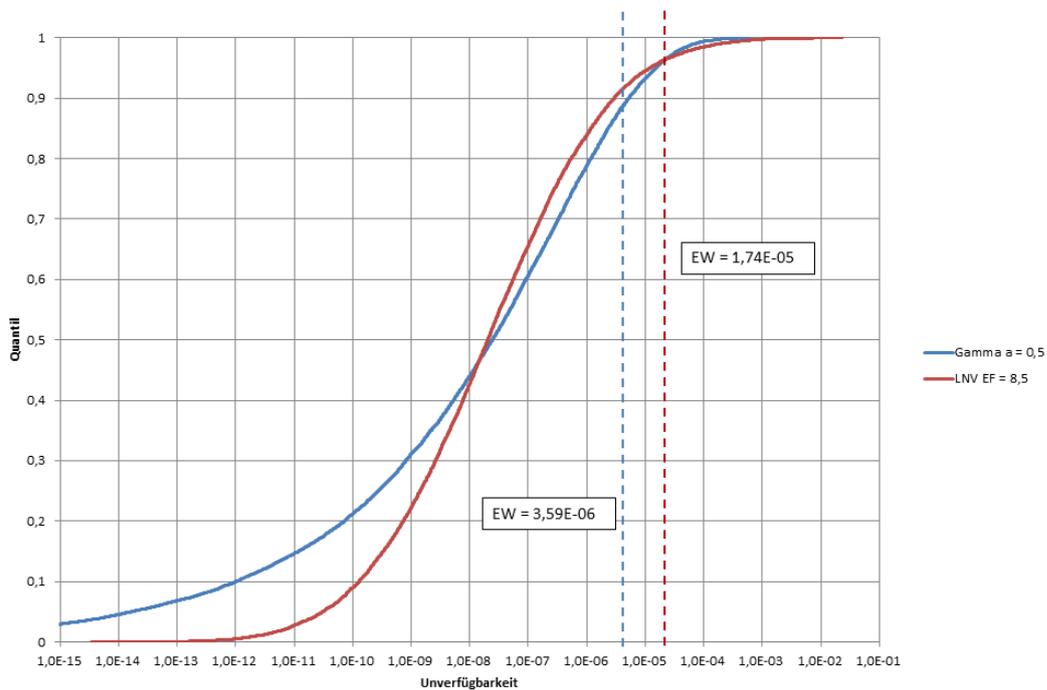


Abb. 3.54 Verteilung für drei Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 8,5 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,5$

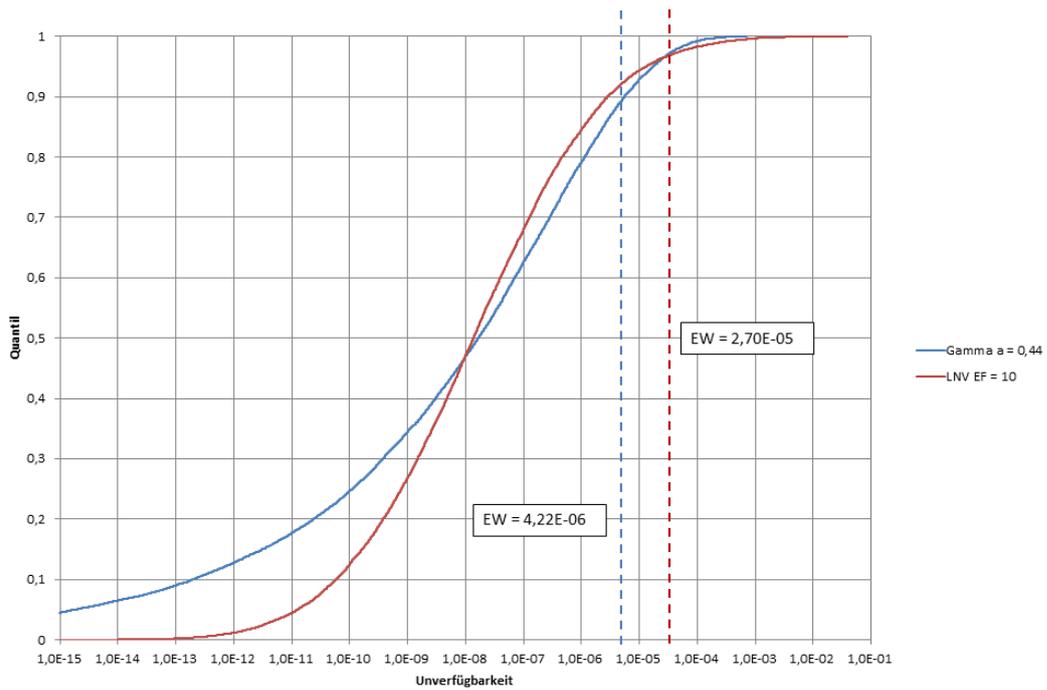


Abb. 3.55 Verteilung für drei Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 10 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,44$

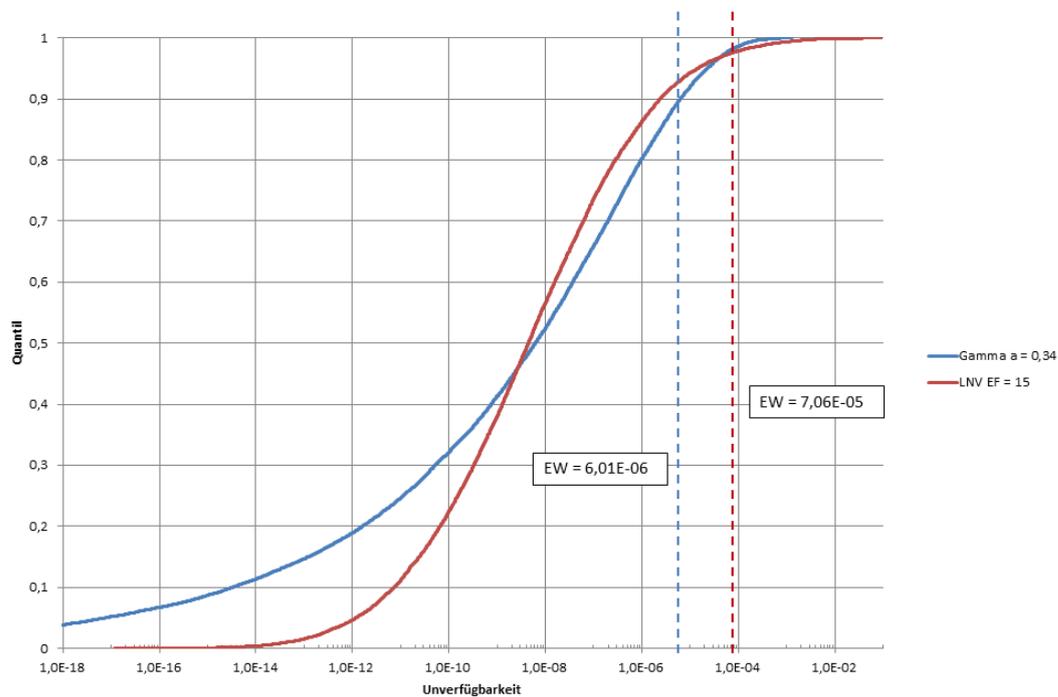


Abb. 3.56 Verteilung für drei Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 15 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,34$

Die Ergebnisverteilungen in den Abbildungen Abb. 3.57 bis Abb. 3.60 für die fünf-
fachen Ausfälle bestätigen die schon oben für die Dreifach-Ausfälle dargestellten Er-
gebnisse, die Trends sind jeweils verstärkt. Das bedeutet, dass die Ergebnisverteilun-
gen für die Gammaverteilung mit kleinem Formparameter a jeweils auffällig stark aus-
geprägte Schwänze bei niedrigen Quantilen aufweisen. Z. B. für $a = 0,34$ ergibt sich als
10 %-Quantil ein Wert kleiner als $1 \text{ E-}24$, (vgl. Abb. 3.61). Solch kleine Werte stellen
keine technisch sinnvollen Schätzungen dar. Gleichzeitig verstärkt sich auch die Be-
deutung der Beiträge aus den Quantilen jenseits der 99 % für die Lognormalverteilung,
so dass der Erwartungswert der Ergebnisverteilungen für die Lognormalverteilung
deutlich größer ist als der für die Gammaverteilung.

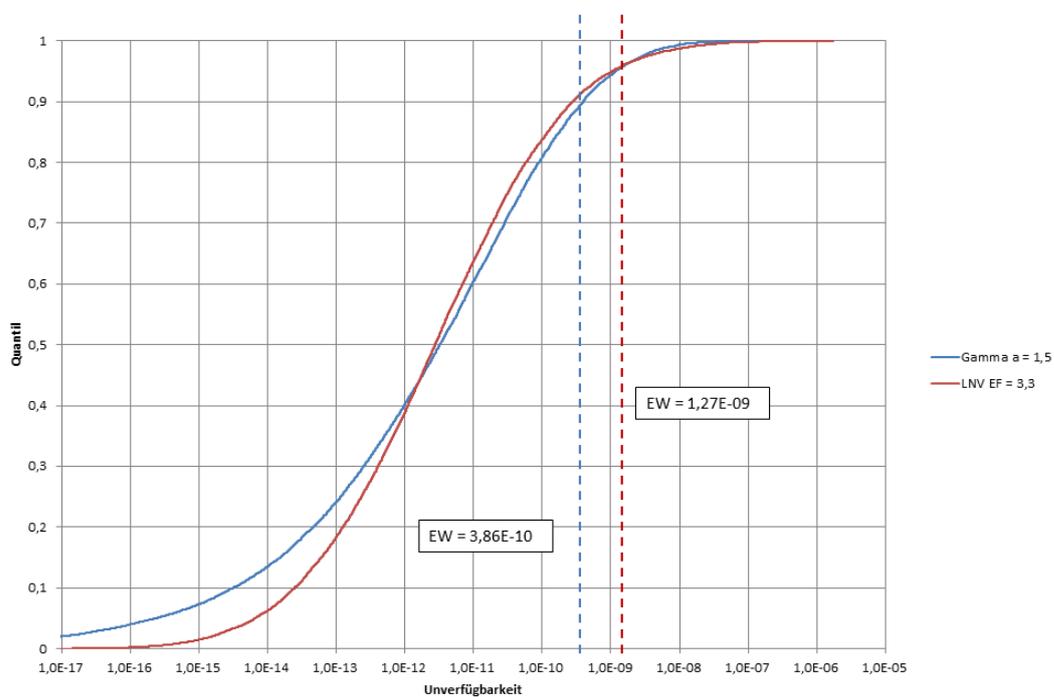


Abb. 3.57 Verteilung für fünf Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormal-
verteilung mit Streufaktor 3,3 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 1,5$

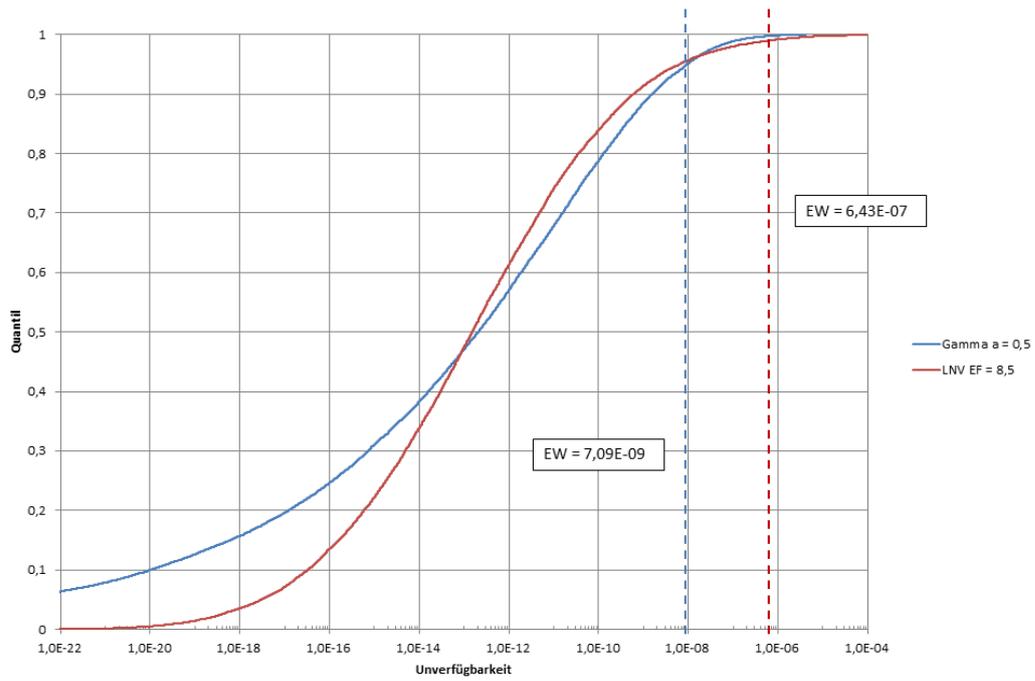


Abb. 3.58 Verteilung für fünf Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 8,5 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,5$

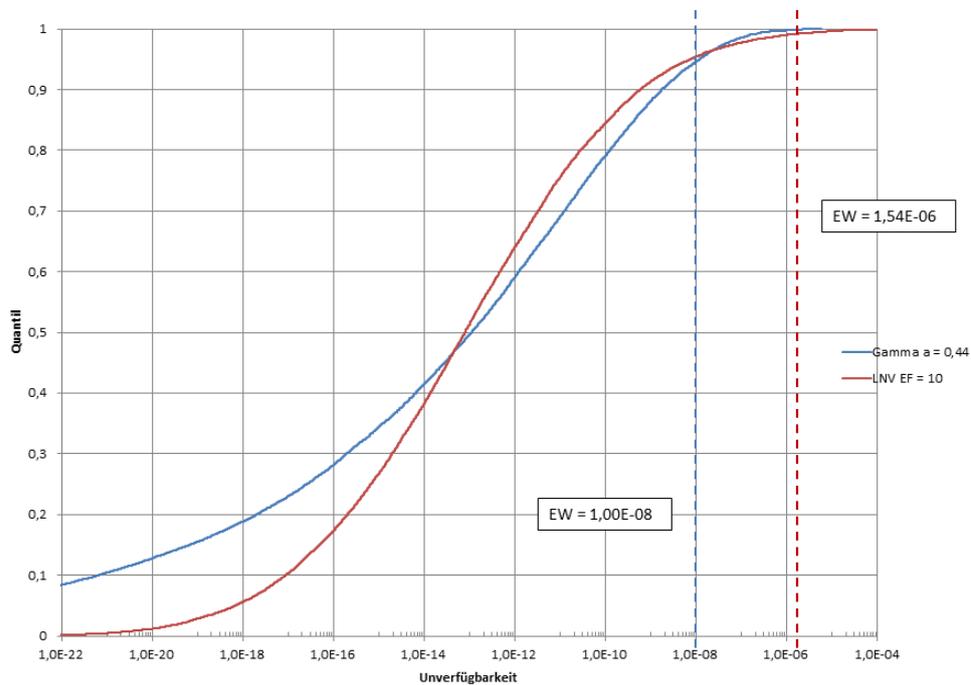


Abb. 3.59 Verteilung für fünf Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 10 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,44$

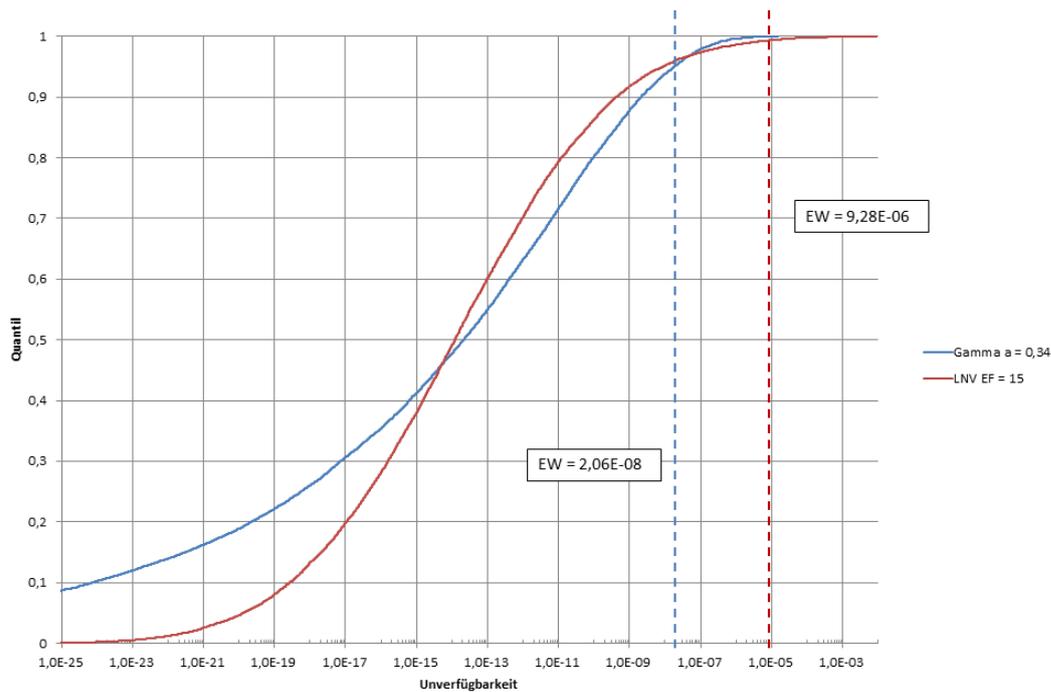


Abb. 3.60 Verteilung für fünf Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 15 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,34$

In Abb. 3.61 ist das Verhältnis von Erwartungswert zu Punktwert für die dreifachen, vierfachen und fünffachen unabhängigen Ausfälle von Temperaturmessstellen dargestellt, jeweils für die Annahme einer Lognormalverteilung wie für die einer Gammaverteilung (vgl. Tab. 3.26). Dabei sind die Werte für die Lognormalverteilung wie für die Gammaverteilung jeweils über dem Streufaktor der Lognormalverteilung aufgetragen. Man erkennt deutlich, dass die Erwartungswerte für die Lognormalverteilung systematisch und zum Teil erheblich über denen für die Gammaverteilung liegen.

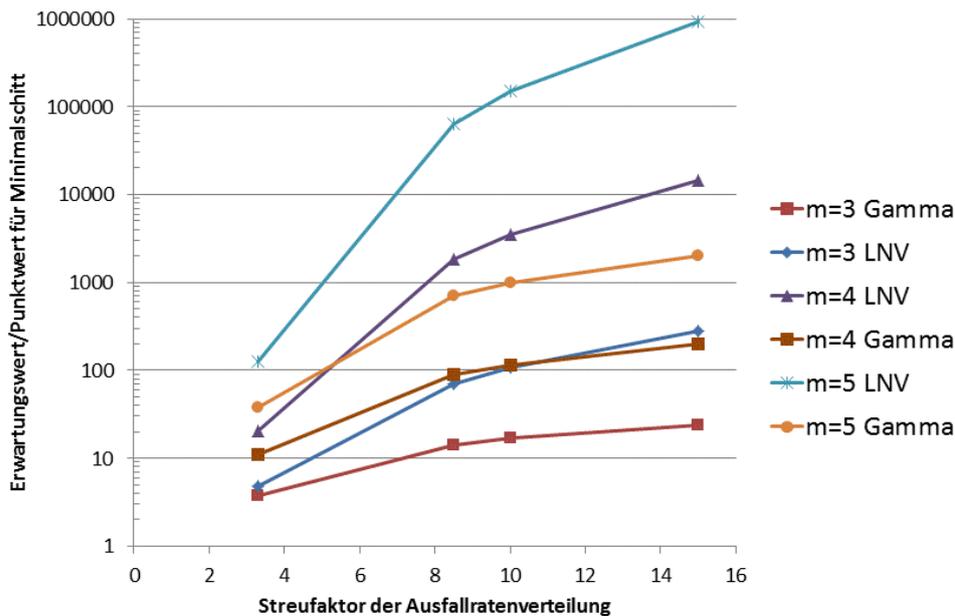


Abb. 3.61 Verhältnis von Erwartungswert zu Punktwert der 3-, 4- und 5-fachen Ausfälle von Temperaturmessstellen für Lognormalverteilungen (Lognormalverteilung) und entsprechende Gammaverteilung aufgetragen über dem Streufaktor der Lognormalverteilung

Insgesamt kann man feststellen, dass Minimalschnitte mit mehreren kenntnisstandgekoppelten Komponenten für die Unsicherheitsanalyse und auch für die zu Grunde liegende Ausfallratenverteilung besondere Probleme stellen. Bei dem hier angestellten Vergleich der Gammaverteilung und der Lognormalverteilung zeigt sich, dass die Lognormalverteilung systematisch zu höheren Erwartungswerten in der Unsicherheitsanalyse führt als die Gammaverteilung. Dabei ist jedoch zu berücksichtigen, dass der Erwartungswert für Mehrfachausfälle wesentlich durch die hohen bis sehr hohen Quantile der zu Grunde liegenden Ausfallratenverteilung bestimmt wird. Für die Lognormalverteilung sind diese sehr hohen Quantile durch die Wahl des Streufaktors sowie durch die Wahl der Verteilung bestimmt. Letztere ist im Allgemeinen nicht durch statistische Annahmen und Ergebnisse begründet. Die Gammaverteilung ergibt sich dagegen aus einer Auswertung von Betriebserfahrung mit einem einstufigen Bayes'schen Ansatz mit nicht-informativer a priori-Verteilung entsprechend dem PSA-Datenband /FAK 05a/. Sie ist daher methodisch vorzuziehen. Die oben dargestellten Ergebnisse zeigen einen Fall, bei dem die Wahl der Verteilungsform den Erwartungswert einer Unsicherheitsanalyse wesentlich beeinflussen kann. Daher sollte soweit möglich eine statistisch begründete Verteilungsform wie die Gammaverteilung anstatt einer Lognormalverteilung verwendet werden. Die zum Teil sehr hohen Quantile der Gammaverteilung bei unrea-

listisch kleinen Ausfallraten, die sich durch die Wahl einer nicht-informativen a priori-Verteilung ergeben, verdeutlichen aber auch, dass bei Verwendung einer parametrischen Verteilung die Wahl einer geeigneten Verteilung wichtig ist. Weitere Ansätze hierzu finden sich in Abschnitt 4.

3.3.3 Analysen für unabhängige Ausfälle mit Verteilungen aus dem Superpopulationsansatz

Die in Abschnitt 3.3.2 dargestellten Ergebnisse betreffen unabhängige Ausfälle, die grundsätzlich mit dem nicht-informativen einstufigen Bayes nach PSA-Datenband /FAK 05a/ ausgewertet werden können. Für Ausfallraten, die mittels eines zweistufigen Bayes (Superpopulationsansatz) bestimmt worden sind, kann dagegen in der Regel keine analytische Beschreibung der Verteilung als Gammaverteilung oder Beta-Verteilung angegeben werden. Die nichtparametrische Verteilungsfunktion kann grundsätzlich über das Monte-Carlo-Sample der Auswertungsergebnisse in der Unsicherheitsanalyse genutzt werden (vgl. Abschnitt 3.2).

Im Folgenden werden die Auswirkungen der Kenntnisstandkopplung für die folgenden Komponenten (Basisereignisse) aus einer PSA eines Druckwasserreaktors untersucht.

- Ausfall der Speisewasser-Volllast-Regelventile LAB60-90AA002 in Ausfallart 'schließt nicht',
- Ausfall der Speisewasser-Schwachlast-Regelventile LAB64-94AA003 in Ausfallart 'öffnet nicht',
- Ausfall der Notspeisewasser-Rückschlagventile LAR11-41AA006 in Ausfallart 'öffnet nicht',
- Ausfall der Notspeisepumpen LAS11-41AP001 in Ausfallart 'fördert nicht',
- Ausfall der Abblaseregelventile LBA12-42AA002 in Ausfallart 'öffnet nicht',
- Ausfall der D2-Diesel bei Generatorbetrieb XKA50-80 in Ausfallart 'Betriebsversagen'.

Sämtliche Basisereignisse kommen in jeweils vier Redundanten vor. An die mit dem Superpopulationsansatz mit 10000 Monte-Carlo-Samples ermittelte nichtparametrische Verteilung für die Ausfallrate λ wurde jeweils eine Lognormalverteilung angepasst. Für

diese wurde der Erwartungswert unverändert übernommen. Der Streufaktor als zweiter Verteilungsparameter der Lognormalverteilung wurde aus dem Verhältnis von 95 %-Quantil und Median der Samples bestimmt. Eine Übersicht über die Ergebnisse liefert Tab. 3.28.

Mit diesen Werten sind Fehlerbäume für den einfachen bis vierfachen Ausfall der jeweiligen Basisereignisse ausgewertet worden, d. h. es ist eine Unsicherheitsanalyse für Minimalschnitte, die aus jeweils aus einem oder bis zu vier über die Ausfallrate vollständig kenntnisstandgekoppelten Basisereignissen für unabhängige Ausfälle bestehen. Die Ergebnisse für die Unverfügbarkeit eines unabhängigen Ausfalls sowie die Ergebnisse für die Minimalschnittanalyse (Punktwert bzw. MCS-Wert) und die Erwartungswerte aus der Unsicherheitsanalyse für diese bis zu vier Basisereignisse umfassenden Minimalschnitte sind in Tab. 3.29 zusammengefasst. Man erkennt deutlich die für kenntnisstandgekoppelte Basisereignisse zu erwartende Vergrößerung des Erwartungswerts in der Unsicherheitsanalyse gegenüber dem Punktwert der Minimalschnittanalyse (vgl. Abschnitt 3.3.1). Dabei ist die Vergrößerung des Erwartungswerts umso größer, je größer die Varianz (Streufaktor) der Parameterverteilung ist.

Man findet zum Beispiel für den Erwartungswert für den vierfachen Ausfall der Basisereignisse LAR11-41AA006-ÖN einen Faktor von ca. 1478 gegenüber dem Punktwert (für die Lognormalverteilung mit Streufaktor 8,17) bzw. einem Faktor von ca. 154 (für die entsprechende nichtparametrische Verteilung für die Ausfallrate LAR.1AA006-ÖN). Bezeichnend ist, dass bei Verwendung der nichtparametrischen Verteilung ein um fast eine Größenordnung kleineres Ergebnis für den Erwartungswert erhalten wird. Dies ist ein typisches Ergebnis, das durch die Verteilungsform der Lognormalverteilung bei sehr großen Quantilen bedingt wird. Auf der anderen Seite steht der Erwartungswert für den vierfachen Ausfall der Basisereignisse LAB60-90AA002-SN. Hier beträgt der Faktor zwischen Erwartungswert aus der Unsicherheitsanalyse und Punktwert nur ca. 4,32 (für die Lognormalverteilung mit Streufaktor 2,42) bzw. ca. 4,09 (für die nichtparametrische Verteilung für die Ausfallrate LAB.0AA002-SN).

Tab. 3.28 Kenndaten der untersuchten Verteilungen für Ausfallraten

Basisereignisse	Parameter	Verteilung	Erwartungswert	Streufaktor	5 %-Quantil	Median	95 %-Quantil
LAB60-90AA002-SN	LAB.0AA002-SN	Lognormal	1,35 E-05	2,42	4,83 E-06	1,17 E-05	2,83 E-05
		nichtparametr.	1,35 E-05		2,79 E-06	1,21 E-05	2,94 E-05
LAB64-94AA003-ÖN	LAB.4AA003-ÖN	Lognormal	1,91 E-06	7,78	1,13 E-07	8,77 E-07	6,83 E-06
		nichtparametr.	1,91 E-06		1,13 E-08	9,34 E-07	7,27 E-06
LAR11-41AA006-ÖN	LAR.1AA006-ÖN	Lognormal	1,54 E-06	8,17	8,34 E-08	6,82 E-07	5,57 E-05
		nichtparametr.	1,54 E-06		1,03 E-08	7,27 E-07	5,93 E-06
LAS11-41AA001-ÖN	LAS.1AA001-ÖN	Lognormal	1,54 E-06	8,17	8,34 E-08	6,82 E-07	5,57 E-06
		nichtparametr.	1,54 E-06		1,03 E-08	7,27 E-07	5,93 E-06
LAS11-41AP001-FN	LAS.1AP001-FN	Lognormal	2,24 E-03	3,16	5,55 E-04	1,75 E-03	5,54 E-03
		nichtparametr.	2,24 E-03		3,79 E-04	1,79 E-03	5,66 E-03
LBA12-42AA002-ÖN	LBA.2AA002-ÖN	Lognormal	3,15 E-06	6,83	2,33 E-07	1,59 E-06	1,09 E-05
		nichtparametr.	3,15 E-06		6,72 E-09	1,69 E-06	1,15 E-05
XKA50-80-G-BV	XKA.5-8-BV	Lognormal	3,66 E-03	2,66	1,15 E-03	3,05 E-03	8,12 E-03
		nichtparametr.	3,64 E-03		8,94 E-04	3,11 E-03	8,28 E-03

Tab. 3.29 Punktwerte und Erwartungswerte für Basisereignisse mit kennnisstandgekoppelten Ausfallraten

Basisereignisse	Verteilung	Unverfügbarkeit / Erwartungswert	Streufaktor	MCS-Wert / Erwartungswert			
				m = 1	m = 2	m = 3	m = 4
LAB60-90AA002-SN	MCS-Wert	5,67 E-02		5,67 E-02	3,22 E-03	1,83 E-04	1,04 E-05
	Lognormal	1,35 E-05	2,42	5,61 E-02	4,09 E-03	3,82 E-04	4,49 E-05
	nichtparametr.	1,35 E-05		5,61 E-02	4,21 E-03	3,89 E-04	4,25 E-05
LAB64-94AA003-ÖN	MCS-Wert	2,00 E-03		2,00 E-03	4,01 E-06	8,03 E-09	1,61 E-11
	Lognormal	1,91 E-06	7,78	2,02 E-03	1,84 E-05	5,38 E-07	2,98 E-08
	nichtparametr.	1,91 E-06		2,00 E-03	1,19 E-05	1,28 E-07	2,06 E-09
LAR11-41AA006-ÖN LAS11-41AA001-ÖN	MCS-Wert	6,70 E-03		6,70 E-03	4,49 E-05	3,01 E-07	2,01 E-09
	Lognormal	1,54 E-06	8,17	6,67 E-03	2,01 E-04	1,81 E-05	2,97 E-06
	nichtparametr.	1,54 E-06		6,64 E-03	1,37 E-04	5,23 E-06	3,09 E-07
LAS11-41AP001-FN	MCS-Wert	2,22 E-02		2,22 E-02	4,91 E-04	1,09 E-05	2,41 E-07
	Lognormal	2,24 E-03	3,16	2,21 E-02	7,83 E-04	4,36 E-05	3,60 E-06
	nichtparametr.	2,24 E-03		2,19 E-02	7,56 E-04	3,63 E-05	2,26 E-06

Basisereignisse	Verteilung	Unverfügbarkeit / Erwartungswert	Streufaktor	MCS-Wert / Erwartungswert			
				m = 1	m = 2	m = 3	m = 4
LBA12-42AA002-ÖN	MCS-Wert	4,35 E-03		4,35 E-03	1,89 E-05	8,23 E-08	3,58 E-10
	Lognormal	3,15 E-06	6,83	4,36 E-03	7,08 E-05	3,28 E-06	2,83 E-07
	nichtparametr.	3,15 E-06		4,33 E-03	5,03 E-05	9,70 E-07	2,61 E-08
XKA50-80-G-BV	MCS-Wert	3,57 E-02		3,57 E-02	1,28 E-03	4,57 E-05	1,63 E-06
	Lognormal	3,66 E-03	2,66	3,56 E-02	1,77 E-03	1,22 E-04	1,14 E-05
	nichtparametr.	3,64 E-03		3,54 E-02	1,76 E-03	1,14 E-04	9,19 E-06

In Abb. 3.62 ist das Verhältnis zwischen dem Erwartungswert und dem Punktwert für dreielementige und vierelementige Minimalschnitte, das sich aus den Resultaten in Tab. 3.29 ergibt, grafisch dargestellt, indem es über dem Streufaktor der jeweiligen Lognormalverteilung aufgetragen wurde. Der Streufaktor als Verhältnis zwischen 95 %-Prozent-Quantil und Median der Verteilung dient dabei als Maß für die Varianz der Verteilung. Man erkennt deutlich, dass die Ergebnisse für die Lognormalverteilung ($m = 3$ bzw. $m = 4$) systematisch größer sind als die für die nichtparametrische Verteilung. Zudem besteht grundsätzlich eine positive Korrelation zwischen Varianz (d. h. Größe des Streufaktors) und dem Verhältnis von Erwartungswert und Punktwert. Bemerkenswert ist allerdings, dass dies für die Lognormalverteilung mit dem Streufaktor 8,17 nicht eingehalten wird. Dies liegt vor allem daran, dass die nichtparametrische Verteilung für diesen Streufaktor (ggf. zufällig) einen relativ stärker ausgeprägten Schwanz als die nichtparametrische Verteilung für den Streufaktor 7,78 hat und so im Vergleich die jeweilige Lognormalverteilung bei den sehr hohen Quantilen besser approximiert (vgl. Abb. 3.65 bzw. Abb. 3.67).

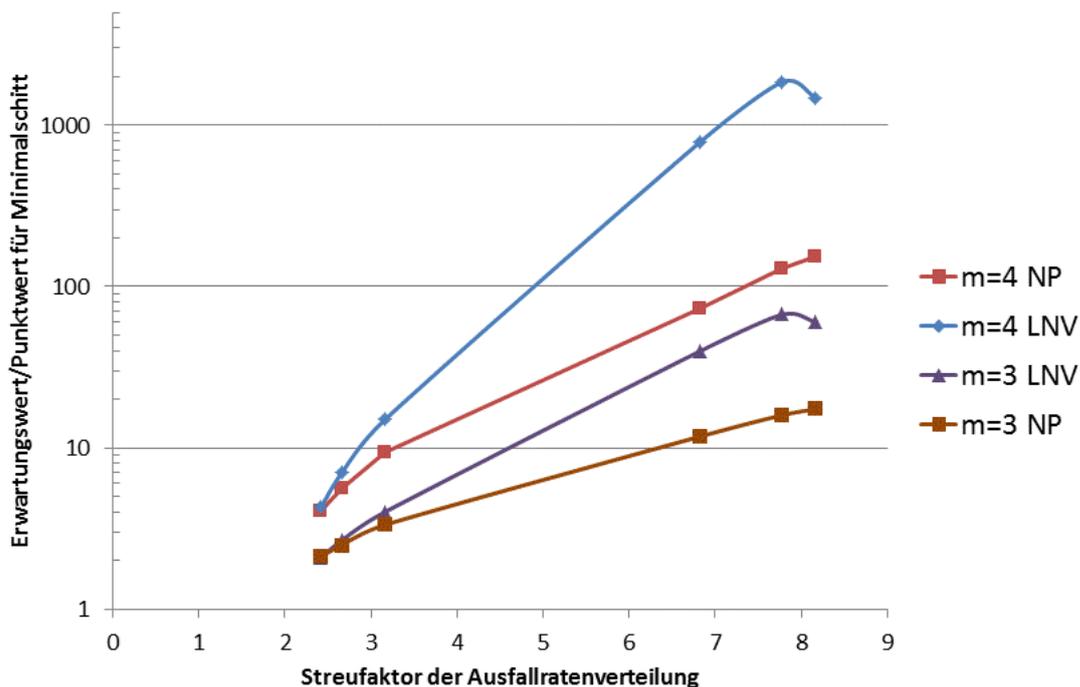


Abb. 3.62 Verhältnis von Erwartungswert zu Punktwert der dreielementigen und vierelementigen Minimalschnitte für Lognormalverteilungen (Lognormalverteilung) und nichtparametrische Verteilungen (NP) aufgetragen über dem Streufaktor der Lognormalverteilung

Für einige ausgewählte Minimalschnitte sind im Folgenden die Ergebnisverteilungen für einen einfachen Ausfall sowie für einen vierfachen Ausfall dargestellt. Dadurch werden insbesondere die Ergebnisse aus Tab. 3.29 um Informationen über den gesamten Verteilungsverlauf ergänzt.

Wie man an Abb. 3.63 erkennt, stimmen die Ergebnisverteilungen für den Ausfall von LAB60AA002-SN sehr gut überein, wobei der Streufaktor der Lognormalverteilung hier 2,42 beträgt. Insbesondere sind die Erwartungswerte praktisch identisch. Erneut zeigt sich aber, dass die nichtparametrische Verteilung einen relativ ausgeprägten Schwanz bei den kleinen Quantilen aufweist. Für den Vierfach-Ausfall LAB60-90AA992-SN in Abb. 3.64 ergeben sich ebenfalls gut übereinstimmende Verteilungen. Die hohen Quantile der Lognormalverteilung und der stärker ausgeprägte Schwanz der nichtparametrischen Verteilung bei kleinen Quantilen führen nur zu einem kleinen Unterschied im Erwartungswert.

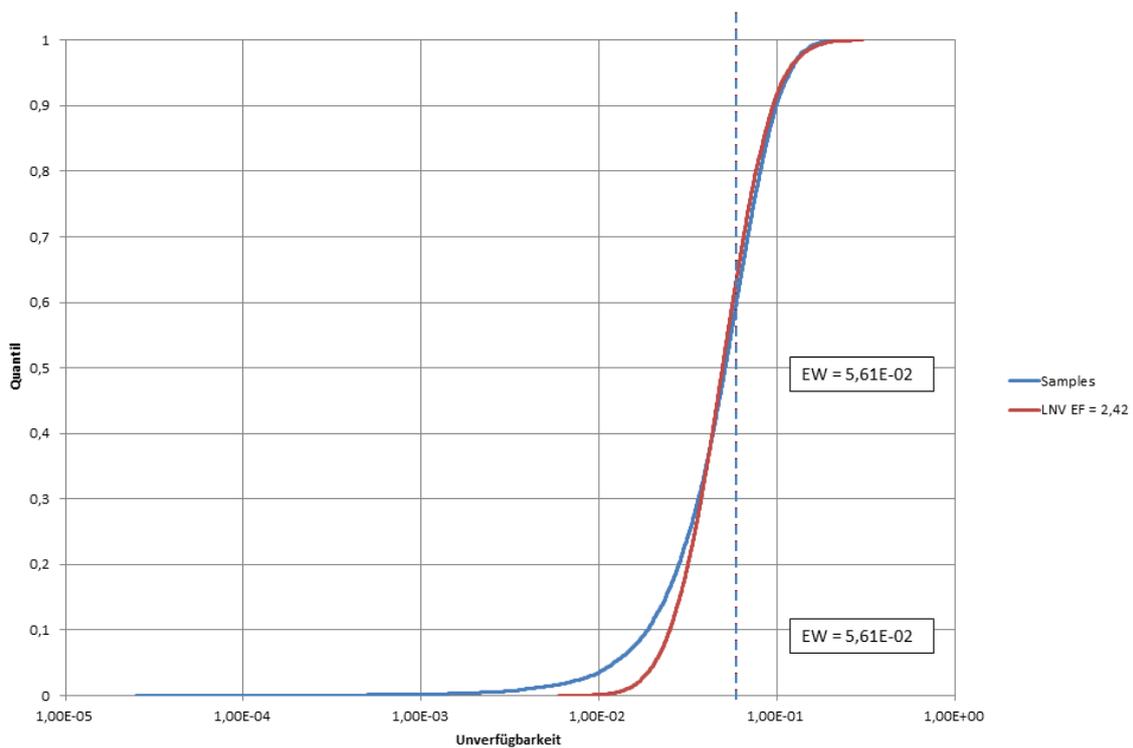


Abb. 3.63 Unverfügbarkeit LAB60AA002-SN

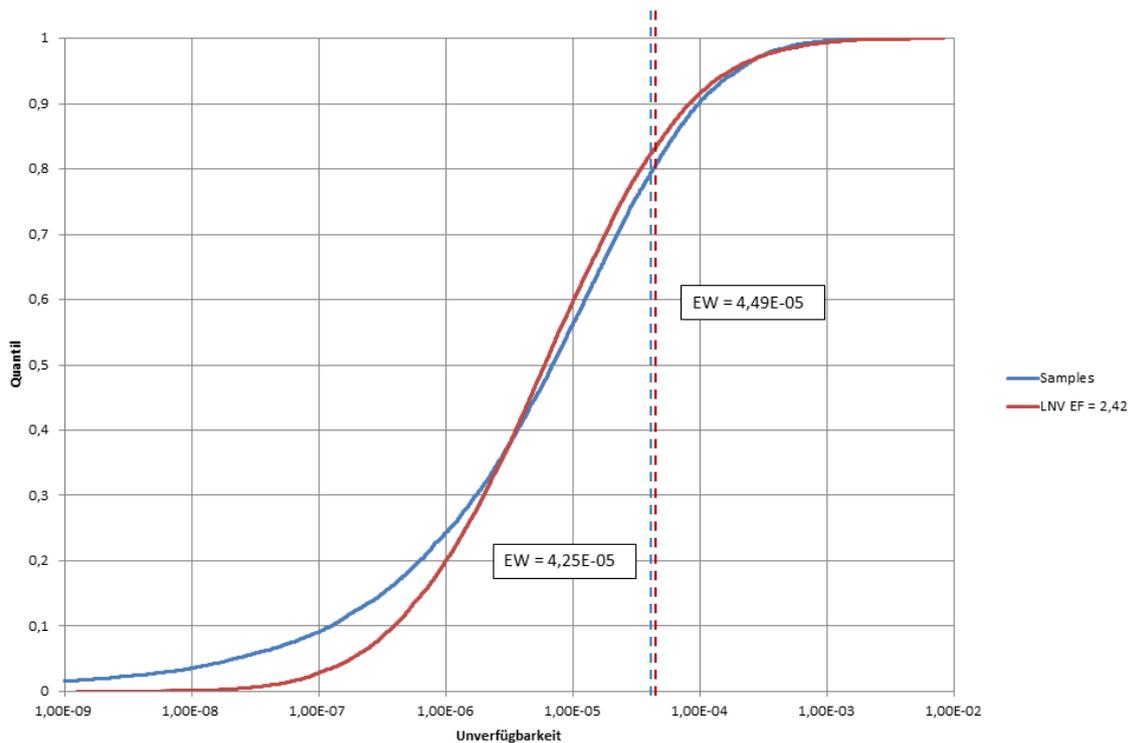


Abb. 3.64 Unverfügbarkeit LAB60-90AA002-SN

Die Ergebnisse für hohe Varianzen/Streufaktoren sind wegen der dabei auftretenden Effekte von besonderem Interesse. In Abb. 3.65 sind die Ergebnisverteilungen für den Ausfall von LAB64AA003-ÖN dargestellt, wobei der Streufaktor der Lognormalverteilung für die Ausfallrate 7,78 beträgt. Wieder zeigt sich, dass die entsprechende nichtparametrische Verteilung einen relativ ausgeprägten Schwanz bei niedrigen Quantilen hat, dafür aber bei hohen Quantilen etwas schneller verschwindet als die Lognormalverteilung, deren Maximalwert deutlich größer ausfällt. Dies überträgt sich auf die Ergebnisverteilung für den Vierfach-Ausfall von LAB64-94AA03-ÖN in Abb. 3.66. Zwar ist die Übereinstimmung der Verteilungen bei den Quantilen zwischen 30 % bis ca. 98 % relativ gut. Der stärker ausgeprägte Schwanz der nichtparametrischen Verteilung bei Quantilen kleiner als 30 % fällt jedoch deutlich auf, für die Lognormalverteilung sorgen die Beiträge aus den Quantilen jenseits der 99 % dafür, dass sich ein Erwartungswert ergibt, der den der Samples um mehr eine Größenordnung übertrifft.

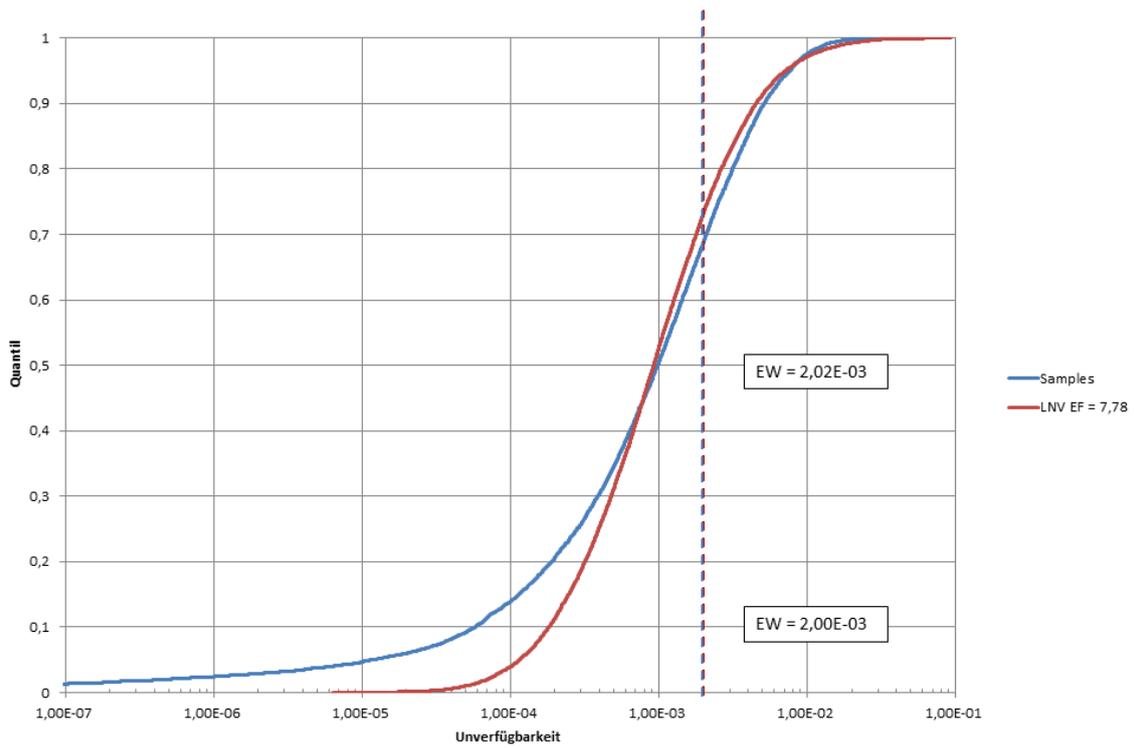


Abb. 3.65 Unverfügbarkeit LAB64AA003-ÖN

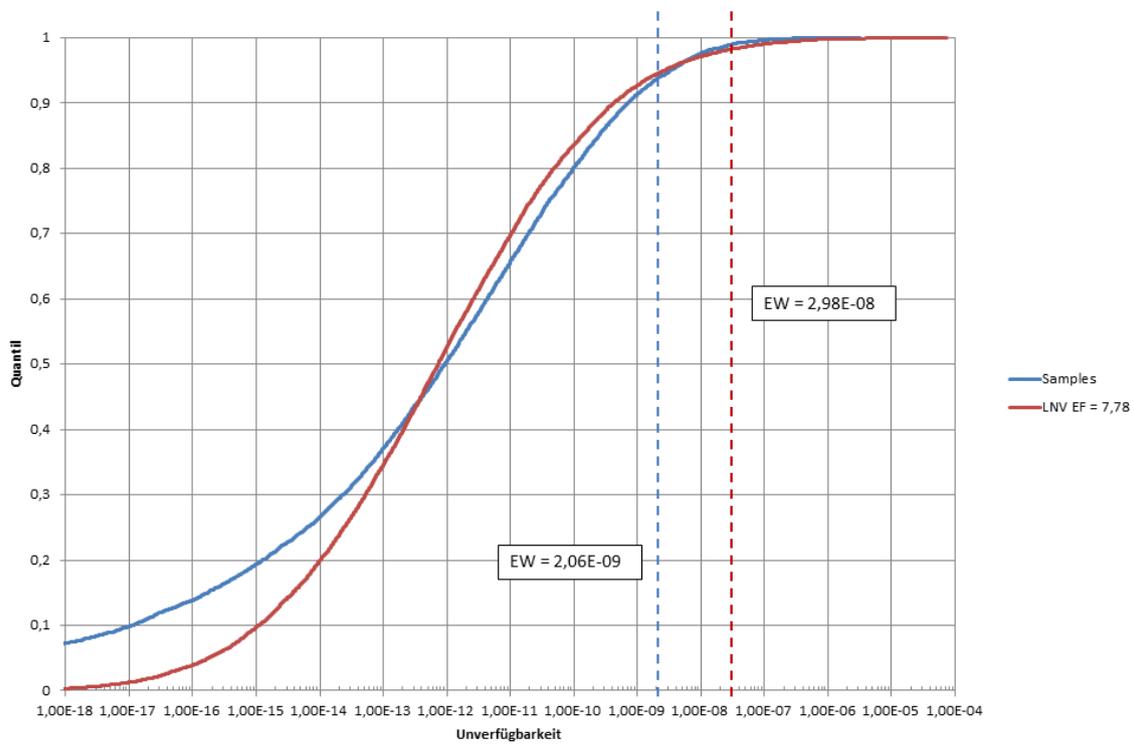


Abb. 3.66 Unverfügbarkeit LAB64-94AA003-ÖN

Die oben für die Verteilungen mit einem Streufaktor von 7,78 erläuterten Erkenntnisse bestätigen sich auch für die Ausfälle von LAR11-41AA006-ÖN (vgl. Abb. 3.67 bzw. Abb. 3.68). Allerdings approximiert die nichtparametrische Verteilung hier die zugeordnete Lognormalverteilung bei den sehr hohen Quantilen etwas besser, sodass sich die jeweiligen Erwartungswerte nicht ganz um eine Größenordnung unterscheiden. Ansonsten ist auch hier wieder der stärker ausgeprägte Schwanz der nichtparametrischen Verteilung bei kleinen Quantilen auffällig.

Instruktiv ist hier ein Vergleich der Ergebnisverteilungen für die nichtparametrischen Verteilungen in Abb. 3.63 bis Abb. 3.68 mit den Ergebnisverteilungen für die Gammaverteilung in Abb. 3.53 bis Abb. 3.60. In beiden Fällen ergeben sich auffällig stärker ausgeprägte Schwänze für die kleinen Quantile, wobei dieses Phänomen insbesondere bei Gammaverteilungen mit Verteilungsparameter $a < 0,5$ auftritt. Dazu ist anzumerken, dass ein Verteilungsparameter der Gammaverteilung von 0,5 nach /FAK 05a/ einer Null-Fehler-Statistik entspricht und Gammaverteilungen mit kleineren Parametern bei der Verwendung einer nicht-informativen a priori Verteilung nach dem Verfahren von Jeffreys, das in /FAK 05a/ gewählt wurde, nicht erhalten werden können. Sie können sich jedoch durch Anpassung einer Gammaverteilung an eine empirische Verteilung ergeben.

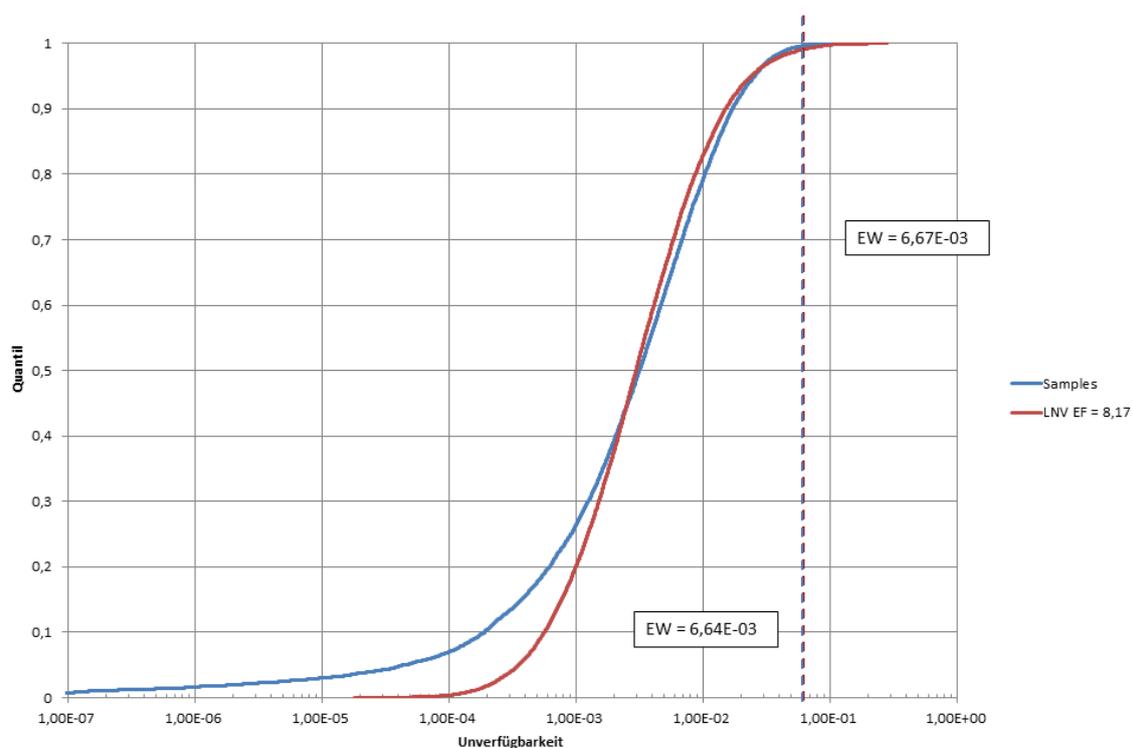


Abb. 3.67 Unverfügbarkeit LAR11AA006-ÖN

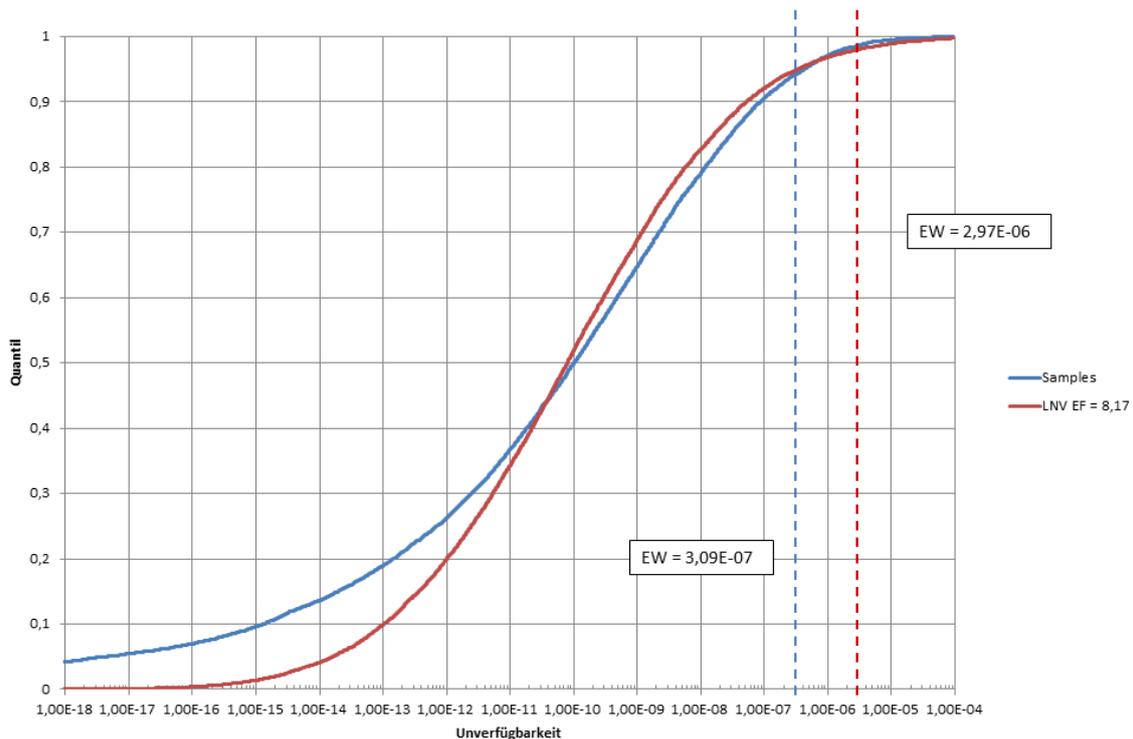


Abb. 3.68 Unverfügbarkeit LAR11-41AA006-ÖN

3.3.4 Zusammenfassung der Ergebnisse und Schlussfolgerung

Insgesamt hat sich gezeigt, dass bei der Unsicherheitsanalyse erhebliche Unterschiede zwischen den Ergebnissen bei Verwendung einer angepassten Lognormalverteilung, einer Gammaverteilung und der empirischen Verteilung, wie sie bei Anwendung des zweistufigen Bayes'schen Verfahrens als Ergebnis vorliegt, auftreten können. Daraus lassen sich folgende Schlussfolgerungen ableiten:

Wenn die Schätzungen von Ausfallraten als Ergebnis eines einstufigen Bayes'schen Verfahrens vorliegen, sollten die Ergebnisverteilungen (Gammaverteilungen bzw. Betaverteilungen) unmittelbar verwendet werden. Auf die Verwendung angepasster Lognormalverteilung sollte verzichtet werden.

Für den Fall, dass die Unsicherheitsverteilungen in Form von empirischen Verteilungen vorliegen, besteht weiterer Forschungsbedarf. Es ist zu untersuchen, ob andere parametrische Verteilungen mit mehr Freiheitsgraden (siehe nachfolgender Abschnitt) geeignet sind, die Ergebnisverteilungen derart zu approximieren, dass keine wesentlichen Ergebnisverfälschungen auftreten können. Sollten sich keine derartigen Verteilungen

finden lassen, so kann die direkte Verwendung der empirischen Verteilungen angewandt werden. Dies ist jedoch mit einem erhöhten Aufwand bei Durchführung und insbesondere Dokumentation von PSA-Rechnungen verbunden.

4 Verwendung mehrparametrischer Verteilungen zur Approximation der Ergebnisverteilung in der Unsicherheitsanalyse

Bei der statistischen Auswertung von Betriebserfahrung bezüglich seltener Ausfallphänomene kann die Schätzunsicherheit erheblich sein. Die geschätzten Verteilungen, die aufgrund des zugrundeliegenden Schätzverfahrens (z. B. Kopplungsmodell zur Schätzung von GVA-Wahrscheinlichkeiten oder zweistufiger Bayes'scher Ansatz für unabhängige Ausfälle) in nichtparametrischer Form vorliegen, wurden bisher durch Betaverteilungen bzw. Log-Normalverteilungen, die durch zwei Parameter gekennzeichnet sind, approximiert. Diese Approximationen sind insbesondere in den unteren und oberen Grenzbereichen der Verteilung ungenau.

Wie im vorigen Kapitel gezeigt wurde, können diese Abweichungen erhebliche Auswirkungen haben. Bei kennnisstandgekoppelten Zuverlässigkeitskenngrößen werden die Ergebnisse von Unsicherheitsanalysen wesentlich durch das Verhalten der Unsicherheitsverteilungen der Zuverlässigkeitskenngrößen bestimmt. Insbesondere dann, wenn besonders große Unsicherheiten vorliegen (z. B., wenn nur eine sehr geringe Zahl von Ausfallereignissen beobachtet wurde), hat die Verwendung der Lognormalverteilung (anstelle einer Gammaverteilung bzw. einer Betaverteilung) einen deutlichen Einfluss auf den Erwartungswert in der Unsicherheitsanalyse. Dieser Effekt liegt jedoch allein an der Wahl der Verteilungsform und kann anderweitig nicht begründet werden. Gleichzeitig ist es jedoch mit Gamma- oder Betaverteilungen nicht ohne weiteres möglich, die erforderlichen Quantilsabstände zu beschreiben, ohne auf ihrerseits problematische Verteilungsformen (anti-modal, mit Polen bei 0 und ggf. 1) zurückzugreifen. Dies ist letztlich darauf zurückzuführen, dass diese zwei-parametrischen Verteilungen nicht die Freiheitsgrade bieten, die für eine bessere Approximation der Ergebnisse der Auswertung der Betriebserfahrung notwendig wären. In beiden vorgenannten Fällen entsprechen die spezifizierten Verteilungsformen der zwei-parametrischen Verteilungen nicht dem technischen Hintergrund. Extrem hohe Ausfallraten wie auch extrem niedrige Ausfallraten entsprechen meist nicht dem technischen Kenntnisstand.

Vor diesem Hintergrund sind alternative Verteilungen in Betracht zu ziehen, die ggf. besser für eine Anpassung der Ergebnisse einer Auswertung von Betriebserfahrung für unabhängige Ausfälle und für GVA-Wahrscheinlichkeiten geeignet sind.

4.1 Verallgemeinerte Ausfallratenverteilungen

Gammaverteilung und Lognormalverteilung sind Grenzfälle der verallgemeinerten Gammaverteilung /RIC 87/, /MCD 95/. Es gelten die folgenden Zusammenhänge /RIC 87/, /MCD 95/, /CRO 10/:

$$G\Gamma(x|\vartheta, \alpha, \beta) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \frac{\beta}{\vartheta} \left(\frac{x}{\vartheta}\right)^{\alpha\beta-1} \exp\left(-\left(\frac{x}{\vartheta}\right)^\beta\right) \quad (4.1)$$

mit $\vartheta, \alpha, \beta > 0$ und Support auf \mathbb{R}_0^+ . Dann gilt:

$$EW(G\Gamma(x|\vartheta, \alpha, \beta)) = \vartheta \frac{\Gamma(\alpha + 1/\beta)}{\Gamma(\alpha)} \quad (4.2)$$

$$VAR(G\Gamma(x|\vartheta, \alpha, \beta)) = \vartheta^2 \left[\frac{\Gamma(\alpha + 2/\beta)}{\Gamma(\alpha)} - \left(\frac{\Gamma(\alpha + 1/\beta)}{\Gamma(\alpha)} \right)^2 \right] \quad (4.3)$$

wobei *EW* den Erwartungswert und *VAR* die Varianz bezeichnet. Die gewöhnliche Gammaverteilung ergibt sich als Grenzfall für $\beta = 1$. Zu beachten ist, dass im Programm RiskSpectrum® eine alternative Parametrisierung der gewöhnlichen Gammaverteilung gewählt wurde. Dort wird $\beta' = \frac{1}{\vartheta}$ verwendet. Ein weiterer wichtiger Grenzfall der verallgemeinerten Gammaverteilung ist die (unverschobene) Weibullverteilung mit $\alpha = 1$. Schließlich ergibt sich die Lognormalverteilung als Grenzfall der verallgemeinerten Gammaverteilung bei geeigneter Wahl der Variablen (als Funktionen von β) im Grenzwert $\beta \rightarrow 0$ /CRO 10/, /RIC 87/, /MCD 95/.

Angesichts dieser Eigenschaften ist die verallgemeinerte Gammaverteilung ein ausichtsreicher Kandidat für eine drei-parametrische Verteilung zur Beschreibung von Ausfallraten. Es sind weitere Verallgemeinerungen der Verteilung möglich. Diese werden in /RIC 87/, /MCD 95/ diskutiert.

Für den Fall, dass der Support nicht bei $x = 0$ sondern bei einer Zahl $a > 0$ beginnen soll, erhält man die sogenannte Amoroso-Verteilung /CRO 10/.

$$\text{Amoroso}(x|a, \vartheta, \alpha, \beta) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)} \frac{\beta}{\vartheta} \left(\frac{x-a}{\vartheta}\right)^{\alpha\beta-1} \exp\left(-\left(\frac{x-a}{\vartheta}\right)^\beta\right) \quad (4.4)$$

mit

$$EW(\text{Amoroso}(x|a, \vartheta, \alpha, \beta)) = a + \vartheta \frac{\Gamma(\alpha + 1/\beta)}{\Gamma(\alpha)} \quad (4.5)$$

$$EVAR(\text{Amoroso}(x|\vartheta, \alpha, \beta)) = \vartheta^2 \left[\frac{\Gamma(\alpha + 2/\beta)}{\Gamma(\alpha)} - \left(\frac{\Gamma(\alpha + 1/\beta)}{\Gamma(\alpha)} \right)^2 \right] \quad (4.6)$$

Die Amoroso-Verteilung enthält als Grenzfälle wiederum entsprechend verschobene Versionen von Gamma-, Weibull- und Lognormalverteilung. Sowohl für die verallgemeinerte Gamma- als auch für die Amoroso-Verteilung können die Verteilungsparameter über Maximum-Likelihood-Schätzer, die Momenten-Methode oder andere Schätzverfahren bestimmt werden. Dies erfordert im Allgemeinen numerische Lösungsverfahren.

4.2 Verallgemeinerte Wahrscheinlichkeitsverteilungen

Insbesondere für GVA-Wahrscheinlichkeiten ist die Anpassung einer Lognormalverteilung (mit Support \mathbb{R}_0^+) problematisch, da Wahrscheinlichkeiten auf das Intervall $[0, 1]$ beschränkt sind. Gleichzeitig ist die zwei-parametrische Beta-Verteilung häufig nicht in der Lage, die Lage der wichtigen Quantile (und des Erwartungswerts) hinreichend genau abzubilden. Eine Erweiterung der Beta-Verteilung zur Beta-Verteilung erster Art erlaubt es, die Verteilung zu verbreitern.

$$B1(x|b, p, q) = \frac{x^{p-1} \left(1 - \frac{x}{b}\right)^{q-1}}{b^p B(p, q)} \quad (4.7)$$

Mit $\vartheta, \alpha, \beta > 0$ und Support auf $[0, 1]$. Dann gilt:

$$EW(B1(x|b, p, q)) = \frac{bB(p+q, 1)}{B(p, 1)} = \frac{b\Gamma(p+q)\Gamma(p+1)}{\Gamma(p+q+1)\Gamma(p)} = \frac{bp}{p+q} \quad (4.8)$$

$$\begin{aligned} VAR(B1(x|b, p, q)) &= \frac{b^2 B(p+q, 2)}{B(p, 2)} - \left(\frac{bB(p+q, 1)}{B(p, 1)} \right)^2 \\ &= \frac{b^2 p}{p+q} \left(\frac{(p+1)}{(p+q+1)} - \frac{p}{p+q} \right) \end{aligned} \quad (4.9)$$

Diese Verteilung enthält für die Wahl $b = 1$ die normale Beta-Verteilung $B(x|p, q)$.

Die nächste Stufe der Generalisierung ist dann die generalisierte Betaverteilung erster Art, GB1, die auf dem Intervall $[0, a]$ definiert wird, vgl. /RIC 87/, dort ist die Rolle von a und b vertauscht. Insbesondere enthält GB1 die verallgemeinerte Gammaverteilung GF als Grenzfall ($a \rightarrow \infty$) /RIC 87/, /MCD 95/.

In /MCD 95/ wird als weitere Verallgemeinerung die generalisierte Betaverteilung vorgestellt, die mit insgesamt fünf Parametern definiert ist. Diese enthält eine große Zahl statistisch wichtiger (unimodaler) Verteilungen als Grenz- bzw. Spezialfälle. Weiterhin wird in /MCD 95/ betont, dass diese Verteilung auch eine systematische Untersuchung von Daten bezüglich einer passenden Verteilung mit weniger Parametern möglich ist.

Allgemein könnten noch – analog zur Amoroso-Verteilung – Verschiebungen des Supports vorgenommen werden. Die B1-Verteilung und auch die GB1-Verteilung sind somit aussichtsreiche Kandidaten für die Anpassung von mehrparametrischen Verteilungen an die Ergebnisse der GVA-Auswertung.

4.3 Schlussfolgerungen

Über die üblicherweise verwendeten Gamma-, Beta- und Lognormalverteilungen hinaus gibt es weitere interessante Verteilungen, die als Verallgemeinerungen der oben genannten Verteilungen definiert werden. Diese bieten grundsätzlich die Möglichkeit, die Beschränkungen von Gamma- und Betaverteilung in der Beschreibung von Verteilungen für große Unsicherheitsbereiche aufzuheben, ohne auf eine logarithmische Verteilung mit besonders stark ausgeprägtem Schwanz (wie die Lognormalverteilung) zurückgreifen zu müssen. Diese Verteilungstypen sind daher für eine verbesserte Beschreibung der Zuverlässigkeitskenngrößen, die durch die Auswertung der Betriebserfahrung mit Bayes'scher Statistik gewonnen werden bzw. sich als Resultate von GVA-Schätzungen ergeben, besonders interessant.

Die oben schon diskutierten stärker ausgeprägten Schwänze auf Gammaverteilungen beruhender GVA-Wahrscheinlichkeiten bei sehr kleinen Quantilen könnten ggf. Anlass dazu geben, anstatt einer (verallgemeinerten) Gammaverteilung mit einer Amoroso-Verteilung mit $a > 0$ zu arbeiten und so sehr kleine Ausfallraten bzw. Wahrscheinlichkeiten zu vermeiden. Dann allerdings müsste eine untere Grenze a für die Ausfallrate bzw. Ausfallwahrscheinlichkeit durch zusätzliche technische Argumente gerechtfertigt werden.

5 Zusammenfassung und Ausblick

Die Einbindung der Unsicherheiten von Zuverlässigkeitskenngrößen in die Fehlerbaum- bzw. Ereignisbaummodelle erfolgt bisher in der Regel mit Hilfe angepasster parametrischer Verteilungen. Dies stellt eine Approximation dar, da nicht alle Verteilungen für Zuverlässigkeitskenngrößen in Form einfacher parametrischer Verteilungen vorliegen. Dies gilt insbesondere für die mit dem Kopplungsmodell ermittelten Verteilungen von Wahrscheinlichkeiten gemeinsam verursachter Ausfälle (GVA) und für Verteilungen von Ausfallraten bzw. Ausfallwahrscheinlichkeiten pro Anforderung, die unter Einbeziehung von Vorinformationen über das zweistufige Bayes'sche Verfahren mittels Superpopulationsansatz ermittelt wurden. Diese Verteilungen liegen als nichtparametrische empirische Verteilungsfunktionen vor, die durch eine parametrische Verteilung nur approximiert werden können.

Für die Unverfügbarkeiten aufgrund von GVA gilt zusätzlich, dass die diese Kenngrößen betreffenden epistemischen Unsicherheiten für verschiedene Ausfallkombinationen bei derselben Komponententart nicht unabhängig voneinander sind. Diese Abhängigkeiten werden zurzeit in Form einer konservativen Approximation berücksichtigt, bei der eine vollständige Kenntnisstandkopplung der einzelnen Verteilungen für die verschiedenen Ausfallkombinationen durchgeführt wird.

Deshalb wurden Vergleiche durchgeführt, um die Auswirkungen der genannten Approximationen quantitativ zu erfassen. Dazu wurden zunächst die rechentechnischen Voraussetzungen geschaffen, um die entsprechenden nichtparametrischen Verteilungen zu erzeugen und diese in der Unsicherheitsanalyse unmittelbar verwenden zu können. Die Ergebnisse wurden mit den Ergebnissen verglichen, die bei Verwendung der approximativen Verfahren erhalten wurden.

Als erstes wurden gemeinsam verursachte Ausfälle betrachtet. Dafür wurde zunächst eine Methodik zur Berücksichtigung der Abhängigkeitsstruktur von GVA-Verteilungen in Fehlerbaumanalysen entwickelt. Diese Methodik wurde auf verschiedene Fehlerbäume angewandt, wobei teilweise auch noch eine Modellierung der GVA in Form von sogenannten GVA-Modulen zusätzlich in die Vergleiche einbezogen wurde. Es ergab sich, dass die Unsicherheitsanalyse bei der Anpassung von Lognormalverteilungen, was zu einer Zerstörung der Abhängigkeitsstruktur führt, im Vergleich zu der direkten Verwendung der ungeordneten Samples erkennbar abweichende Ergebnisse liefern kann. Dies betrifft sowohl das Verhalten der Schwänze der Verteilungen als auch – in

deutlich geringerem Umfang – den Erwartungswert, den Median und den MCS-Punktwert. Hierbei ist die Tendenz erkennbar, dass die Breite der Verteilungen bei Verwendung der ungeordneten Samples größer ist als bei der Verwendung von angepassten Lognormalverteilungen. Allerdings sind die Unterschiede nicht sehr groß. Die Ergebnisse zeigen, dass keine Dringlichkeit für eine Weiterentwicklung der Vorgehensweise zur Quantifizierung von Unsicherheiten in Bezug auf die konsistente Berücksichtigung der Abhängigkeiten von GVA-Wahrscheinlichkeiten besteht.

Anschließend wurden die Einzelausfälle betrachtet. Hier wurden zunächst theoretische Abschätzungen durchgeführt, die einen erheblichen Einfluss für Minimalschnitte, die Basisereignisse enthalten, deren Zuverlässigkeitskenngrößen kenntnisgekoppelt sind (z. B. Einzelausfälle gleicher Komponenten), nahelegen. Dies wurde bei Quantifizierungen anhand mehrerer Fehlerbäume bestätigt. Es wurden Lognormalverteilungen, Gammaverteilungen und empirische Verteilungen verglichen. Dabei zeigte sich, dass bei Minimalschnitten, die eine große Zahl (bis zu fünf) kenntnisgekoppelte Basisereignisse enthalten, sehr große Abweichungen (bis zu zwei Zehnerpotenzen) im Erwartungswert der Ergebnisverteilungen auftreten können. Aus den Ergebnissen lässt sich der Schluss ziehen, dass das Anpassen von parametrischen Verteilungen zu einer Veränderung des quantitativen Ergebnisses von PSA-Rechnungen führen kann. Deshalb sollte z. B. auf das Anpassen einer Lognormalverteilung verzichtet werden, wenn die Unsicherheitsverteilung als analytische Verteilung anderer Gestalt vorliegt. Dies ist z. B. für mit dem einstufigen Bayesverfahren geschätzte Unverfügbarkeiten aufgrund unabhängiger Ausfälle der Fall, die Gamma- bzw. Betaverteilungen genügen. Für Fälle, bei denen nur eine empirische Ergebnisverteilung vorliegt (z. B. zweistufiges Bayesverfahren für unabhängige Ausfälle) kommt die direkte Verwendung der Samples infrage. Allerdings ist dies mit Mehraufwand bei Durchführung der Rechnungen und insbesondere der Dokumentation verbunden.

Alternativ könnten andere parametrische Verteilungen verwendet werden, bei denen die oben genannten Probleme nicht oder nur in deutlich geringerem Umfang auftreten. Hierzu wurden Klassen von möglicherweise infrage kommenden Verteilungen ermittelt und beschrieben. Eine detaillierte quantitative Untersuchung, welche Verteilung oder ggf. welche Verteilungen unter welchen Bedingungen am besten geeignet sind und welche Ergebnisabweichungen durch diese Approximation zu erwarten ist, muss möglichen Nachfolgevorhaben vorbehalten bleiben.

Darüber hinaus ergaben sich neue Erkenntnisse über das Verhalten des für die Quantifizierung von Fehler- und Ereignisbäumen und die Unsicherheitsanalyse verwendeten Rechenprogramms RiskSpectrum[®]. Diese wurden in Anhang A dokumentiert.

Literaturverzeichnis

- /ABR 70/ Abramovitz, Milton; Irene Stegun
Handbook of Mathematical Functions, Dover Publication 1970.
- /APO 81/ Apostolakis, G., S. Kaplan: Pitfalls in Risk Calculations, Reliability Engineering, Vol. 2 (1981), S. 135-145.
- /BOX 73/ Box G.E.P, G. Tiao: Bayesian Inference in Statistical Analysis, Rading, Massachusetts, Addison Wesley, 1973.
- /BUN 02/ Gesetz zur geordneten Beendigung der Kernenergienutzung zur gewerblichen Erzeugung von Elektrizität vom 22. April 2002, Bundesgesetzblatt Jahrgang 2002 Teil I Nr. 26, ausgegeben zu Bonn am 26. April 2002.
- /CRO 10/ Crooks, G. E.: The Amoroso Distribution, Technical Note 003v6, Lawrence Berkeley National Laboratory, Berkeley, CA, 2010.
- /FAK 05/ Facharbeitskreis (FAK) Probabilistische Sicherheitsanalyse für Kernkraftwerke: Methoden zur probabilistischen Sicherheitsanalyse für Kernkraftwerke, Stand: August 2005, BfS-SCHR-37/05, Salzgitter, Oktober 2005.
- /FAK 05a/ Facharbeitskreis (FAK) Probabilistische Sicherheitsanalyse für Kernkraftwerke: Daten zur Quantifizierung von Ereignisablaufdiagrammen und Fehlerbäumen, Stand: August 2005, BfS-SCHR-38/05, Salzgitter, Oktober 2005.
- /HOL 07/ Holtschmidt, H. et al.: Erprobung und Bewertung der Methoden einer PSA für SWR Anlagen der Baulinie 69 nach Stand von Wissenschaft und Technik (PSA SWR 69), Zusammenfassender Bericht, GRS-A-3291, Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH, Köln April 2007.
- /KRE 01/ Kreuser, A., J. Peschke: Coupling Model: A Common-Cause-Failure Model with Consideration of Interpretation Uncertainties, Nuclear Technology Vol. 136, 2001.
- /KRE 06/ Kreuser, A., J. Peschke, J.-C. Stiller: Further Development of the Coupling Model, Kerntechnik, Vol. 71, 2006.

- /MCD 95/ McDonald, J. B., Y. J. Xu: A Generalization of the Beta Distribution with Application, *Journal of Econometrics* 66 (1995), S. 133-152, 1995.
- /NEA 01/ OECD Nuclear Energy Agency (NEA) Committee on the Safety of Nuclear Installations (CSNI): ICDE Project Report on Collection and Analysis of Common-Cause Failures of Motor Operated Valves, NEA/CSNI/R (2001)10, Paris, 2001.
- /PES 97/ Peschke J.: Der Superpopulationsansatz zur Ermittlung von Verteilungen für Ausfallraten und Eintrittshäufigkeiten auslösender Ereignisse, Technischer Bericht, GRS-A-2444, Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH, Garching, April 1997.
- /PES 10/ Peschke J.: Methodik zur Berücksichtigung epistemischer Unsicherheitsquellen bei der Schätzung von Zuverlässigkeitskenngrößen, Technischer Bericht, GRS-A-3540, Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH, Garching, April 2010.
- /RIC 87/ Richards, D. O., J. B. McDonald: A General Methodology for Determining Distributional Forms with Applications, in: *Reliability, Journal of Statistical Planning and Inference* 16 (1987), S. 365-376, 1987.
- /SCA 12/ Scandpower AB: RiskSpectrum Analysis Tools User's Manual Version 3.2.1, 2012, elektronische Dokumentation.
- /STI 09/ Stiller, J. C., J. Peschke: Konsistente Berücksichtigung der Unsicherheit bezüglich der Rate von GVA-Ereignissen bei der Anwendung des Kopplungsmodells, GRS-A-3466, Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH, Köln, 2009.
- /WIE 10/ Wielenberg, A.: Benutzerbeschreibung zur GVA-Bewertung von Komponentengruppen in Fehlerbäumen, elektronische Dokumentation in: Bereitstellung einer Benutzeroberfläche mit den erforderlichen Hilfsprogrammen für PSA-Methoden der Stufe 1 zum Ausschluss von Fehlerquellen, GRS-A-3553, Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH, Köln, August 2010.

Abbildungsverzeichnis

Abb. 2.1	a. Beta(2,5; 4,5)-Verteilung des Kopplungsparameters (links) und b. Gamma(1,5; 1,14 E-04)-Verteilung der GVA-Eintrittsrates (rechts).....	12
Abb. 3.1	Fehlerbaum für den Ausfall von RA11S102 durch GVA.....	35
Abb. 3.2	Ausfall von RA11S102 durch explizite GVA-Kombinationen	36
Abb. 3.3	Ausfall von RA11S102 durch 2-von-8 GVA-Kombinationen	36
Abb. 3.4	Ausfall von RA11S102 durch 3-von-8 GVA-Kombinationen	37
Abb. 3.5	Ausfall von RA11S102 durch 4-von-8 GVA-Kombinationen	37
Abb. 3.6	Ausfall von RA11S102 durch 5-von-8 GVA-Kombinationen	38
Abb. 3.7	Ausfall von RA11S102 durch 6-von-8 GVA-Kombinationen	38
Abb. 3.8	Ausfall von RA11S102 durch 7-von-8 GVA-Kombinationen	39
Abb. 3.9	Ausfall des DDA der ISO-Ventile mit Kriterium 1 von 4 Strängen ausgefallen	39
Abb. 3.10	Ausfall des DDA der ISO-Ventile mit Kriterium 2 von 4 Strängen ausgefallen	40
Abb. 3.11	Ausfall des DDA der ISO-Ventile mit Kriterium 3 von 4 Strängen ausgefallen	40
Abb. 3.12	Ausfall des DDA der ISO-Ventile mit Kriterium 4 von 4 Strängen ausgefallen	41
Abb. 3.13	Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von RA11S101 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples.....	43
Abb. 3.14	Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von DDA RA 1 von 4 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples	47
Abb. 3.15	Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von DDA RA 2 von 4 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples	47
Abb. 3.16	Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von DDA RA 3 von 4 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples	48

Abb. 3.17	Ergebnisverteilungen für Unverfügbarkeit von DDA RA 4 von 4 durch GVA bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Module, GVA-Kombinationen, und GVA-Kombinationen mit Samples	48
Abb. 3.18	Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von ≥ 2 von 6 diversitären Bypass-Ventilen.....	50
Abb. 3.19	Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von ≥ 3 von 6 diversitären Bypass-Ventilen.....	50
Abb. 3.20	Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von ≥ 4 von 6 diversitären Bypass-Ventilen.....	50
Abb. 3.21	Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von ≥ 5 von 6 diversitären Bypass-Ventilen.....	51
Abb. 3.22	Ausfall der diversitären Druckbegrenzung aufgrund des GVA von 6 von 6 diversitären Bypass-Ventilen.....	51
Abb. 3.23	Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für das diversitäre Bypass-Ventil DB-RA11S260CM.....	52
Abb. 3.24	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von ≥ 2 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples.....	54
Abb. 3.25	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von ≥ 3 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples.....	56
Abb. 3.26	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von ≥ 4 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples.....	58
Abb. 3.27	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von ≥ 5 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples.....	60
Abb. 3.28	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der diversitären Druckbegrenzung durch GVA von 6 von 6 diversitären Bypass-Ventilen bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen und GVA-Kombinationen mit Samples.....	62
Abb. 3.29	Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von ≥ 2 von 6 Dieselgeneratoren.....	64

Abb. 3.30	Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von ≥ 3 von 6 Dieselgeneratoren.....	64
Abb. 3.31	Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von ≥ 4 von 6 Dieselgeneratoren.....	64
Abb. 3.32	Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von ≥ 5 von 6 Dieselgeneratoren.....	65
Abb. 3.33	Ausfall der Notstrom- und USUS-Diesel aufgrund des GVA von 6 von 6 Dieselgeneratoren.....	65
Abb. 3.34	Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY01 durch GVA.....	66
Abb. 3.35	Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY02 durch GVA.....	67
Abb. 3.36	Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY03 durch GVA.....	68
Abb. 3.37	Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY04 durch GVA.....	69
Abb. 3.38	Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY05 durch GVA.....	69
Abb. 3.39	Fehlerbaum für den Ausfall von Notstromdiesel EY06 durch GVA.....	70
Abb. 3.40	Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY01 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe).....	71
Abb. 3.41	Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY02 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe).....	72
Abb. 3.42	Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY03 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe).....	73
Abb. 3.43	Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY04 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe).....	74
Abb. 3.44	Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY05 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe).....	75
Abb. 3.45	Explizite Modellierung der GVA-Ausfallkombinationen für den Diesel EY06 (übergreifende GVA-Modellierung, 6er-Gruppe).....	76
Abb. 3.46	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von ≥ 2 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselgeneratoren bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen Daten nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung.....	79

Abb. 3.47	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von ≥ 3 von 6 Notstrom- und USUS-Diesel bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen Daten nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung	81
Abb. 3.48	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von ≥ 4 von 6 Notstrom- und USUS-Dieseldgeneratoren bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung	83
Abb. 3.49	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von ≥ 5 von 6 Notstrom- und USUS-Dieseldgeneratoren bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung	85
Abb. 3.50	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit durch GVA von 6 von 6 Notstrom- und USUS-Dieseldgeneratoren bei Unsicherheitsanalyse für GVA-Kombinationen nach Zufallszahlen aus Verteilungsfunktion (Lognormalverteilung) und GVA-Kombinationen mit Parameter nach Samples (SMP) bei separater und übergreifender expliziter GVA-Modellierung	87
Abb. 3.51	Ergebnisverteilungen für die Unverfügbarkeit der Systemfunktionen beim auslösenden Ereignis 'Notstromfall'	90
Abb. 3.52	Ausfall von acht Temperaturmessstellen TH03	94
Abb. 3.53	Verteilung für drei Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 3,3 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 1,5$	101
Abb. 3.54	Verteilung für drei Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 8,5 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,5$	101
Abb. 3.55	Verteilung für drei Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 10 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,44$	102

Abb. 3.56	Verteilung für drei Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 15 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,34$	102
Abb. 3.57	Verteilung für fünf Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 3,3 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 1,5$	103
Abb. 3.58	Verteilung für fünf Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 8,5 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,5$	104
Abb. 3.59	Verteilung für fünf Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 10 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,44$	104
Abb. 3.60	Verteilung für fünf Ausfälle von Temperaturmessstellen bei Lognormalverteilung mit Streufaktor 15 und Gammaverteilung mit Parameter $a = 0,34$	105
Abb. 3.61	Verhältnis von Erwartungswert zu Punktwert der 3-, 4- und 5-fachen Ausfälle von Temperaturmessstellen für Lognormalverteilungen (Lognormalverteilung) und entsprechende Gammaverteilung aufgetragen über dem Streufaktor der Lognormalverteilung	106
Abb. 3.62	Verhältnis von Erwartungswert zu Punktwert der dreielementigen und vierelementigen Minimalschnitte für Lognormalverteilungen (Lognormalverteilung) und nichtparametrische Verteilungen (NP) aufgetragen über dem Streufaktor der Lognormalverteilung	112
Abb. 3.63	Unverfügbarkeit LAB60AA002-SN	113
Abb. 3.64	Unverfügbarkeit LAB60-90AA002-SN	114
Abb. 3.65	Unverfügbarkeit LAB64AA003-ÖN.....	115
Abb. 3.66	Unverfügbarkeit LAB64-94AA003-ÖN.....	115
Abb. 3.67	Unverfügbarkeit LAR11AA006-ÖN	116
Abb. 3.68	Unverfügbarkeit LAR11-41AA006-ÖN	117

Tabellenverzeichnis

Tab. 2.1	Quantile der geschätzten Verteilung des Kopplungsparameters π und der GVA-Eintrittsrate λ	12
Tab. 2.2	Abhängigkeitsstruktur zwischen den GVA-Wahrscheinlichkeiten der Ausfallkombinationen (k von 4), $k = 1, \dots, 4$ für die ersten 10 Simulationswerte	13
Tab. 2.3	Kumulierte Verteilung der GVA-Wahrscheinlichkeiten unabhängig erzeugt für jede Ausfallkombination (k von 4), $k = 1, \dots, 4$	15
Tab. 2.4	Struktur der Matrix der berechneten GVA-Wahrscheinlichkeiten $q_{kvr,j,h,i}$ für die Ausfallkombinationen k von r ($k = 1, \dots, r$) pro Simulationslauf i ($i = 1, \dots, N_{sim}$), für Ereignis j ($j = 1, \dots, N_{event}$) und Experte h ($h = 1, \dots, N_{expert}$)	22
Tab. 3.1	Parameter für GVA der DDA-Ventile RA11-41S101/2.....	34
Tab. 3.2	Zuordnung der DDA-Ventile RA11-41S101/2 zur Elementnummer der GVA-Gruppe.....	35
Tab. 3.3	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von RA11S101 durch GVA.....	42
Tab. 3.4	Ausfall DDA der ISO-Ventile durch GVA mit Ausfallkriterium 1 von 4 Strängen.....	44
Tab. 3.5	Ausfall DDA der ISO-Ventile durch GVA mit Ausfallkriterium 2 von 4 Strängen.....	45
Tab. 3.6	Ausfall DDA der ISO-Ventile durch GVA mit Ausfallkriterium 3 von 4 Strängen.....	45
Tab. 3.7	Ausfall DDA der ISO-Ventile durch GVA mit Ausfallkriterium 4 von 4 Strängen.....	46
Tab. 3.8	Parameter für GVA der diversitären Bypass-Ventile RA11-41S260/261	49
Tab. 3.9	Zuordnung der diversitären Bypass-Ventile RA11-41S260/261 zur Elementnummer der GVA-Gruppe.....	51
Tab. 3.10	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 2 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA.....	53
Tab. 3.11	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von ≥ 3 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA.....	55

Tab. 3.12	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von \geq 4 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA.....	57
Tab. 3.13	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von \geq 5 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA.....	59
Tab. 3.14	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von 6 von 6 diversitären Bypass-Ventilen durch GVA.....	61
Tab. 3.15	Parameter für GVA-Kombinationen der Notstromdiesel EY01-04 und der USUS-Diesel EY05/06.....	63
Tab. 3.16	Zuordnung der Notstromdiesel EY01-04 und der USUS-Diesel EY05/06 zur Elementnummer der GVA-Gruppe	70
Tab. 3.17	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von \geq 2 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselgeneratoren durch GVA	77
Tab. 3.18	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von \geq 3 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselgeneratoren durch GVA	80
Tab. 3.19	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von \geq 4 von 6 Notstrom- und USUS-Dieselgeneratoren durch GVA	82
Tab. 3.20	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von \geq 5 von 6 Notstrom- und USUS-Diesel durch GVA	84
Tab. 3.21	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit von 6 von 6 Notstrom- und USUS-Diesel durch GVA	86
Tab. 3.22	Ergebnisse der Unsicherheitsanalyse für die Unverfügbarkeit der Systemfunktionen beim auslösenden Ereignis Notstromfall	88
Tab. 3.23	Verschiedene Verteilungen für den nicht selbstmeldenden Ausfall von Temperatur-Messumformern (TEMP MU NSM)	93
Tab. 3.24	Basisereignisse für Temperaturmessstellen TH03.....	95
Tab. 3.25	Erwartungswerte für zwei bis acht gekoppelte Basisereignisse mit unterschiedlichen Verteilungen.....	97
Tab. 3.26	Verhältnis zwischen Erwartungswert und Punktwert für zwei bis acht gekoppelte Basisereignisse mit unterschiedlichen Verteilungen	98
Tab. 3.27	Verhältnis zwischen Erwartungswert und Punktwert aus der Unsicherheitsanalyse geteilt durch die theoretische Vorhersage für dieses Verhältnis	99
Tab. 3.28	Kenndaten der untersuchten Verteilungen für Ausfallraten	109

Tab. 3.29	Punktwerte und Erwartungswerte für Basisereignisse mit kenntnisstandgekoppelten Ausfallraten.....	110
-----------	--	-----

A **Anhang A: Neue Erkenntnisse zum Programm RiskSpectrum®**

Im Zuge der Analysen sind einige Erkenntnisse zum Programm RiskSpectrum® gewonnen worden:

- Für Unsicherheitsverteilungen vom Typ Gammaverteilung und Betaverteilung kann kein Verteilungsparameter $a < 0,1$ spezifiziert werden.
- RSAT führt stets mindestens 1000 Simulationen in der Unsicherheitsanalyse durch. Werden vom Nutzer weniger Simulationen N vorgegeben, dann führt RSAT $\left\lfloor \frac{1000}{N} \right\rfloor$ Simulationen mit identischen Startwerten durch, für die ersten $1000 - \left\lfloor \frac{1000}{N} \right\rfloor N$ Werte werden sogar $\left\lceil \frac{1000}{N} \right\rceil = \left\lfloor \frac{1000}{N} \right\rfloor + 1$ identische Startwerte simuliert. Der erste Wert in der Unsicherheitsanalyse wird zudem doppelt ausgespielt.
- RSAT führt in der Unsicherheitsanalyse stets ein Spiel mehr durch als im Analysefall spezifiziert, wenn $N > 999$. Der Fehler ist auf den Support-Seiten des Herstellers beschrieben.

B Anhang B: Herleitung der Näherungsformeln

Im Folgenden sind die Näherungsformeln für das Verhältnis des Produkts der Erwartungswerte für die Unverfügbarkeiten der Basisereignisse und des Erwartungswerts des Produkts der Basisereignisse mathematisch hergeleitet.

Dazu werden die folgenden Annahmen gemacht:

- 1) Als Basisereignismodell wird eine konstante Ausfallrate λ mit festem Testintervall T angenommen. Dann ist die zeitgemittelte Nichtverfügbarkeit für dieses Basisereignis

$$Q_{BE} = 1 - \frac{1}{\lambda T} (1 - e^{-\lambda T}) \approx \frac{\lambda T}{2} \text{ für } \lambda T \ll 1. \quad (5.1)$$

Die $\frac{\lambda T}{2}$ -Näherung ist auch für andere Basisereignismodelle unter obigen Voraussetzungen hinreichend genau, so dass die im Folgenden erhaltenen Abschätzungen einfach übertragen werden können.

- 2) Vereinfachend wird angenommen, dass nur die Ausfallrate λ unsicher ist; die Verteilungsdichte der Ausfallrate λ wird mit $\varphi(\lambda)$ und der Erwartungswert $\langle \lambda \rangle$ bezeichnet. Dann gilt für den Erwartungswert der Nichtverfügbarkeit des Basisereignisses in der Unsicherheitsanalyse in Näherung erster Ordnung

$$\langle Q_{BE} \rangle = \int_{\text{supp}(\varphi)} d\lambda \varphi(\lambda) \left(1 - \frac{1}{\lambda T} (1 - e^{-\lambda T}) \right) = \frac{\langle \lambda \rangle T}{2} + O(\langle \lambda \rangle^2 T^2). \quad (5.2)$$

Näherungen höherer Ordnung werden nicht betrachtet, da man dann keine geschlossene Darstellung mehr angeben kann.

- 3) Weiterhin wird angenommen, dass kenntnisstandgekoppelte Parameter mit der gleichen Verteilung (und dem gleichen Basisereignismodell) beschrieben werden.

Unter obigen Voraussetzungen ergibt sich der Erwartungswert für m kenntnisstandgekoppelte Basisereignisse in Näherung erster Ordnung durch das Lösen des folgenden Integrals.

$$\begin{aligned} \langle Q_m \rangle &= \int_{\text{supp}(\varphi)} d\lambda \varphi(\lambda) \left(1 - \frac{1}{\lambda T} (1 - e^{-\lambda T}) \right)^m \\ &\approx \int_{\text{supp}(\varphi)} d\lambda \varphi(\lambda) \left(\frac{\lambda T}{2} \right)^m = \frac{T^m}{2^m} \langle \lambda^m \rangle \end{aligned} \quad (5.3)$$

Für nicht kenntnisstandgekoppelte Basisereignisse ergibt sich dagegen als Erwartungswert

$$\langle U_m \rangle = \langle Q_{BE1} \rangle \cdot \dots \cdot \langle Q_{BE_m} \rangle \approx \left(\frac{\langle \lambda \rangle T}{2} \right)^m \quad (5.4)$$

Um den Effekt der Kenntnisstandkopplung quantitativ darzustellen, wird ein Maß für m gekoppelte Basisereignisse wie folgt definiert:

$$I_m = \frac{\langle Q_m \rangle}{\langle U_m \rangle} \approx \left(\frac{\langle \lambda \rangle T}{2} \right)^{-m} \cdot \int_{\text{supp}(\varphi)} d\lambda \varphi(\lambda) \left(\frac{\lambda T}{2} \right)^m = \frac{\langle \lambda^m \rangle}{\langle \lambda \rangle^m} \quad (5.5)$$

Im Folgenden werden für drei häufig zur Beschreibung der Unsicherheit von Zuverlässigkeitskenngrößen genutzten Verteilungen Formeln zur näherungsweisen Berechnung abgeleitet:

- Lognormalverteilung
- Betaverteilung
- Gammaverteilung

In den nächsten drei Abschnitten wird dazu Formel (B.4) für diese Verteilungen berechnet.

B.1 Lognormalverteilung

Formel (B.3) kann einfach berechnet werden:

$$\begin{aligned}
 \langle Q_m^L \rangle &\approx \frac{T^m}{2^m} \int_0^\infty d\lambda \lambda^{m-1} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln\lambda-\mu)^2}{2\sigma^2}} = \frac{T^m}{2^m} \langle \lambda^m \rangle_L \\
 &= \frac{T^m}{2^m} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(\frac{1}{2\sigma^2}((m\sigma^2 + \mu^2) - \mu^2)\right) \int_{-\infty}^\infty dx \exp\left(-\frac{x^2}{2\sigma^2}\right) \\
 &= \frac{T^m}{2^m} \exp\left(m\mu + m^2 \frac{\sigma^2}{2}\right) \tag{5.6}
 \end{aligned}$$

Für die Lognormalverteilung erhält man als Erwartungswert des Parameters

$$\text{EW}_L(\lambda) = \langle \lambda \rangle_L = \exp\left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right). \tag{5.7}$$

Damit ergibt sich für die Lognormalverteilung zu

$$I_m \approx \exp\left((m^2 - m) \frac{\sigma^2}{2}\right) \tag{5.8}$$

Die Lognormalverteilung wird in RiskSpectrum über ihren Erwartungswert und den sogenannten Streufaktor EF beschreiben. Für die Umrechnung von (B-8) auf den Streufaktor gilt

$$\sigma \approx \frac{\ln(EF)}{1,6449}. \tag{5.9}$$

Damit ergibt sich

$$I_m^L \approx \exp\left((m^2 - m) \frac{\ln(EF)^2}{5,4114}\right) = \exp\left((m^2 - m) \left(\frac{\ln(EF)}{2,3262}\right)^2\right) \tag{5.10}$$

B.2 Betaverteilung

Man kann Formel (B.3) wie folgt berechnen:

$$\begin{aligned}
 \langle Q_m^B \rangle &\approx \frac{T^m}{2^m B(\alpha, \beta)} \int_0^1 d\lambda \lambda^m \lambda^{\alpha-1} (1-\lambda)^{\beta-1} = \frac{T^m}{2^m} \langle \lambda^m \rangle_B \\
 &= \frac{T^m}{2^m} \frac{B(m+\alpha-1, \beta)}{B(\alpha, \beta)} \int_0^1 d\lambda \lambda \frac{1}{B(m+\alpha-1, \beta)} \lambda^{m+\alpha-2} (1-\lambda)^{\beta-1} \\
 &= \frac{T^m}{2^m} \frac{B(m+\alpha-1, \beta)}{B(\alpha, \beta)} \frac{m+\alpha-1}{m+\alpha+\beta-1} \quad (5.11)
 \end{aligned}$$

da der Erwartungswert der Betaverteilung

$$EW_B(\lambda) = \langle \lambda \rangle_B = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}. \quad (5.12)$$

ist. Damit ergibt sich für die Betaverteilung in erster Näherung

$$\begin{aligned}
 I_m^B &\approx \frac{B(m+\alpha-1, \beta)}{B(\alpha, \beta)} \frac{m+\alpha-1}{m+\alpha+\beta-1} \left(\frac{\alpha+\beta}{\alpha} \right)^m \quad (5.13) \\
 &= \frac{\Gamma(m+\alpha-1)\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(m+\alpha+\beta-1)\Gamma(\alpha)} \frac{m+\alpha-1}{m+\alpha+\beta-1} \left(\frac{\alpha+\beta}{\alpha} \right)^m \\
 &= \frac{\Gamma(m+\alpha)\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(m+\alpha+\beta)\Gamma(\alpha)} \left(\frac{\alpha+\beta}{\alpha} \right)^m = \left(\frac{\alpha+\beta}{\alpha} \right)^m \prod_{i=0}^{m-1} \frac{i+\alpha}{i+\alpha+\beta} \\
 &= \prod_{i=0}^{m-1} \frac{1 + \frac{i}{\alpha}}{1 + \frac{i}{\alpha+\beta}}
 \end{aligned}$$

In RiskSpectrum[®] wird die Betaverteilung über den Erwartungswert und den Verteilungsparameter α beschrieben. Damit erhält man die folgende Darstellung.

$$I_m^B \approx \prod_{i=0}^{m-1} \frac{1 + \frac{i}{\alpha}}{1 + \frac{i \cdot EW_B}{\alpha}} \quad (5.14)$$

Die in einer PSA verwendeten Betaverteilungen haben in der Regel Werte für α in der Größenordnung von 1, der Erwartungswert ist meist sehr viel kleiner als 1. Damit kann $I_m^B \approx m!$ abgeschätzt werden.

B.3 Gammaverteilung

Man berechnet Formel (B.3) wie folgt /ABR 70/

$$\begin{aligned} \langle Q_m^G \rangle &\approx \frac{T^m}{2^m \Gamma(a)} \int_0^\infty d\lambda \lambda^m \lambda^{a-1} b^a e^{-b\lambda} = \frac{T^m}{2^m} \langle \lambda^m \rangle_G \\ &= \frac{T^m}{2^m} \frac{\Gamma(a+m)}{\Gamma(a) b^m} \end{aligned} \quad (5.15)$$

Für die Gammaverteilung ist der Erwartungswert des Parameters

$$EW_G(\lambda) = \langle \lambda \rangle_G = \frac{a}{b}. \quad (5.16)$$

Damit ergibt sich für die Betaverteilung in erster Näherung

$$I_m^G \approx \frac{\Gamma(a+m)}{\Gamma(a) a^m} = \prod_{i=0}^{m-1} 1 + \frac{i}{a} \quad (5.17)$$

Auch dies kann unter der Annahme, dass der Parameter a wie für die Betaverteilung einen Wert in der Größenordnung von 1 hat, durch $I_m^G \approx m!$ abgeschätzt werden.

**Gesellschaft für Anlagen-
und Reaktorsicherheit
(GRS) gGmbH**

Schwertnergasse 1
50667 Köln

Telefon +49 221 2068-0

Telefax +49 221 2068-888

Forschungszentrum

85748 Garching b. München

Telefon +49 89 32004-0

Telefax +49 89 32004-300

Kurfürstendamm 200

10719 Berlin

Telefon +49 30 88589-0

Telefax +49 30 88589-111

Theodor-Heuss-Straße 4

38122 Braunschweig

Telefon +49 531 8012-0

Telefax +49 531 8012-200

www.grs.de

ISBN 978-3-944161-07-5