

Entwicklung und Erprobung von Trenderkennungs- und detaillierten Trendanalyseverfahren zur frühzeitigen Erkennung und zur Analyse von Trends im zeitlichen Verlauf von Betriebsdaten

SR 2509

Entwicklung und Erprobung
von Trenderkennungs- und
detaillierten Trendanalyse-
verfahren zur frühzeitigen
Erkennung und zur Analyse
von Trends im zeitlichen
Verlauf von Betriebsdaten

Peschke, J.
Stiller, J. C.

Januar 2006

Auftrags-Nr.: 842750

Anmerkung:

Das diesem Bericht zu Grunde liegende FE-Vorhaben SR 2509 wurde im Auftrag des Bundesministeriums für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit durchgeführt. Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt beim Auftragnehmer.

Der Bericht gibt die Auffassung und Meinung des Auftragnehmers wieder und muss nicht mit der Meinung des Auftraggebers übereinstimmen.

Kurzfassung

Dieser Bericht stellt die im Rahmen des Projektes SR 2509 durchgeführten Arbeiten und die erzielten Ergebnisse dar.

Ausgehend von einem Grundansatz zur Trenderkennung mit Bayes'schen Verfahren, der im Rahmen des Vorhabens SR 2410 entwickelt worden war, wurden konkrete Trenderkennungsverfahren für zwei verschiedenen generische Typen von Indikatoren von Sicherheitsmanagementsystemen entwickelt. Diese lassen sich als Zahlen von Ereignissen bezogen auf Referenzzeiträume bzw. auf Zahlen von Ereignissen bezogen auf Referenzzahlen charakterisieren. Durch Anwendung der Verfahren auf künstliche Datensätze (sog. Benchmark-Analysen) wurden die Eigenschaften der entwickelten Verfahren systematisch untersucht. Dabei konnte ihre Eignung zum frühzeitigen Erkennen von Trends gezeigt werden. Es konnte auch gezeigt werden, dass die Verfahren robust gegenüber einer Verletzung der Verteilungsannahmen ist, wie sie in der Praxis unvermeidlich ist. Eine solche Verletzung der Verteilungsannahmen tritt z. B. auf, wenn Folgeereignisse in den Daten enthalten sind.

Aufbauend auf den Trenderkennungsverfahren wurden zwei Verfahren zur detaillierten Trendanalyse entwickelt, die das Identifizieren von Zeitabschnitten, die besonders ausgeprägte Trends ausweisen und von Zeitpunkten, an denen Änderungen von Trends stattfinden oder Trends beginnen, erlauben und so zur Identifizierung der jeweiligen Trendursache dienen können.

Um die entwickelten Verfahren an Daten der Betriebserfahrung zu testen, wurden 12 Datensätze aus im Rahmen anderer Projekte ausgewerteter Betriebserfahrung zusammengestellt. Diese Datensätze umfassen Transienten, Fehler an aktiven und passiven Komponenten sowie an Leittechnik-Baugruppen. Sowohl anlagenspezifische als auch anlagenübergreifende Datensätze wurden untersucht. Die bei der Analyse mit den entwickelten Trendanalyseverfahren erhaltenen Ergebnisse wurden, wenn möglich, mit den Ergebnissen von früheren ingenieurtechnischen Untersuchungen verglichen. Hier zeigte sich eine sehr große Übereinstimmung.

Auf Grundlage der Ergebnisse wurden Empfehlungen aus gutachterlicher Sicht entwickelt, die sowohl die Anwendung der entwickelten Verfahren und die Definition von

Indikatoren als auch mögliche Fortentwicklungen zur umfassenden Anwendung von Trenderkennungsverfahren im Rahmen von Sicherheitsmanagementsystemen betreffen.

Abstract

This report describes the work performed in the framework of the project SR 2509 and the results achieved.

Novel statistical procedures for the detection of trends were developed for two generic types of indicators of safety management systems, which may be characterized as numbers of events related to reference periods and as numbers of events related to reference numbers, respectively. These statistical procedures are based on a Bayesian trend detection method that had been developed in the framework of the project SR 2410. The statistical properties of the procedures were assessed systematically by applying them to artificial datasets. It was found that they are suitable for the early detection of trends. It was also shown that the procedures are robust with respect to a violation of the assumptions made on the statistical distributions of events. Such violations are unavoidable in practice and occur e.g. if events are not statistically independent because events caused by other events are contained in the dataset.

Based on these trend detection methods two procedures for detailed trend analysis were developed which allow the identification of time intervals which show strong trends and of points in time when a trend started or changed and thus facilitate the detection of a trend's cause.

To further test the procedures they were applied to real operating experience data. 12 datasets were prepared using data obtained in different previous projects. These datasets comprise transients, active and passive components as well as control equipment.

Based on the results obtained several recommendations were developed. These include recommendations about the application of the developed procedures, definition of indicators and possible further developments of the methods to make a comprehensive application of statistical trend analysis procedures in safety management systems possible.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Entwicklung quantitativer Trendanalysemethoden	3
2.1	Grundlagen der Trenderkennung mit Bayes'schen Methoden	4
2.2	Interpretation der numerischen Ergebniswerte	8
2.3	Entscheidung über Maßnahmen aufgrund der numerischen Ergebniswerte	9
2.4	Statistische Eigenschaften verschiedener Indikatoren aus der Betriebserfahrung	10
2.5	Zwei verschiedene Grundansätze	12
2.6	Trendanalyseverfahren mit nichtinformativem a priori	13
2.6.1	Mann-Teststatistik	15
2.6.2	Trendtest nach Mann	15
2.6.3	Trendindikatorfunktion 1	17
2.6.4	Trendindikatorfunktion 3	18
2.6.5	Trendindikatorfunktion 4	20
2.6.6	Trendindikatorfunktion 2	20
2.6.7	Trendindikatorfunktion 5	21
2.6.8	Überblick über die Eigenschaften der verschiedenen Trendindikatorfunktionen	23
2.6.9	Rechentechnische Durchführung der Trendanalyseverfahren mit nichtinformativem a priori	24
2.7	Trendanalyseverfahren mit informativem a priori	25
2.8	Spezialfall: Analyse zweier Zeitabschnitte	30
2.9	Benchmark-Analysen der Trendanalyseverfahren	32
2.9.1	Vergleich konstanter wahrer Ereignisrate mit linear ansteigender wahrer Ereignisrate	33
2.9.2	Zusammenfassung von Zeitabschnitten	34
2.9.3	Verhalten bei nicht gleichmäßigem Trend	36
2.9.4	Verhalten bei sehr wenigen Ereignissen	37

2.9.5	Vergleich linear ansteigender mit linear abfallender wahrer Ereignisrate	39
2.9.6	Trendindikatorfunktion mit einer höheren Gewichtung der kurz zurückliegenden Zeitabschnitte	42
2.9.7	Verhalten bei statistisch abhängigen Ereignissen	44
2.10	Verfahren zur Analyse kurz- und langfristiger Trends (Trendspektrum)	50
2.11	Verfahren zur detaillierten Trendanalyse	52
3	Quantitativer Bewertungsmaßstab	55
3.1	Erstellen eines Referenzdatensatzes und Quantifizierung	55
3.1.1	Leckagen Nuklearer Zwischenkühler in DWR	56
3.1.2	Leckagen an Rohrleitungen einer DWR-Anlagengeneration	58
3.1.3	Leckagen an Rohrleitungen des Wasser-Dampf-Kreislaufs in SWR	59
3.1.4	Alterungsbedingte Schäden an Kreiselpumpen einer SWR-Anlage	61
3.1.5	Alterungsbedingte Schäden an Elektromotoren einer SWR-Anlage	63
3.1.6	Alterungsbedingte Schäden an Armaturen einer SWR-Anlage	65
3.1.7	Ausfälle von EMD-Baugruppen	67
3.1.8	Ausfälle von GEAMATIK-Baugruppen	69
3.1.9	Transienten SWR	71
3.1.10	Turbinenschnellschlüsse einer DWR-Anlage	75
3.1.11	Automatische RESA aus Leistungsbetrieb	78
3.1.12	Offenbleiben Sicherheits- und Entlastungsventile einer SWR-Anlage	80
3.2	Aggregation direkter Betriebsdaten	81
4	Empfehlungen	83
4.1	Allgemeine Anforderungen	84
4.2	Anforderungen an die Anwendung der entwickelten Trendanalyseverfahren	85
4.3	Empfehlungen zu möglichen Weiterentwicklungen	86
4.3.1	Trendanalyseverfahren mit informativem a priori zur unmittelbaren Beurteilung eines möglichen Handlungsbedarfs und zum automatischen Anstoßen von Maßnahmen	86

4.3.2	Berücksichtigung von verschieden starken Schädigungen bei Ereignissen	87
4.3.3	Trendanalyseverfahren für Indikatoren, die nicht den hier betrachteten generischen Typen angehören	88
5	Zusammenfassung	88
6	Literatur	91
7	Glossar: Wichtige Begriffe aus der Statistik	95
Anhang A	Erzeugung von korrelierten Zufallseignissen für die Benchmark-Analyse	97
Anhang B	Datensätze aus der Betriebserfahrung	102

1 Einleitung

Mit der Bekanntmachung der "Grundlagen für Sicherheitsmanagementsysteme in Kernkraftwerken (GSMS)" /BAN-04/ durch das BMU liegt zum ersten Mal ein geschlossener Anforderungskatalog für Sicherheitsmanagementsysteme und zur Nutzung von Indikatoren zur Messung der Sicherheitsleistung vor. Im vorhandenen kerntechnischen Regelwerk (KTA) und zugehörigen Verordnungen sind weitergehende Anforderungen enthalten, die auf ausgewählte Bereiche der Betriebsführung und des Sicherheitsmanagementsystems zutreffen. Weitergehende Anforderungen insbesondere zur Identifizierung der Indikatoren und zur Quantifizierung der Wirksamkeitskontrolle bestehen derzeit nicht. Im Auftrag des BMU werden derzeit von der GRS Anforderungen an ein prozessorientiertes integriertes Managementsystem erarbeitet.

Das BMU hat seit vielen Jahren Vorhaben zur systematischen Erfassung und Auswertung von anlagenspezifischen Betriebserfahrungen aus deutschen Kernkraftwerken unterstützt (siehe z. B. /GRS-91/, /GRS-92/, /GRS-94/, /GRS-97/, /GRS-97a/, /GRS-98/, /GRS-99/, /GRS-01/, /GRS-04/). In diesen Vorhaben wurden von der GRS unterschiedliche Betriebsinformationen (Instandhaltungsdokumentation von aktiven Komponenten, Anlagenbetriebsverläufe und Wartung an druckführenden Komponenten) nach unterschiedlichen Gesichtspunkten ausgewertet und die Ergebnisse der Auswertungen für weitere Arbeiten in aufbereiteter Form in Informationssystemen abgespeichert. Die Ergebnisse dieser Arbeiten können auch für die Identifizierung geeigneter Indikatoren aus diesen Betriebsinformationsbereichen und für die quantitative Bewertung von Indikatoren genutzt werden.

In den oben aufgeführten Vorhaben wurden auch Verfahren zur Trendanalyse entwickelt und angewendet, in denen der zeitliche Trend von Ereignisraten (Anzahl Ereignisse pro Zeiteinheit) untersucht wurde. Diese Verfahren wurden unter anderem als Hilfsmittel der Ursachenforschung eingesetzt. Im Rahmen des Vorhabens SR 2410 wurde ein Grundansatz für quantitative Trendanalyseverfahren entwickelt /GRS-04/, die zur zeitnahen Erkennung von Trends geeignet sind und eine quantitative Bestimmung der Aussagesicherheit ermöglichen. Dieser Ansatz basiert auf Bayes'schen statistischen Methoden und ist zur Entwicklung von Trendanalyseverfahren für beliebige Indikatoren geeignet.

Ziel dieses Vorhabens ist es, den Ansatz zu konkreten Trenderkennungsverfahren weiterzuentwickeln und die Eignung dieser Verfahren anhand theoretischer Untersuchungen, der Anwendung auf künstliche Daten, deren zugrunde liegender Trendverlauf bekannt ist (Benchmark-Analysen) und der Anwendung auf Daten aus der Betriebserfahrung zu untersuchen. Dabei werden im Rahmen dieses Vorhabens auftragsgemäß nur zwei Typen von Indikatoren betrachtet:

- Ereigniszeitpunkte bzw. Anzahl der Ereignisse in vorgegebenen Zeitintervallen und die dazugehörigen Bezugszeiten, in der Ereignisse des betrachteten Typs auftreten können, z. B. die Anzahl von Transienten in jedem betrachteten Jahr bezogen auf die jeweilige Leistungsbetriebsdauer.
- Anzahl von Ereignissen oder Vorgängen, die ein bestimmtes Merkmal haben (z. B. fehlgeschlagen oder nicht korrekt ausgeführt worden), bezogen auf die Gesamtzahl der jeweiligen Ereignisse oder Vorgänge, bei denen dieses Merkmal hätte auftreten können, z. B. fehlgeschlagene Instandsetzungsversuche bezogen auf die Gesamtzahl der Instandsetzungsvorgänge.

Aufbauend auf diesen Verfahren werden Methoden der detaillierten Trendanalyse entwickelt, die die Identifikation von Zeitpunkten, an denen sich ein Trend ändert, sowie von Zeitintervallen, in denen besonders ausgeprägte Trends auftraten, erlauben und somit als Werkzeug zur Identifikation der Ursachen von Trends dienen können.

Aus den Untersuchungsergebnissen werden Empfehlungen aus gutachterlicher Sicht zur Anwendung und zur möglichen Fortentwicklung der entwickelten Trendanalyseverfahren sowie zur Bewertung von indikatorgestützten Sicherheitsmanagementsystemen abgeleitet.

Dieser Bericht ist wie folgt gegliedert: In Kapitel 2 werden die verschiedenen entwickelten Trendanalyseverfahren nachvollziehbar dargestellt sowie die an Ihnen durchgeführten Untersuchungen beschrieben und die Ergebnisse bewertet. Dabei wird zur Erleichterung des Verständnisses der im Rahmen des SR 2410 /GRS-04/ entwickelte methodische Ansatz zur Trendanalyse, der die Grundlage der entwickelten Verfahren bildet, zusammenfassend mit angepasster mathematischer Notation dargestellt. Wichtige Begriffe aus der Statistik, die hier verwendet wurden, sind in einem Glossar (Kapitel 7) erklärt. In Kapitel 3 werden die verschiedenen Datensätze der Betriebserfahrung, auf die die Trendanalyseverfahren angewandt wurden, beschrieben und die Analyseergebnisse dargestellt. Die Datensätze selbst sind in Anhang B aufgeführt. Weiterhin

wird in Kapitel 3 die Fragestellung untersucht, unter welchen Voraussetzungen es sinnvoll sein kann, Betriebsdaten zu aggregierten Größen zusammenzufassen. In Kapitel 4 werden Vorschläge für Empfehlungen aus gutachterlicher Sicht zur Anwendung und zur möglichen Fortentwicklung der Trendanalyseverfahren aufgeführt. In Kapitel 5 werden die Ergebnisse zusammengefasst.

2 Entwicklung quantitativer Trendanalysemethoden

Die Grundlage der entwickelten statistischen Trendanalyseverfahren bildet ein im Rahmen des SR 2410 /GRS-04/ entwickelter methodischer Ansatz zur Trendanalyse. Dieser mathematische Ansatz beruht auf der Anwendung Bayes'scher Methoden, die eine quantitative Erfassung der Aussagesicherheit erlauben und eine transparente und nachvollziehbare Einbeziehung von eventuell vorhandenem a priori-Wissen ermöglichen. Dieser methodische Ansatz ist sehr allgemein und eignet sich zur Trendanalyse von Datenmaterial mit verschiedenen statistischen Eigenschaften. Er wird, um eine geschlossene Darstellung der entwickelten Trendanalyseverfahren zu erhalten und die mathematische Notation einzuführen, im folgenden Abschnitt 2.1 zusammenfassend dargestellt. Im Abschnitt 2.2 wird die Interpretation der numerischen Ergebnisse der Trenderkennungsverfahren diskutiert. Um aus dem allgemeinen Ansatz statistische Verfahren für die in diesem Vorhaben behandelten konkreten Datenanalyseaufgaben zu entwickeln, müssen Informationen über Art und Eigenschaften der zu untersuchenden Daten einbezogen werden, insbesondere Wissen bzw. Annahmen über die statistische Verteilung der Daten und ggf. a priori-Wissen über mögliche Verläufe von Trends. Im Abschnitt 2.4 werden die verschiedenen Arten von Datenmaterial vorgestellt, für die im Rahmen dieses Vorhabens SR 2509 konkrete Trendanalyseverfahren erarbeitet wurden. Im Abschnitt 2.5 werden zwei verschiedene Grundansätze (informativ bzw. nichtinformativ) diskutiert. Im Abschnitt 2.6 werden Trendanalyseverfahren mit nichtinformativem a priori dargestellt, während in Abschnitt 2.7 ein Verfahren mit informativem a priori beschrieben wird. Im folgenden Abschnitt 2.8 werden Besonderheiten, die sich bei der Analyse zweier Zeitabschnitte ergeben, aufgeführt und Anwendungen der entwickelten Verfahren auf Problemstellungen, die über die Trendanalyse hinausführen, aufgezeigt. In 2.9 werden die Analysen, mit denen die Eignung der entwickelten Verfahren untersucht wurde, dargestellt. In den letzten 2 Abschnitten 2.10 und 2.11 werden zwei zur detaillierten Trendanalyse entwickelte Verfahren diskutiert.

2.1 Grundlagen der Trenderkennung mit Bayes'schen Methoden

Die Grundlage der entwickelten statistischen Trendanalyseverfahren bildet ein im Rahmen des SR 2410 /GRS-04/ entwickelter methodischer Ansatz zur Trendanalyse. Um ein Verständnis der nachfolgenden Kapitel zu erleichtern, und wegen der in diesem Bericht von /GRS-04/ abweichenden Notation werden die dort erzielten und in Kapitel 4.5.1 in /GRS-04/ dargestellten Ergebnisse hier in textlich weitgehend übereinstimmender Form noch einmal angeführt:

Ziel des Trenderkennungsverfahrens ist es, die Wahrscheinlichkeit, dass die wahre Ereigniswahrscheinlichkeit bzw. Ereignisrate ein günstiges Verhalten zeigt, d. h. nicht ansteigt, in Kenntnis der tatsächlich beobachteten Schadensereignisse zu schätzen¹. Im Folgenden werden, um die Übersichtlichkeit zu erhöhen, immer die Begriffe „Ereignisrate“ und „Bezugszeit“ verwendet. Je nach analysierten Daten kann es sich auch um Ereigniswahrscheinlichkeiten bzw. um andere Bezugsgrößen, wie z. B. Anzahlen handeln. Die a posteriori-Wahrscheinlichkeit, dass die wahre Ereignisrate ein günstiges Verhalten zeigt, wird im Folgenden mit p_g bezeichnet. Ein Ergebnis $p_g = 1$ bedeutet, dass ein günstiges Verhalten der wahren Ereignisrate aufgrund der beobachteten Ereignisse sicher gegeben ist und somit ein Ansteigen der wahren Ereignisrate ausgeschlossen werden kann, $p_g = 0$ bedeutet, dass ein günstiges Verhalten der wahren Ereignisrate aufgrund der beobachteten Ereignisse ausgeschlossen ist. Bei der in der Praxis zur Verfügung stehenden endlichen Anzahl von beobachteten Ereignissen können derartige absolut sichere Aussagen jedoch nicht erzielt werden. In diesen Fällen gibt p_g die statistische Sicherheit an, mit der ein günstiges Verhalten der Ereignisrate aus den Daten geschlossen werden kann. Zum Beispiel besagt $p_g = 0,5$, dass die Daten weder Anhaltspunkt für ein günstiges noch für ein ungünstiges Verhalten der Ereignisrate beinhalten. p_g nahe 0 sagt aus, dass mit sehr großer Sicherheit die Ereignisrate kein günstiges Verhalten zeigt, nahe 1 entsprechend, dass mit sehr großer Sicherheit ein günstiges Verhalten vorliegt. Es ist zu betonen, dass die Ergebnisgröße p_g im Gegensatz zu anderen Verfahren (siehe z. B. /NRC-99a/) **unmittelbar die Wahrscheinlichkeit eines günstigen Trends** angibt unter der Voraussetzung, dass die in das Verfahren eingehenden Annahmen zutreffen. Deshalb ist für jeden einzelnen

¹ Da die beobachtete Anzahl von Ereignissen in einem bestimmten Zeitraum Zufallseinflüssen unterliegt, lassen sich wahre Ereignisraten nicht eindeutig angeben, sondern es kann nur eine Wahrscheinlichkeitsverteilung über ihre möglichen Werte bestimmt werden. Deshalb können auch keine definitiven Aussagen über die Existenz eines Trends gemacht werden; nur Wahrscheinlichkeitsaussagen darüber sind möglich.

Datensatz die Wahrscheinlichkeit einer Fehlklassifikation sofort erkennbar. Wenn man z. B. aus dem Ergebnis $p_g = 0,95$ schließt, dass ein günstiger Trend existiert, beträgt die Wahrscheinlichkeit einer Fehlklassifikation 5%. Durch diese Eigenschaft lässt sich risikoabhängig entscheiden, welche weiteren vertieften Analyseschritte jeweils auf die einzelnen Datensätze angewendet werden sollten. Dazu können die weiteren Analyseschritte abhängig von p_g gewählt werden, wobei bei steigendem p_g immer aufwändigere weitere Analysen vorgenommen werden.

Im folgenden Teil dieses Abschnittes werden die allgemeine Modellvorstellungen und die mathematischen Ansätze dargestellt, anhand derer p_g aus den Daten bestimmt werden kann:

Der Gesamtprozess der Schädigung und Instandhaltung, inklusive Instandsetzung, wird als ein Zufallsprozess aufgefasst, der die beobachteten Ereigniszeitpunkte generiert. Er wird beschrieben durch eine bedingte Wahrscheinlichkeit $p(N | \Lambda, B)$ der beobachteten Daten N , gegeben die (unbekannte) wahre zeitabhängige Ereignisrate Λ und die jeweiligen Bezugsgrößen B . Diese bedingte Wahrscheinlichkeit $p(N | \Lambda, B)$ wird durch bestimmte, von der konkreten Modellierung abhängige Größen beschrieben. Λ kann z. B. den gesamten Zeitverlauf der wahren Ereignisrate $\lambda(t)$, $t_{ANFANG} \leq t \leq t_{ENDE}$ umfassen oder eine geeignete Parametrisierung davon (z. B. als die Parameter eines Polynoms, das den Zeitverlauf beschreibt, oder als Komponenten einer Fourierdarstellung von $\lambda(t)$). Bei diskreten Zeitvariablen (z. B. wenn man eine Zeitauflösung von einem Jahr verwendet, wie dies im Folgenden in den meisten Fällen geschieht) umfasst Λ alle Werte $\lambda(t)$ für sämtliche betrachteten Jahre t .

Die Bayes a posteriori-Wahrscheinlichkeit, dass ein günstiger Trend vorhanden ist, ist gegeben durch

$$p_g = \int p(\Lambda | N, B) s_g(\Lambda) d\Lambda. \quad (2.1)$$

Die Funktion $s_g(\Lambda)$ gibt an, ob eine zeitabhängige Ereignisrate Λ ein günstiges Verhalten zeigt: Sie ist 1 für einen günstiges und 0 für ein ungünstiges Verhalten. Ihr kann der Wert 0,5 zugewiesen werden, wenn Λ weder ein günstiges noch ein ungünstiges Verhalten zeigt. Sie wird im Folgenden als Trendindikatorfunktion bezeichnet. Um ein geeignetes $s_g(\Lambda)$ zu wählen, muss zunächst eindeutig spezifiziert werden, was im

Rahmen der Analyse als günstiges bzw. ungünstiges Verhalten angesehen werden soll. Verschiedene Möglichkeiten dazu sind in den folgenden Kapiteln dargestellt.

Es liegt nahe, einen günstigen Trend so zu definieren, dass die wahre Ereignisrate zum Ende des Beobachtungszeitraumes geringer ist als zum Beginn. Dann ist $s_g(\Lambda)$ entsprechend zu definieren: Wenn $\lambda(t_{ENDE}) > \lambda(t_{ANFANG})$, so ist $s_g(\Lambda) = 0$, andernfalls $s_g(\Lambda) = 1$. Es sind jedoch auch andere Definitionen sinnvoll, wie unten dargestellt wird. Analog Gleichung (2.1) lässt sich auch die Wahrscheinlichkeit eines ungünstigen Trends p_{ug} unter Verwendung einer geeigneten Trendindikatorfunktion für einen ungünstigen Trend $s_{ug}(\Lambda)$ definieren.

Die bedingte Wahrscheinlichkeit $p(\Lambda | N, B)$ in Gleichung (2.1) wird mithilfe der bedingten Wahrscheinlichkeit $p(N | \Lambda, B)$ nach dem Satz von Bayes berechnet:

$$p(\Lambda | N, B) = \frac{p(N | \Lambda, B)\pi(\Lambda)}{\int p(N | \hat{\Lambda}, B)\pi(\hat{\Lambda}) d\hat{\Lambda}} \quad (2.2)$$

Dabei bezeichnet $\int d\Lambda$ die Integration über alle möglichen wahren zeitabhängigen Ereignisraten und $\pi(\Lambda)$ die a priori-Wahrscheinlichkeit der wahren zeitabhängigen Ereignisrate Λ . Die Größe $\pi(\Lambda)$ drückt die Vorinformation aus, die über Λ existiert, bevor Ereignisse vorliegen. Sie ist unter Einbeziehung der sonstigen Betriebserfahrung sowie von ingenieurtechnischen Überlegungen zu bestimmen.

Da kein a priori-Wissen über ein günstiges oder ungünstiges Verhalten der wahren Ereignisrate in die Analyse eingebracht werden soll, ist sicherzustellen, dass keine Vorinformation über die Existenz eines ungünstigen bzw. günstigen Trends in der Wahl von $\pi(\Lambda)$ und $s(\Lambda)$ enthalten ist. Dazu ist zu fordern, dass eine ansteigende Ereignisrate a priori genauso wahrscheinlich ist wie eine abfallende derselben funktionalen Form.

Beim Treffen einer Modell- bzw. Verteilungsannahme, d. h. einer Wahl von $p(N | \Lambda, B)$, ist zu beachten, dass die einzelnen Schadensereignisse nicht als statistisch unabhängig angesehen werden können. Bei bisherigen Untersuchungen zeigte sich in fast allen untersuchten Fällen eine deutliche Korrelation zwischen den Ereignissen (siehe z. B. /GRS-91/, /GRS-03a/), die sich u. a. einerseits durch Revisionszeiten und andererseits durch fehlgeschlagene Schadensbehebungsversuche erklären lässt. Wird dies in den Verteilungsannahmen nicht berücksichtigt, könnte das Analyseergeb-

nis verfälscht und die Wahrscheinlichkeit eines Trends überschätzt werden. Die theoretisch denkbare Lösung, die statistische Abhängigkeit der Daten zu modellieren, erscheint aufgrund der meist relativ geringen Datenmenge, d. h. kleiner Anzahl von beobachteten Ereignissen, wenig aussichtsreich. Da die statistische Abhängigkeit der Ereignisse nur auf einer kürzeren Zeitskala wesentlich ist, bieten sich zwei Alternativen an: „zeitliches Verschmieren“ der Ereignisse oder das Betrachten auf einer größeren Zeitskala (z. B. 1 Jahr). Das „zeitliche Verschmieren“, bei dem statt eines Ereigniszeitpunktes eine Verteilung von möglichen Zeitpunkten als Eingangsgröße verwendet wird, lässt sich dadurch begründen, dass die meisten Ereigniszeitpunkte Zeitpunkte der Entdeckung eines Fehlers sind. Der eigentliche Fehler ist in einer nicht genau bekannten Zeit zuvor aufgetreten. Wesentlich einfacher ist die Verwendung einer geringen Zeitauflösung von z. B. einem Jahr. Hier wird die Gesamtanzahl der in einem Jahr im Beobachtungskollektiv aufgetretenen Ereignisse als Ausgangsdaten verwendet. Auch in diesem Fall haben die oben diskutierten statistischen Abhängigkeiten keinen wesentlichen Einfluss auf das Ergebnis. Bei Anwendung der „Verschmierung“ oder einer groben Zeitauflösung können extrem kurze Trends nicht mehr erkannt werden. Es ist jedoch fraglich, ob man einen Trend von wenigen Monaten überhaupt als sinnvolles Ergebnis eines Trendanalyseverfahrens ansehen würde. Daher erscheint es zielführend, eine Zeitauflösung von 1 Jahr zu verwenden. Im Weiteren wird zumeist diese Zeitauflösung verwendet, in einigen Fällen, in denen wenige Ereignisse vorliegen, wird eine noch gröbere Auflösung verwendet.

Wird diese zeitliche Auflösung gewählt und weiter angenommen, dass die Anzahl der Ereignisse in verschiedenen Jahren statistisch unabhängig sind, so folgt

$$p(N | \Lambda, B) = \prod_{i=1}^m p(n(i) | \lambda(i), b(i)). \quad (2.3)$$

D. h. die Gesamtwahrscheinlichkeit der Anzahl der Ereignisse in verschiedenen Jahren ergibt sich als Produkt der Einzelwahrscheinlichkeiten, wobei die Anzahl der Ereignisse $n(i)$ im Jahr j nur von der wahren Ereignisrate $\lambda(j)$ und der Beobachtungszeit $b(j)$ im Jahr j abhängig ist für alle $j = 1, \dots, m$.

Deshalb lässt sich Gleichung 2.1 unter den oben genannten Bedingungen schreiben als

$$p_g = \int_0^{\infty} p(n(1) | \lambda(1), b(1)) \int_0^{\infty} p(n(2) | \lambda(2), b(2)) \dots \int_0^{\infty} p(n(m) | \lambda(m), b(m)) \times s_g(\Lambda) d\lambda(1) d\lambda(2) \dots d\lambda(m) \quad (2.4)$$

Analog zu Gleichung (2.1) kann auch die Wahrscheinlichkeit eines **ungünstigen** Trends unter Verwendung einer Trendindikatorfunktion für einen ungünstigen Trend $s_{ug}(\Lambda)$ definiert werden durch $p_{ug} = \int p(\Lambda | N, B) s_{ug}(\Lambda) d\Lambda$.

Während der in diesem Abschnitt 2.1 beschriebene methodische Ansatz im Rahmen des SR 2410 /GRS-04/ entwickelt wurde, wurden die Inhalte der folgenden Kapitel im Rahmen dieses Vorhabens SR 2509 erarbeitet.

2.2 Interpretation der numerischen Ergebniswerte

Im Folgenden wird dargestellt, wie die numerischen Ergebniswerte zu interpretieren sind. Wie im vorigen Kapitel dargestellt, gibt p_g unmittelbar die Wahrscheinlichkeit an, dass ein günstiger Trend den beobachteten Daten zugrundeliegt. Dabei wird vorausgesetzt, dass die gemachten Annahmen (z. B. Verteilungsannahme) zutreffen und ein günstiger Trend durch die verwendete Trendindikatorfunktion $s_g(\Lambda)$ charakterisiert wird. Deshalb kann man, wenn aufgrund des erhaltenen Wertes von p_g darüber entschieden wird, ob von einem günstigen Trend auszugehen ist oder nicht, die Wahrscheinlichkeit einer Fehlentscheidung sofort erkennen: Wird aufgrund des numerischen Wertes von p_g ein günstiger Trend angenommen, so ist diese Entscheidung mit Wahrscheinlichkeit p_g richtig und mit Wahrscheinlichkeit $1 - p_g$ falsch. Analog ist eine Entscheidung auf keinen günstigen Trend mit Wahrscheinlichkeit $1 - p_g$ richtig und mit Wahrscheinlichkeit p_g falsch.

Somit ist z. B. ein Ergebnis von $p_g = 0,7$ als schwacher Hinweis auf einen günstigen Trend zu werten, da mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,3 kein günstiger Trend vorliegt. Demgegenüber kann bei einem Ergebnis von z. B. $p_g = 1 - 10^{-5}$ der günstige Trend praktisch als gesichert angesehen werden: nur mit einer Wahrscheinlichkeit von 10^{-5} liegt in Wahrheit kein günstiger Trend vor.

2.3 Entscheidung über Maßnahmen aufgrund der numerischen Ergebnisse

Soll aufgrund von Trendanalysen über weitere Maßnahmen wie vertiefte Untersuchungen entschieden werden, so lässt sich mit Hilfe der Bayes-Entscheidungstheorie (siehe z. B. /BER-80/) bestimmen, für welche Ergebniswerte p_g bzw. p_{ug} welche Maßnahmen sinnvoll sind.

Wie dazu prinzipiell vorzugehen ist, wird im Folgenden anhand einer Untersuchung auf einen ungünstigen Trend dargestellt, die als numerisches Ergebnis p_{ug} ergeben hat:

- Der bei den beiden möglichen Fehlklassifikationen (Nichterkennen eines existierenden Trends und fälschliches Erkennen eines Trends) zu erwartende Schaden wird jeweils in Form eines Geldwertes oder in anderer Weise quantitativ bestimmt, z. B. als Kosten, die durch eine zusätzliche technische Überprüfung entstehen, wenn tatsächlich kein ungünstiger Trend vorliegt, bzw. als Schaden, der entsteht, wenn ein vorhandener ungünstiger Trend nicht erkannt wird, so dass z. B. später aufwändigere Instandsetzungsarbeiten wegen fortgeschrittener Schädigungen nötig werden, die Anlagenverfügbarkeit eingeschränkt wird oder die Sicherheit negativ beeinflusst wird.
- Abhängig vom numerischen Ergebnis des Trenderkennungsverfahrens wird diejenige Entscheidung getroffen, bei der der zu erwartende Schaden geringer ist. Wenn der zu erwartende Schaden beim Nichterkennen eines ungünstigen Trends l_1 und der zu erwartende Schaden beim fälschlichen Erkennen auf einen ungünstigen Trend l_2 ist, so ist der zu erwartende Schaden, wenn von einem ungünstigen Trend ausgegangen wird und die entsprechenden Maßnahmen ergriffen werden $(1 - p_{ug}) \cdot l_2$, da mit Wahrscheinlichkeit $(1 - p_{ug})$ kein ungünstiger Trend vorliegt. Wenn dagegen von keinem ungünstigen Trend ausgegangen wird, so ist der zu erwartende Schaden $p_{ug} \cdot l_1$. Somit ist der zu erwartende Schaden, wenn von einem ungünstigen Trend ausgegangen wird, genau dann geringer, wenn $(1 - p_{ug}) \cdot l_2 < p_{ug} \cdot l_1$ gilt. Daraus folgt, dass bei

$$p_{ug} > p_{ug}^* = \frac{l_2}{l_1 + l_2} \quad (2.5)$$

von einem ungünstigen Trend auszugehen und die entsprechenden Maßnahmen zu ergreifen sind. Sind z. B. die zu erwartenden Schäden beim Nichterkennen ei-

nes vorhandenen ungünstigen Trends und bei dem fälschlichen Erkennen eines ungünstigen Trends gleich ($l_1 = l_2$), so folgt $p_{ug}^* = 1/2$. Ist der zu erwartende Schaden beim fälschlichen Erkennen eines ungünstigen Trends doppelt so groß wie derjenige beim Nichterkennen eines vorhandenen ungünstigen Trends ($l_2 = 2 \cdot l_1$) so ist $p_{ug}^* = 2/3$.

Stehen verschiedene Handlungsmöglichkeiten zur Verfügung, z. B. verschieden aufwändige Untersuchungsmaßnahmen, so lässt sich analog oben dargestellter Überlegungen bestimmen, ab welchen Werten von p_{ug} die entsprechenden Maßnahmen ergriffen werden sollen.

Entsprechende Überlegungen gelten selbstverständlich auch für p_g .

Wie oben bereits erwähnt, sind je nach Fragestellung und a priori-Annahmen verschiedene Definitionen eines günstigen Trends und somit verschiedene Trendindikatorfunktionen $s_g(\Lambda)$ möglich und sinnvoll. Dies wird in den folgenden Abschnitten ausführlicher dargestellt. Für verschiedenen Trenddefinitionen ergeben sich im Allgemeinen verschiedene Ergebniswerte für p_{ug} bzw. p_g . Untersuchungen, welche Trendindikatorfunktionen unter verschiedenen Bedingungen zur Entscheidungsfindung über mögliche Maßnahmen gut geeignet sind und wie die zu erwartenden Schäden für die verschiedenen Handlungsalternativen sinnvoll bestimmt werden können und somit ein optimales p_{ug}^* festgelegt werden kann, führt über den Rahmen dieses Vorhabens hinaus. Einige Überlegungen zu zukünftigen Fragestellungen zu diesem Thema sind jedoch in Abschnitt 4.3.1 dargestellt.

2.4 Statistische Eigenschaften verschiedener Indikatoren aus der Betriebs- erfahrung

Die für Kernkraftwerke vorgeschlagenen oder bereits angewandten Indikatoren unterscheiden sich wesentlich in ihren statistischen Eigenschaften (siehe z. B. /IAE-00/ und Anhang 1 von /STU-04/):

1. Indikatoren vom Typ „Ereignisse bezogen auf Zeiten“ sind z. B. die Anzahl von Transienten in jedem betrachteten Jahr (bzw. die Zeitpunkte der Transienten) zusammen mit der jeweiligen Leistungsbetriebsdauer. Allgemein sind Indikatoren dieses Typs Ereigniszeitpunkte bzw. Anzahl der Ereignisse in vorgegebenen Zeitintervallen und die dazugehörigen Bezugszeiten, in der Ereignisse des betrachte-

ten Typs auftreten können (z. B. bei Ereignissen, die nur während des Leistungsbetriebs auftreten können, die Leistungsbetriebsdauer der betrachteten Kraftwerke).

2. Indikatoren vom Typ „Ereignisse bezogen auf Gesamtzahlen“ sind z. B. fehlgeschlagene Instandsetzungsversuche oder nicht korrekt ausgeführte Freischaltungen, bezogen auf die Gesamtzahl der Instandsetzungsvorgänge bzw. der geplanten Freischaltungen. Allgemein sind Indikatoren dieses Typs eine Anzahl von Ereignissen oder Vorgängen, die ein bestimmtes Merkmal haben (z. B. fehlgeschlagen sind oder nicht korrekt ausgeführt worden), bezogen auf die Gesamtzahl der jeweiligen Ereignisse oder Vorgänge, die dieses Merkmal haben könnten.
3. Andere Indikatoren sind kontinuierliche oder quasi-kontinuierliche Größen, z. B. die mittlere Strahlenbelastung des Personals oder die Jahresverfügbarkeit der Anlage. Diese Größen können beschränkt oder unbeschränkt sein.

Da das Auftreten der Ereignisse zufällig ist und einem stochastischen Prozess unterliegt, müssen bei der Entwicklung von Trendanalyseverfahren die stochastischen Eigenschaften der Daten durch geeignete Verteilungsannahmen berücksichtigt werden. Bei den unter 3. genannten Indikatoren ist es nicht möglich, eine Verteilungsannahme zu finden, die für alle Indikatoren dieses Typs geeignet ist. Vielmehr muss für jeden einzelnen eine geeignete Verteilung bestimmt werden. Deshalb erfolgt in diesem Vorhaben auftragsgemäß keine Betrachtung von Indikatoren dieses Typs. Wenn eine geeignete Verteilungsannahme zur Verfügung steht, können die hier entwickelten Verfahren jedoch so abgewandelt werden, dass sie auf diese Indikatoren anwendbar sind.

Für Indikatoren vom Typ 1 ergibt sich unter der oben geschilderten Annahme, dass die einzelnen Ereignisse statistisch voneinander unabhängig sind, eine Poissonverteilung als Verteilung der Zahl der in einem Zeitabschnitt aufgetretenen Ereignisse. Die Anzahl der in einem Zeitabschnitt, z. B. einem Jahr, aufgetretenen Ereignisse n genügt dann der Verteilung $p(n) = \frac{(b\lambda)^n}{n!} \exp(-b\lambda)$, wobei b die Länge des Zeitraumes und λ die wahre Ereignisrate bezeichnet.

Für Indikatoren vom Typ 2 ergibt sich aus der Annahme der statistischen Unabhängigkeit, dass Ereignisse unabhängig voneinander mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit μ ein gewisses Merkmal haben. Zum Beispiel kann μ die Wahrscheinlichkeit sein, dass ein Instandsetzungsversuch fehlschlägt. Werden b Instandsetzungsversuche in einem bestimmten Zeitraum durchgeführt, so ist die Wahrscheinlichkeit, dass davon n

fehlschlagen, dann durch eine Binomialverteilung $p(n) = \binom{b}{n} \mu^n (1-\mu)^{b-n}$ geben.

Beide genannten Verteilungen haben die Eigenschaft, dass die Ereignisse bei gegebenen Verteilungsparametern statistisch unabhängig sind. Diese Verteilungsannahme ist in Fällen verletzt, wenn ein Ereignis das Auftreten von weiteren Ereignissen erschwert oder begünstigt, z. B. wenn ein Fehler Folgefehler erzeugt und diese in den Daten mit berücksichtigt werden. Die Annahme einer vollständigen statistischen Unabhängigkeit kann in der Praxis stets nur näherungsweise erfüllt sein, da sich stets mögliche Beeinflussungsmöglichkeiten finden lassen. Diese Beeinflussungsmöglichkeiten lassen sich jedoch in den meisten Fällen nicht geeignet modellieren und quantifizieren, so dass die oben genannten Verteilungen die für die praktische Anwendung am besten geeignete Verteilungsannahmen darstellen. Ist bei den Daten die Annahme der statistischen Unabhängigkeit sehr stark verletzt, so kann die Aussagekraft der numerischen Resultate der Trendanalyseverfahren eingeschränkt sein. Dies ist vorstellbar, wenn Folgefehler in den Daten enthalten sind und die Wahrscheinlichkeit, dass ein Fehler Folgefehler verursacht, groß ist. Eine Untersuchung der Empfindlichkeit der Trendanalyseverfahren bezüglich der Verletzung der Annahme der statistischen Unabhängigkeit ist in Abschnitt 2.9.7 dargestellt.

2.5 Zwei verschiedene Grundansätze

Wie bereits oben erwähnt, sind zur Anwendung des oben dargestellten methodischen Ansatzes eine konkrete Wahl für die Trendindikatorfunktion $s_g(\Lambda)$ sowie eine a priori-Annahme $\pi(\Lambda)$ über den Verlauf der wahren Ereignisrate festzulegen. Hierbei sind zwei verschiedene Grundansätze in Form eines informativen oder eines nichtinformativen a prioris möglich, die beide verschiedene Vor- und Nachteile aufweisen:

Bei Anwendung eines informativen a prioris ist es möglich, vorhandenes a priori-Wissen über typische Verläufe der wahren Ereignisrate einzubeziehen. Aus der Betriebserfahrung ist z. B. bekannt, dass große Änderungen der wahren Ereignisrate zwischen aufeinander folgenden Jahren im Allgemeinen wesentlich seltener auftreten als kleine oder keine Änderungen. Zur geeigneten Wahl eines informativen a prioris ist eine Auswertung der Betriebserfahrung unter Einbeziehung von Expertenschätzungen nötig, die in diesem Vorhaben nicht vorgesehen ist. Deshalb wurde dieser Ansatz in Abschnitt 2.7 methodisch ausgearbeitet, eine Anwendung auf Daten erfolgte jedoch nicht.

Bei einem informativen a priori, bei dem die wahren Ereignisraten in den einzelnen Jahren statistisch abhängig sind, ist auch eine besonders intuitive Wahl der Trendindikatorfunktion möglich. Hier kann die Trendindikatorfunktion so definiert werden, dass sie einen günstigen Trend anzeigt, wenn die wahre Ereignisrate am Ende der Beobachtungszeit kleiner ist als am Anfang. Das heißt, wenn $\lambda(t_{ENDE}) > \lambda(t_{ANFANG})$ gilt, so ist $s_g(\Lambda) = 0$, andernfalls $s_g(\Lambda) = 1$.

Bei der Wahl eines nichtinformativen a prioris ist diese Wahl der Trendindikatorfunktion nicht möglich, da die Wahl eines nichtinformativen a prioris impliziert, dass der a priori faktorisiert, d. h. dass die wahren Ereignisraten für verschiedene Jahre a priori statistisch unabhängig sind. In diesem Fall wäre bei der oben genannten Wahl von $s_g(\Lambda)$ das Ergebnis nur von den Ereignissen und der Beobachtungszeit des ersten und des letzten betrachteten Jahres abhängig. Alle anderen Ereignisse hätten keinerlei Einfluss auf das Ergebnis. Dies ist (außer im Spezialfall, dass nur 2 aufeinander folgende Jahre betrachtet werden) nicht sinnvoll. Daher muss eine Trendindikatorfunktion $s(\Lambda)$ verwendet werden, die einen Trend anhand des gesamten Verlaufes der wahren Ereignisrate Λ quantifiziert. Solche Trendindikatorfunktionen und die auf ihnen beruhenden Trendanalyseverfahren werden im folgenden Kapitel beschrieben.

Die Vorteile eines nichtinformativen a prioris sind, dass keine Auswertung der Betriebserfahrung zur Ermittlung geeigneter a prioris nötig ist und dass besonders effiziente numerische Verfahren angewendet werden können, wie in Kapitel 2.6.9 dargestellt wird.

2.6 Trendanalyseverfahren mit nichtinformativem a priori

In diesem Abschnitt werden die entwickelten Trendanalyseverfahren mit nichtinformativem a priori vorgestellt. Die verwendeten Trendindikatorfunktionen basieren auf der Teststatistik des Trendtests nach Mann (siehe z. B. /HAR-91/).

Wenn ein nichtinformativer a priori verwendet wird, so sind die wahren Ereignisraten in den verschiedenen Jahren a priori statistisch unabhängig und unterliegen derselben Wahrscheinlichkeitsverteilung. Es gilt:

$$\pi(\Lambda) = \prod_{i=1}^m \pi(\lambda(i)) \tag{2.6}$$

Aus dieser Gleichung folgt zusammen mit Gleichung (2.3), dass für das a posteriori der wahren Ereignisrate gilt, wenn das nichtinformativen a priori $\pi(\lambda(i)) = 1/\sqrt{\lambda(i)}$ gewählt wird:

$$p(\Lambda | N, B) = \prod_{i=1}^m p(\lambda(i) | n(i), b(i)) \quad (2.7)$$

mit

$$p(\lambda(i) | n(i), b(i)) = \frac{p(n(i) | \lambda(i), b(i)) (\lambda(i))^{-1/2}}{\int_0^{\infty} p(n(i) | \hat{\lambda}, b(i)) \hat{\lambda}^{-1/2} d\hat{\lambda}} \quad (2.8)$$

Dies bedeutet, dass die wahre Ereignisrate im Jahr i nur von der Anzahl der Ereignisse n_i in diesem Jahr und der Beobachtungszeit b_i in diesem Jahr abhängt.

Unter der Annahme einer Poissonverteilung („Ereignisse bezogen auf Zeiten“) folgt für die a posteriori-Verteilung von $\lambda(i)$:

$$p(\lambda(i) | n(i), b(i)) = \frac{b(i)^{n(i)+1/2}}{\Gamma(n(i) + 1/2)} \cdot \lambda(i)^{n(i)-1/2} \exp(-\lambda(i)b(i)) \quad (2.9)$$

Somit genügt $p(\lambda(i) | n(i), b(i))$ einer Gammaverteilung mit Parametern $n(i) + 1/2$ und $b(i)$.

Unter der Annahme einer Binomialverteilung („Ereignisse bezogen auf Gesamtzahlen“) ergibt sich bei Verwendung des nichtinformativen a prioris der wahren Ausfallwahrscheinlichkeiten $\pi(\mu(i)) = 1/\sqrt{\mu(i)(1-\mu(i))}$ die a posteriori-Verteilung als:

$$p(\mu(i) | n(i), b(i)) = \frac{\Gamma(b(i)+1)}{\Gamma(n(i)+1/2) \cdot \Gamma(b(i)-n(i)+1/2)} \mu(i)^{n(i)-1/2} (1-\mu(i))^{b(i)-n(i)-1/2} \quad (2.10)$$

Das heißt, $p(\mu(i) | n(i), b(i))$ genügt einer Betaverteilung mit Parametern $n(i) + 1/2$ und $b(i) - n(i) + 1/2$.

2.6.1 Mann-Teststatistik

Die Mann-Teststatistik ist die Teststatistik des klassischen Trendtestes nach Mann /KOT-85/, /HAR-91/. Während der Trendtest nach Mann für die vorliegenden Fragestellungen ungeeignet ist (siehe folgender Abschnitt 2.6.2), können Trendindikatorfunktionen, die auf der Mann-Teststatistik beruhen, für die hier untersuchten Bayes'schen Trendanalyseverfahren mit nichtinformativem a priori angewendet werden.

Die Mann-Teststatistik T_{Mann} einer Zeitreihe Λ ist gegeben durch:

$$T_{Mann}(\Lambda) = \sum_{i=1}^m \sum_{j=i+1}^m \operatorname{sgn}(\lambda(j) - \lambda(i)) \quad \text{wobei} \quad \operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} 1 & x > 0 \\ 0 & \text{falls } x = 0 \\ -1 & x < 0 \end{cases} \quad (2.11)$$

Dies kann wie folgt interpretiert werden: Für alle Paare von Jahren wird betrachtet, ob die wahre Ereignisrate zum zweiten Zeitpunkt höher, niedriger oder gleich ist als zum ersten: Ist sie höher, erhöht sich T_{Mann} um 1, ist sie niedriger, wird 1 von T_{Mann} abgezogen und ist sie gleich, bleibt T_{Mann} unverändert. T_{Mann} zählt also die Erhöhungen und Verringerungen zwischen allen Paaren von Zeitpunkten bzw. Jahren, wobei die Erhöhungen mit +1 und die Verringerungen mit -1 gezählt werden. T_{Mann} kann Werte zwischen $(m^2 - m)/2$ und $-(m^2 - m)/2$ annehmen, wenn die Länge der Zeitreihe m ist.

Es wurden aufbauend auf der Mann-Teststatistik verschiedene Trendindikatorfunktionen entwickelt, die jeweils verschiedene Eigenschaften haben. Sie sind in den folgenden Kapiteln 2.6.3 ff. dargestellt. Zunächst wird jedoch der klassische Trendtest nach Mann diskutiert.

2.6.2 Trendtest nach Mann

Der Mann-Test ist ein klassischer statistischer Hypothesen-Test (siehe /KOT-85/, Vol. 5, S. 207 f. und /HAR-91/, S. 249). Mit ihm wird getestet, ob eine Nullhypothese (z. B. konstante wahre Ereignisrate) signifikant verletzt wird. Als Teststatistik wird die Mann-Teststatistik T_{Mann} (siehe Gleichung (2.11)) verwendet. Es wird die Nullhypothese „kein Trend“ gegen die Alternativhypothese „ansteigender Trend“ getestet. Unter der Nullhypothese kann die Verteilung der Teststatistik unter sehr allgemeinen Bedingungen bestimmt werden. Auf diese Weise können kritische Werte $K_{Mann}(\alpha, m)$ der Teststatis-

tik für verschiedene Signifikanzniveaus α und Längen der Zeitreihe (Anzahl der beobachteten Jahre) m berechnet werden. Überschreitet die Teststatistik den kritischen Wert, so kann die Nullhypothese mit der vorgegebenen Signifikanz α zurückgewiesen werden. Einen Test auf fallenden Trend erhält man, indem man $-T_{Mann}$ als Teststatistik verwendet. Es ist jedoch zu beachten, dass meist sowohl ansteigende als auch abfallende Trends auftreten können. Bei der Berechnung der kritischen Werte $K_{Mann}(\alpha, m)$ wird jedoch „kein Trend“ als Nullhypothese verwendet. Deshalb sind in Fällen, wo sowohl ansteigende als auch abfallende Trends auftreten können, die kritischen Werte $K_{Mann}(\alpha, m)$ konservativ, d. h. die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers erster Art (Erkennung eines ansteigenden Trends, obwohl kein Trend oder ein abfallender Trend vorliegt) kann deutlich geringer als α sein. Dies ist nicht erwünscht, da bei zu großen kritischen Werten auch vorhandene Trends nicht erkannt werden, die andernfalls erkannt werden könnten.

Die kritischen Werte $K_{Mann}(\alpha, m)$ werden Tabellenwerken entnommen bzw. können approximativ berechnet werden /HAR-91/.

Eine unmittelbare Anwendung des Trendtestes nach Mann auf die beobachteten Ereigniszahlen ist aus folgenden Gründen nicht zweckmäßig:

1. Die Ergebnisse des Mann-Testes ändern sich nicht, wenn die Zeitreihe mit einem Faktor multipliziert wird. Dies würde hier heißen, dass Trendaussagen für Indikatoren mit folgendem Zeitverhalten identisch sind: (Jahr 1: 0 Ereignisse, Jahr 2: 1 Ereignis, Jahr 3: 2 Ereignisse) und (Jahr 1: 0 Ereignisse, Jahr 2: 100 Ereignisse, Jahr 3: 200 Ereignisse). Dies ist offensichtlich für die hier vorliegende Problemstellung nicht sinnvoll. Aufgrund der bekannten statistischen Eigenschaften des Auftretens von Ereignissen enthält die erste Zeitreihe zwar schwache Anhaltspunkte für einen ungünstigen Trend; jedoch ist es aufgrund der stochastischen Natur auch gut möglich, dass ein solches Verhalten bei einem zugrunde liegenden günstigen Trend zufällig zustande kommt. Demgegenüber ist ein zufälliges Zustandekommen der zweiten Zeitreihe extrem unwahrscheinlich. Hier kann mit sehr großer Sicherheit von einem ungünstigen Trend ausgegangen werden.
2. Die Anwendung des Trendtestes nach Mann auf kurze Zeitreihen liefert nur ungenaue Ergebnisse. Dies liegt darin begründet, dass T_{Mann} nur $(m^2 - m) + 1$ verschiedene Werte annehmen kann, wenn die Länge der Zeitreihe m ist. Für die kritischen Werte für z. B. einen steigenden Trend sind nur $(m^2 - m) / 2 + 1$ verschie-

dene Werte möglich. Dies führt u. a. dazu, dass bei Zeitreihen der Länge 2 die Nullhypothese „kein Trend“ für alle Signifikanzen $\alpha < 50\%$ nie abgelehnt werden kann, d. h. ein Trend kann nie erkannt werden. In Tabellenwerken sind die kritischen Werte $K_{Mann}(\alpha, m)$ erst für $m \geq 4$ tabelliert. Für $m = 4$ sind die kritischen Werte für alle $99,5\% \geq \alpha \geq 95\%$ identisch, d. h. selbst wenn man eine Signifikanz von 5% wählt, liefert der Test eine Signifikanz von 0,5%. Dies ist ungünstig, da bei zu groß gewählten kritischen Werten auch vorhandene Trends nicht erkannt werden, die andernfalls erkannt werden könnten.

3. Ein klassischer Test wie der Trendtest nach Mann ist prinzipiell für die Trenderkennung schlecht geeignet. Man ist bei der Trenderkennung nicht primär an der Vermeidung von Fehlern erster Art (Erkennung eines ungünstigen Trends, wenn keiner vorliegt) sondern an den Fehlern zweiter Art (Nichtererkennung eines ungünstigen Trends) interessiert. Über Fehler zweiter Art können bei diesem Test keine Aussagen gemacht werden.

Insbesondere Grund 1 schließt die direkte Verwendung des Trendtests nach Mann für das vorliegende Problem aus. Deshalb wurde das oben beschriebene Bayes'sche Verfahren zur Trenderkennung entwickelt. Es weist keine der oben genannten drei Probleme auf.

Im Folgenden sind die verschiedenen entwickelten Trendindikatorfunktionen dargestellt, die mit einem nichtinformativen a priori der wahren Ereignisrate verwendet werden können. Die Nummern der einzelnen Trendindikatorfunktionen haben sich während der Entwicklung und der rechentechnischen Implementation ergeben. Um die Nachvollziehbarkeit der Ergebnisse und die Konsistenz der Dokumentation zu gewährleisten, wurden sie beibehalten, obwohl sie von der hier gewählten Darstellungsreihenfolge abweichen.

2.6.3 Trendindikatorfunktion 1

Diese Trendindikatorfunktion basiert auf der Mann-Teststatistik. In Analogie zum oben beschriebenen Trendtests nach Mann wird folgende Trendindikatorfunktion für ungünstigen (steigenden) Trend definiert:

$$s_{ug}(\Lambda) := \begin{cases} 1 & \text{falls } T_{Mann}(\Lambda) > K_{Mann}(\alpha, m) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.12)$$

Analog wird beim Test auf günstigen (fallenden) Trend die Trendindikatorfunktion definiert durch:

$$s_g(\Lambda) := \begin{cases} 1 & \text{falls } T_{Mann}(\Lambda) < -K_{Mann}(\alpha, m) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.13)$$

Es ist zu betonen, dass in diesem Kontext α nicht die Interpretation eines Signifikanzniveaus hat, da, wie in Abschnitt 2.1 dargestellt, der Verlauf der wahren Ereignisrate keine Zufallsgröße ist, sondern eine aufgrund der endlichen Beobachtungsmenge nur ungenau bekannte Größe ist. Vielmehr quantifiziert hier α die notwendige Deutlichkeit eines Trends, bevor er als günstig bzw. ungünstig anzusehen ist.

Der Parameter α muss geeignet gewählt werden. Es ist unklar, nach welchen Kriterien ein geeignetes α festgelegt werden könnte.

Für diese Trendindikatorfunktion ist wie beim Trendtests nach Mann eine Anwendung auf kurze Zeitreihen aufgrund der in Punkt 2 in Abschnitt 2.6.2 genannten Eigenschaften von $K_{Mann}(\alpha, m)$ nicht sinnvoll möglich.

Trendindikatorfunktionen, die diese Probleme nicht aufweisen, sind im Folgenden dargestellt.

2.6.4 Trendindikatorfunktion 3

Diese Trendindikatorfunktion ist beim Test auf günstigen (fallenden) Trend definiert durch:

$$s_g(\Lambda) := \begin{cases} 1 & \text{falls } T_{Mann}(\Lambda) < 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.14)$$

Beim Test auf ungünstigen (steigenden) Trend ist sie definiert durch:

$$s_{ug}(\Lambda) := \begin{cases} 1 & \text{falls } T_{Mann}(\Lambda) > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.15)$$

Der Unterschied zur Trendindikatorfunktion 1 besteht darin, dass die Trendindikatorfunktion nicht nur bei einem **deutlichen** Trend, sondern bei **jedem** günstigen Trend bzw. ungünstigen Trend, der durch $T_{Mann}(\Lambda) < 0$ bzw. $T_{Mann}(\Lambda) > 0$ gekennzeichnet ist, den Wert 1 annimmt. Somit werden nicht nur deutliche, sondern auch schwache Trends erkannt. Entsprechend gibt das numerische Ergebnis p_g die Wahrscheinlichkeit eines günstigen Trends, der auch beliebig schwach sein kann, an und p_{ug} die Wahrscheinlichkeit eines entsprechenden ungünstigen Trends an.

Hier tritt auch das oben erwähnte Problem der Nichtanwendbarkeit auf kurze Zeitreihen nicht auf. Selbst bei einer Länge der Zeitreihe $m = 2$ reichen die möglichen Werte $(-1, 0, 1)$ für $T_{Mann}(\Lambda)$ aus, um einen abfallenden Trend, keinen Trend bzw. einen ansteigenden Trend anzuzeigen. Der Wert -1 wird angenommen, wenn die wahre Ereignisrate im zweiten Zeitabschnitt kleiner ist als im ersten, d. h. $\lambda(2) < \lambda(1)$ ist, der Wert 0 , wenn die wahre Ereignisrate im beiden Zeitabschnitten gleich ist ($\lambda(2) = \lambda(1)$), der Wert 1 wird angenommen, wenn die wahre Ereignisrate im zweiten Zeitabschnitt größer ist als im ersten, d. h. $\lambda(2) > \lambda(1)$. Damit entspricht die oben definierte Trendindikatorfunktion hier genau der intuitiven Definition eines ungünstigen Trends als Ansteigen der wahren Ereignisrate und eines günstigen Trends als Abfallen der wahren Ereignisrate.

Diese Trendindikatorfunktion weist jedoch eine ungünstige Eigenschaft auf, die darin begründet liegt, dass die Mann-Teststatistik nur ganzzahlige Werte annimmt:

Wenn $T_{Mann}(\Lambda) = 0$ ist, so sind sowohl $s_g(\Lambda)$ als auch $s_{ug}(\Lambda) = 0$. Wenn die Zeitreihe stochastischen Einflüssen unterliegt bzw. nur ungenau bekannt ist, was für das vorliegende Anwendungsgebiet stets der Fall ist, tritt $T_{Mann}(\Lambda) = 0$ für bestimmte Längen der Zeitreihe (z. B. 2 oder 3) nur mit Wahrscheinlichkeit 0 auf. Für die anderen Längen wird $T_{Mann}(\Lambda) = 0$ mit wachsender Länge immer unwahrscheinlicher.

Da, wenn $T_{Mann}(\Lambda) = 0$ ist, sowohl $s_g(\Lambda)$ als auch $s_{ug}(\Lambda) = 0$ sind, ergibt sich ähnlich wie bei oben dargestellter Trendindikatorfunktion eine gewisse Anforderung an die Trendstärke, die jedoch stark von der Länge der Zeitreihe abhängig ist. Deshalb ist auch $1 - p_g - p_{ug}$ keine sinnvolles Maß für die Wahrscheinlichkeit, dass kein Trend existiert.

Im folgenden Abschnitt wird eine Trendindikatorfunktion vorgestellt, der diese ungünstige Eigenschaft nicht aufweist.

2.6.5 Trendindikatorfunktion 4

Diese Trendindikatorfunktion stellt eine Erweiterung der Trendindikatorfunktion 3 dar. Sie ist wie folgt definiert:

$$s_g(\Lambda) := \begin{cases} 1 & T_{Mann}(\Lambda) < 0 \\ 0,5 & \text{falls } T_{Mann}(\Lambda) = 0 \\ 0 & T_{Mann}(\Lambda) > 0 \end{cases} \quad (2.16)$$

$$s_{ug}(\Lambda) := \begin{cases} 1 & T_{Mann}(\Lambda) > 0 \\ 0,5 & \text{falls } T_{Mann}(\Lambda) = 0 \\ 0 & T_{Mann}(\Lambda) < 0 \end{cases} \quad (2.17)$$

Bei dieser Trendindikatorfunktion wird der Fall $T_{Mann}(\Lambda) = 0$ so interpretiert, dass gleich starke bzw. schwache Hinweise auf einen günstigen Trend wie auf einen ungünstigen Trend vorliegen. Da somit ein günstiger wie ein ungünstiger Trend gleich wahrscheinlich sind, gilt $s_g(\Lambda) = s_{ug}(\Lambda) = 0,5$ im Fall $T_{Mann}(\Lambda) = 0$. Hieraus folgt, dass stets $p_g + p_{ug} = 1$ gilt. Dies ist eine sinnvolle Eigenschaft, da für Zeitreihen, die stochastischen Einflüssen unterliegen, mit Wahrscheinlichkeit 1 ein womöglich beliebig schwacher Trend in die eine oder andere Richtung auftritt. Nur bei Definition einer Mindesttrendstärke (wie sie bei Trendindikatorfunktion 1 durch Angabe eines Wertes für α geschieht) wäre eine endliche Wahrscheinlichkeit, dass weder ein günstiger noch ein ungünstiger Trend vorliegt, d. h. $p_g + p_{ug} < 1$, sinnvoll.

2.6.6 Trendindikatorfunktion 2

Diese Trendindikatorfunktion ist eine Variante der in 2.6.5 beschriebenen Trendindikatorfunktion, bei der das Verhalten abhängig vom zeitlichen Abstand zur Gegenwart verschieden stark gewichtet wird, d. h. das weit in der Vergangenheit liegende Verhalten wird schwächer gewichtet als dasjenige in der unmittelbaren Vergangenheit. Dazu wird eine Variante der Mann-Teststatistik definiert:

$$T_W(\Lambda) = \sum_i \sum_{j>i} w_{i,j} \operatorname{sgn}(\lambda(j) - \lambda(i)) \quad (2.18)$$

mit den Gewichten $w_{i,j} = \frac{i}{m} \cdot \frac{j}{m}$.

Das größte Gewicht ergibt sich, wenn das letzte mit dem vorletzten Jahr der Zeitreihe in die Differenz eingehen. Der Wert des Gewichts beträgt dann $(m-1)/m$. Das kleinste Gewicht ergibt sich, wenn die beiden ersten Jahre der Zeitreihe in die Differenz eingehen. Der Wert des Gewichts beträgt dann $2/m^2$.

Analog zu oben ist die Trendindikatorfunktion wie folgt definiert:

$$s_g(\Lambda) := \begin{cases} 1 & T_w(\Lambda) < 0 \\ 0,5 & \text{falls } T_w(\Lambda) = 0 \\ 0 & T_w(\Lambda) > 0 \end{cases} \quad (2.19)$$

$$s_{ug}(\Lambda) := \begin{cases} 1 & T_w(\Lambda) > 0 \\ 0,5 & \text{falls } T_w(\Lambda) = 0 \\ 0 & T_w(\Lambda) < 0 \end{cases} \quad (2.20)$$

2.6.7 Trendindikatorfunktion 5

Grundlage dieser Trendindikatorfunktion ist die Definition eines günstigen Trends als streng monoton abfallende Ereignisrate und eines ungünstigen Trends als streng monoton ansteigende Ereignisrate:

$$s_g(\Lambda) := \begin{cases} 1 & \text{falls } \lambda(1) > \lambda(2) > \dots > \lambda(m) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.21)$$

D. h. ein günstiger Trend ist dadurch gekennzeichnet, dass die wahre Ereignisrate in jedem Jahr kleiner ist als im Vorjahr.

Beim Test auf ungünstigen (steigenden) Trend ist die Trendindikatorfunktion entsprechend definiert durch:

$$s_{ug}(\Lambda) := \begin{cases} 1 & \text{falls } \lambda(1) < \lambda(2) < \dots < \lambda(m) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.22)$$

Dies stellt die strengste Definition eines Trends da. Alle oben dargestellten Definitionen sind schwächer, d. h. wenn die wahre Ereignisrate die hier genannte Bedingung erfüllt, erfüllt sie auch notwendigerweise die oben genannten². Dies kann man leicht erkennen: Wenn und nur wenn die wahre Ereignisrate streng monoton wächst, d. h. wenn $\lambda(1) < \lambda(2) < \dots < \lambda(m)$ gilt, so nimmt $T_{Mann}(\Lambda)$ seinen maximal möglichen Wert $(m^2 - m)/2$ an. Analog nimmt $T_{Mann}(\Lambda)$ bei $\lambda(1) > \lambda(2) > \dots > \lambda(m)$ seinen minimal möglichen Wert $-(m^2 - m)/2$ an. Deshalb lässt sich die Trendindikatorfunktion auch wie folgt schreiben:

$$s_g(\Lambda) := \begin{cases} 1 & \text{falls } T_{Mann}(\Lambda) = -\frac{(m^2 - m)}{2} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.23)$$

$$s_{ug}(\Lambda) := \begin{cases} 1 & \text{falls } T_{Mann}(\Lambda) = \frac{(m^2 - m)}{2} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.24)$$

Im Gegensatz dazu werden an $T_{Mann}(\Lambda)$ bei den anderen Trendindikatorfunktionen nur schwächere Anforderungen zur Erkennung eines Trends gestellt.

Daraus folgt, dass diese Trendindikatorfunktion im Allgemeinen zur Trenderkennung wenig geeignet ist. Jedoch kann sie zur Überprüfung dienen, ob Verbesserungsmaßnahmen erfolgreich sind. Ergibt sich für $p_g(\Lambda)$ ein hoher Wert, so ist gezeigt, dass sich mit hoher Sicherheit die wahre Ereignisrate im Betrachtungszeitraum **ständig** verringert hat.

Eine ungünstige Eigenschaft dieser Trendindikatorfunktion ist, dass bei den in der Praxis vorkommenden relativ großen Breiten der a posteriori-Verteilungen der wahren Ereignisraten mit zunehmender Länge der Zeitreihe die Werte für $p_g(\Lambda)$ immer kleiner werden (siehe Gleichung (2.4)). Diese Eigenschaft lässt sich auch dadurch verstehen, dass eine ständige Verringerung der wahren Ereignisrate über einen längeren Zeitraum eine strengere Anforderung ist als die ständige Verringerung über einen kürzeren

² Dies gilt im Fall eines Trendindikators 1 nur für sinnvoll gewählte α . Wird α beim Trendindikator 1 so klein gewählt, dass nie ein entsprechender Trend erkannt werden kann, gilt es natürlich nicht.

Zeitraum. Deshalb sind die Ergebnisse für Zeitreihen sehr unterschiedlicher Länge kaum vergleichbar.

2.6.8 Überblick über die Eigenschaften der verschiedenen Trendindikatorfunktionen

Im Folgenden sind zum besseren Überblick die Eigenschaften der Trendindikatorfunktionen zusammenfassend tabellarisch dargestellt.

Tab. 2.1 Überblick über die Eigenschaften der verschiedenen Trendindikatorfunktionen

Nr.	Anforderungen an den Trend im Zeitverlauf von Λ	Besonderheiten	Probleme
1	Deutlich überwiegendes Ansteigen, Deutlichkeit quantifiziert durch ein $\alpha \in [0,1]$		α hat keine Interpretation einer Signifikanz oder Wahrscheinlichkeit; keine Kriterien zur Wahl von α vorhanden. Für kurze Zeitreihen mit weniger als 4 Jahren nicht geeignet.
2	Überwiegendes Ansteigen	höhere Gewichtung der kurz zurückliegenden Zeitabschnitte	
3	Überwiegendes Ansteigen		Bei relativ kurzen Zeitreihen von der Länge der Zeitreihe abhängige implizite Mindestdeutlichkeit des überwiegenden Ansteigens; deshalb auch Zeitreihen verschiedener Längen nur eingeschränkt vergleichbar.
4	Überwiegendes Ansteigen		
5	Streng monotonen Ansteigen		Trendwahrscheinlichkeiten werden bei langen Zeitreihen sehr klein; Zeitreihen verschiedener Längen kaum vergleichbar.

Aufgrund seiner Eigenschaften ist Trendindikatorfunktion 4 für die Trenderkennung am besten geeignet. Trendindikatorfunktion 5 ist nicht für die Trenderkennung geeignet,

jedoch kann sie zur Beurteilung, ob eine stetige Verbesserung stattfindet, Anwendung finden. Eine Anwendung auf Zeitreihen, die viele Jahre umfassen, ist jedoch kaum möglich, da die numerischen Werte der Trendwahrscheinlichkeiten dann sehr klein werden. Trendindikatorfunktion 2 ist aufgrund der verschiedenen Wichtung abhängig vom zeitlichen Abstand zur Anwendung beim Verfahren zur Analyse kurz- und langfristiger Trends (Trendspektrum) und beim Verfahren zur detaillierten Trendanalyse (siehe Kapitel 2.10 und 2.11) nicht geeignet.

Die Eigenschaften der Trenderkennungsverfahren mit Trendindikatorfunktionen 2 und 4 werden in Kapitel 2.9 genauer untersucht.

2.6.9 Rechentechnische Durchführung der Trendanalyseverfahren mit nicht-informativem a priori

In diesem Abschnitt wird die rechentechnische Durchführung der oben beschriebenen Trendanalyseverfahren beschrieben. Dabei handelt es sich um die rechentechnische Implementation des Integrals $p_g = \int p(\Lambda | N, B) s_g(\Lambda) d\Lambda$ (Gleichung (2.1)) bei Gültigkeit von Gleichung (2.7). Dieses Integral kann durch ein Monte-Carlo-Verfahren effizient berechnet werden. Sollen k Monte-Carlo-Simulationen durchgeführt werden, wird wie folgt vorgegangen:

Für $j = 1 \dots k$ wird folgendes wiederholt durchgeführt:

1. Ein möglicher Verlauf der wahren Ereignisrate Λ_j wird zufällig gemäß der a posteriori-Verteilung der wahren Ereignisraten $p(\Lambda | N, B)$ gezogen. Dies ist effizient möglich, da $p(\Lambda_j | N, B) = \prod_{i=1}^m p(\lambda_j(i) | n(i), b(i))$ (Gleichung 2.7) gültig ist, d. h. die einzelnen Werte von $\lambda_j(i)$ aus ihren jeweiligen Verteilungen $p(\lambda_j(i) | n_i, b_i)$ unabhängig voneinander gezogen werden können.
2. Der Wert der Trendindikatorfunktion $s_g(\Lambda_j)$ für diesen möglichen Verlauf Λ_j der wahren Ereignisrate wird berechnet und abgespeichert.

Nach Durchführung dieser k Monte-Carlo-Simulationen kann man die gesuchte Größe p_g auf folgende zwei verschiedene Weisen bestimmen:

- Ein einfacher Punktschätzer für die Wahrscheinlichkeit eines günstigen Trends p_g ist durch $p_g = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k s_g(\Lambda_j)$ gegeben. Dies lässt sich interpretieren als Anzahl der Simulationen, bei der ein günstiger Trend erkannt wurde, geteilt durch die Gesamtzahl der Simulationen. Dabei sollte die Anzahl der Monte-Carlo-Simulationen k möglichst groß gewählt werden, um eine möglichst gute Schätzung zu erhalten. Je größer die Anzahl k der Simulationsläufe gewählt wird, desto geringer werden die Unsicherheiten bezüglich der Schätzung von p_g .
- Um die Unsicherheiten bezüglich der Schätzung der p_g zu berücksichtigen, kann durch die Anwendung Bayes'scher Verfahren eine Verteilung geschätzt werden, die diese Schätzunsicherheiten ausdrückt. Ergeben sich beispielsweise in k Simulationsläufen l Fälle, in denen ein günstiger Trend erkannt wurde, so ergibt sich als a posteriori-Verteilung von p_g eine Betaverteilung mit den Parametern $l+0,5$ und $k-l+0,5$, d. h. $p(p_g) = \frac{\Gamma(k+1)}{\Gamma(l+0,5) \cdot \Gamma(k-l+0,5)} p_g^{l-1/2} (1-p_g)^{k-l-1/2}$, wobei die nichtinformativ a priori $\frac{1}{\sqrt{p_g(1-p_g)}}$ verwendet wurde.

Bei der Anwendung der Trendanalyseverfahren wird das zweite Verfahren gewählt. Als Ausgabewert wird im Folgenden der Erwartungswert dieser Verteilung angegeben.

Zur Bestimmung von p_{ug} wird analog vorgegangen, indem $s_{ug}(\Lambda)$ statt $s_g(\Lambda)$ verwendet wird.

2.7 Trendanalyseverfahren mit informativem a priori

Um vorhandene Informationen über die Häufigkeit kleiner und großer Änderungen der wahren Ereignisrate berücksichtigen zu können, wurde ein Verfahren entwickelt, das ein informatives a priori für die wahren Ereignisraten verwendet. Bei diesem Verfahren können, wie oben beschrieben, auch besonders einfache Trendindikatorfunktionen verwendet werden: Ein ungünstiger Trend wird dadurch definiert, dass die wahre Er-

eignisrate am Ende des Beobachtungsintervalls größer ist als am Anfang, ein günstiger Trend dadurch, dass die wahre Ereignisrate am Ende des Beobachtungsintervalls kleiner ist als am Anfang. Diese Interpretation eines Trends hat den Vorteil, dass sie einfacher und intuitiver ist als die auf einer komplizierten Trendindikatorfunktion basierende, die stets einer gewissen Willkür in der Wahl der Trendindikatorfunktion unterliegt. Weiterhin sind bei einem informativen a priori auch andere Wahlen von Trendindikatorfunktionen möglich, die die Untersuchung von komplexeren Fragestellungen erlauben, wie z. B. „Wie wahrscheinlich hat sich die wahre Ereignisrate um mehr als 20% erhöht?“ oder „Wie wahrscheinlich wird ein unakzeptabler Wert einer Zuverlässigkeitskenngröße in einem bestimmten Zeitraum überschritten werden, wenn sich der Trend unverändert fortsetzt?“ Da durch die letztgenannte Fragestellung unmittelbar die Frühwarnfunktion von Indikatoren abgebildet wird, erscheint ihre Untersuchung insbesondere im Bezug auf das automatische Anstoßen von Maßnahmen vielversprechend (siehe Kapitel 4.3.1). Da die Untersuchung solcher Fragestellungen in diesem Vorhaben nicht vorgesehen war, muss sie möglichen weiteren Vorhaben vorbehalten bleiben.

Das entwickelte Trendanalyseverfahren mit informativem a priori wird im Folgenden einschließlich einer Möglichkeit zur numerischen Implementierung dargestellt. Für die Anwendung des Verfahrens sind jedoch sinnvolle a priori-Informationen über den Verlauf der wahren Ereignisrate nötig. Diese müssen der vorliegenden umfangreichen Betriebserfahrung entnommen werden, ggf. unter Mitberücksichtigung von Expertenschätzungen. Eine solche Auswertung ist jedoch relativ aufwändig und war in diesem Vorhaben ebenfalls nicht vorgesehen. Deshalb wird das vorgeschlagene Verfahren im Folgenden nur nachvollziehbar dargestellt. Eine Implementierung und Anwendung muss einem eventuellen Folgevorhaben vorbehalten bleiben.

Das vorgeschlagene Verfahren basiert auf einer Modellierung der wahren Ereignisrate als Markov-Kette. Auf diese Weise kann das a priori-Wissen, dass sich die wahren Ereignisraten in aufeinander folgenden Jahren in den meisten Fällen nur gering unterscheiden (z. B. durch Alterungseffekte oder geringfügig abweichende Betriebsbedingungen), während große Abweichungen (z. B. durch größere technische Änderungen) seltener sind, berücksichtigt werden.

Die Modellierung des Zeitverlaufes der wahren Ereignisrate als Markov-Kette bedeutet, dass die wahre Ereignisrate im Jahr j , $\lambda(j)$, von der wahren Ereignisrate im Jahr davor $j - 1$ statistisch abhängig ist, nicht aber **direkt** von denen aus früheren Jahren:

$$\pi(\lambda(j) | \lambda(j-1), \lambda(j-2), \dots, \lambda(1)) = \pi(\lambda(j) | \lambda(j-1)) \quad (2.25)$$

Die Größe $\pi(\lambda(j) | \lambda(j-1))$ wird als Übergangswahrscheinlichkeitsdichte der Markov-Kette bezeichnet.

Der Verlauf der wahren Ereignisrate $\Lambda = \{\lambda(1), \dots, \lambda(m)\}$ selbst ist unbekannt. Nur mittelbar über die Beobachtungszeiten $B = \{b(1), \dots, b(m)\}$ und die aufgetretenen Ereignisse $N = \{n(1), \dots, n(m)\}$ in den betrachteten m Jahren erlangt man Kenntnis über sie. Damit stellt die gewählte Modellierung einen Spezialfall der so genannten Hidden-Markov-Modelle /BAU-66/ /RAB-89/ dar, die in vielen Gebieten der statistischen Datenanalyse gebräuchlich sind und für die es eine große Zahl effizienter numerischer Methoden und erprobter Rechenprogramme bzw. Programmpakete gibt.

Die Anzahl der beobachteten Ereignisse in einem Jahr ist nur von der wahren Ereignisrate in diesem Jahr (und der Beobachtungszeit) abhängig (siehe auch Gleichung(2.7)). Es gilt

$$p(n(j) | \Lambda, B) = p(n(j) | \lambda(j), b(j)) \quad (2.26)$$

Zum Beispiel bei Annahme einer Poissonverteilung gilt:

$$p(n(j) | \lambda(j), b(j)) = \frac{(\lambda(j)b(j))^{n(j)}}{n(j)!} \exp(-\lambda(j)b(j)) \quad (2.27)$$

Zur Bestimmung der Zielgröße p_g wird die a posteriori-Verteilung des Verlaufes der wahren Ereignisrate $p(\Lambda | N, B)$ benötigt:

$$p_g = \int p(\Lambda | N, B) s(\Lambda) d\Lambda. \quad (2.28)$$

Sie lässt sich nach dem Satz von Bayes bestimmen als

$$p(\Lambda | N, B) \propto p(N | \Lambda, B) \pi(\Lambda). \quad (2.29)$$

Somit gilt

$$p(\Lambda | N, B) \propto \left(\prod_j p(n(j) | \lambda(j), b(j)) \right) \pi(\Lambda). \quad (2.30)$$

Da der Verlauf von Λ durch eine Markov-Kette modelliert wird, kann man $\pi(\Lambda)$ wie folgt schreiben:

$$\pi(\Lambda) = \pi(\lambda(1)) \prod_{j=2}^m \pi(\lambda(j) | \lambda(j-1)). \quad (2.31)$$

Somit ist also

$$p(\Lambda | N, B) \propto \left(\prod_{j=1}^m p(n(j) | \lambda(j), b(j)) \right) \pi(\lambda(1)) \prod_{j=2}^m \pi(\lambda(j) | \lambda(j-1)). \quad (2.32)$$

Durch Umarrangieren der Terme erhält man

$$p(\Lambda | N, B) \propto \pi(\lambda(1)) p(n(1) | \lambda(1), b(1)) \prod_{j=2}^m \pi(\lambda(j) | \lambda(j-1)) p(n(j) | \lambda(j), b(j)) \quad (2.33)$$

Wie oben dargestellt, wird folgende Trendindikatorfunktion für einen günstigen Trend verwendet:

$$s_g(\Lambda) = s_g(\lambda(1), \lambda(m)) = \begin{cases} 1 & \text{falls } \lambda(1) > \lambda(m) \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (2.34)$$

D. h. ein günstiger Trend ist dadurch definiert, dass die wahre Ereignisrate am Ende des Beobachtungszeitraumes geringer ist als am Anfang. Diese Trendindikatorfunktion ist demzufolge nur vom ersten und letzten Wert der wahren Ereignisrate abhängig.

Um die gesuchte Größe zu berechnen, wird (2.33) und (2.34) in (2.28) eingesetzt.

$$p_g = \int s_g(\lambda(1), \lambda(m)) \pi(\lambda(1)) p(n(1) | \lambda(1), b(1)) \times \prod_{j=2}^m \pi(\lambda(j) | \lambda(j-1)) p(n(j) | \lambda(j), b(j)) d\Lambda \quad (2.35)$$

Die Gleichung (2.35) kann numerisch effizient ausgewertet werden. Hierzu wird zu diskreten Werten für die wahre Ereignisrate übergegangen, d. h. es wird nur eine endliche Zahl von verschiedenen möglichen Werten für die $\lambda(j)$ betrachtet. Zur Wahl einer Diskretisierung stehen geeignete Heuristiken zur Verfügung. Abschätzungen haben ergeben, dass mit wenigen hundert Werten eine zufriedenstellende Rechengenauigkeit zu erzielen ist. p_g lässt sich somit approximativ schreiben als

$$p_g = \sum_{\lambda(1)} \pi(\lambda(1)) p(n(1) | \lambda(1), b(1)) \sum_{\lambda(m)} s_g(\lambda(1), \lambda(m)) \sum_{\lambda(2)\lambda(3)\dots\lambda(m-1)} \prod_{j=2}^m A_{\lambda(j-1), \lambda(j)}^j \quad (2.36)$$

Statt der Integrationen in (2.35) wird nun über die verschiedenen möglichen Werte von $\lambda(j)$ summiert.

Der letzte Term von (2.36) hat die Form einer Multiplikation von $m - 2$ Matrizen A^j , deren Elemente definiert sind als

$$A_{\lambda(j-1), \lambda(j)}^j = \pi(\lambda(j) | \lambda(j-1)) p(n(j) | \lambda(j), b(j)). \quad (2.37)$$

Dies ist die Folge der Markov-Eigenschaft von $\lambda(j)$. Gleichung (2.36) kann numerisch effizient berechnet werden. Zur Auswertung von Gleichungen der Form von (2.36) stehen erprobte Rechenprogramme bzw. -pakete für Hidden-Markov-Modelle zur Verfügung. In ihnen ist auch der sog. Viterbi-Algorithmus implementiert, mit dessen Hilfe der wahrscheinlichste Zeitverlauf der wahren Ereignisrate $\lambda(j)$ numerisch effizient bestimmt werden kann.

Zur Bestimmung der Elemente von A^j sind nach Gleichung (2.37) die Bestimmung der Übergangswahrscheinlichkeiten $\pi(\lambda(j) | \lambda(j-1))$ nötig. Hierzu ist eine Auswertung von Betriebserfahrung nötig. Um eine zuverlässige Schätzung zu erlauben, erscheint es sinnvoll, weitere Annahmen über $\pi(\lambda(j) | \lambda(j-1))$ zu machen. Eine sinnvolle Annahme ist, dass gleichgroße **relative** Änderungen gleichwahrscheinlich sind. Nimmt man z. B. weiterhin an, dass sich sowohl bei großen wie kleinen Änderungen die Wahrscheinlichkeiten durch Lognormalverteilungen beschreiben lassen, so folgt:

$$\begin{aligned} \pi(\lambda(j) | \lambda(j-1)) = & \varphi \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_g \lambda(j)} \exp\left(-\frac{(\ln(\lambda(j)) - \ln(\lambda(j-1)))^2}{2\sigma_g^2}\right) \\ & + (1-\varphi) \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_k \lambda(j)} \exp\left(-\frac{(\ln(\lambda(j)) - \ln(\lambda(j-1)))^2}{2\sigma_k^2}\right) \end{aligned} \quad (2.38)$$

Hierbei bezeichnet φ die Wahrscheinlichkeit einer großen Änderung und σ_g und σ_k die Parameter der Lognormalverteilungen für große und kleine Änderungen. Dabei ist $\sigma_g \gg \sigma_k$. Die drei Größen φ , σ_g und σ_k sind aus der Betriebserfahrung zu schätzen.

Eine andere Möglichkeit besteht in der Annahme, dass bei großen Änderungen der neue Wert unabhängig vom alten ist. Dies ist z. B. bei einem Ersatz von Komponenten plausibel. Dann nimmt $\lambda(j)$ einen Wert gemäß der a priori-Verteilung $\pi(\lambda(j))$ an. Damit erhält man

$$\pi(\lambda(j) | \lambda(j-1)) = \varphi \pi(\lambda(j)) + (1-\varphi) \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_k \lambda(j)} \exp\left(-\frac{(\ln(\lambda(j)) - \ln(\lambda(j-1)))^2}{2\sigma_k^2}\right) \quad (2.39)$$

Bei dieser Annahme sind die zwei Größen φ und σ_k aus der Betriebserfahrung zu schätzen.

Im Rahmen dieses Vorhabens ist eine entsprechende Auswertung von Betriebserfahrung nicht vorgesehen, so dass hier eine Anwendung des vorgeschlagenen Verfahrens nicht möglich ist und eventuellen weiteren Vorhaben vorbehalten bleiben muss.

2.8 Spezialfall: Analyse zweier Zeitabschnitte

Ein besonderer Spezialfall ergibt sich, wenn nur zwei Zeitintervalle betrachtet werden (z. B. 2 Jahre). Für diesen Fall stimmen die Trendindikatorfunktionen, die auf der Trendstatistik von Mann basieren, mit der Definition eines günstigen Trends als Verringerung der wahren Ereignisrate (siehe Gleichung (2.34)) überein. Deshalb gibt p_g für die Trendindikatorfunktionen 2, 4 und 5 an, mit welcher Wahrscheinlichkeit die wahre Ereignisrate im zweiten Jahr kleiner ist als im ersten. Wie oben dargestellt ist für die Trendindikatorfunktion 1 die Anwendung aufgrund der Kürze der Zeitreihe nicht sinnvoll.

Bei dem Vergleich nur zweier Zeitintervalle kann man nicht von einem Trend im engeren Sinne sprechen; das numerische Ergebnis gibt wie oben gesagt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit die wahre Ereignisrate im zweiten Intervall niedriger ist als im ersten.

Die oben beschriebene Analyse kann selbstverständlich auch angewendet werden, wenn die Beobachtungszeiträume nicht Jahre, sondern längere Zeiträume sind. Eine Verwendung von kürzeren Zeiträumen als 1 Jahr ist nur sinnvoll, wenn sichergestellt werden kann, dass die analysierten Ereignisse nur eine sehr schwache statistische Abhängigkeit aufweisen, da andernfalls wie oben dargestellt die numerischen Analysewerte in ihrer Aussagekraft eingeschränkt sind.

Dieses Verfahren lässt sich aber auch auf über eine Trendanalyse hinausgehende Fragestellungen anwenden. So lassen sich folgende Fragestellungen beantworten:

- Existieren statistisch aussagekräftige Unterschiede zwischen zwei verschiedenen Beobachtungskollektiven (z. B. Anlagen bzw. Anlagengruppen)?
Dazu werden die jeweiligen Beobachtungszeiten und die in den Beobachtungszeiten in den jeweiligen Beobachtungskollektiven stattgefundenen Ereignisse als Datensätze verwendet. Die numerische Ausgangsgröße p_g gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit die wahre Ereignisrate im zweiten Beobachtungskollektiv niedriger ist als im ersten. Diese Untersuchung kann z. B. zum Vergleich einer Anlage mit den übrigen Anlagen verwendet werden, um festzustellen, ob und mit welcher statistischen Sicherheit eine überdurchschnittlich oder unterdurchschnittlich hohe Ereignisrate vorliegt.
- Hat eine Änderung (z. B. Verbesserungsmaßnahme) zu einer aussagekräftigen Reduzierung der Ereignisrate geführt?
Dazu werden als Zeitintervalle ein geeignetes Zeitintervall vor der Änderung und die Zeit seit der Änderung betrachtet. Im Allgemeinen wird das erste Zeitintervall wesentlich größer gewählt werden als das zweite (z. B. 5 Jahre), um möglichst aussagekräftige Resultate zu erhalten. Jedoch darf es nicht zu groß gewählt werden, da sonst in der Vergangenheit liegende Veränderungen, die nichts mit der zu untersuchenden Änderung zu tun haben, das Ergebnis beeinflussen können. Die numerische Ausgangsgröße gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit die wahre Ereignisrate nach der Änderung niedriger ist als im Vergleichszeitraum vor der Änderung.

2.9 Benchmark-Analysen der Trendanalyseverfahren

Um die Eigenschaften der Trenderkennungsverfahren zu untersuchen, wurden umfangreiche Benchmark-Analysen vorgenommen. Mithilfe dieser Analysen wird untersucht, unter welchen Voraussetzungen die Trenderkennung wie gut möglich ist und wie viele Fehlklassifikationen unter verschiedenen Bedingungen zu erwarten sind. Da zur Beurteilung der Ergebnisse der Trendanalyseverfahren der tatsächliche Verlauf der wahren Ereignisrate bekannt sein muss, werden die Benchmark-Analysen anhand simulierter Daten durchgeführt. Auf diese Weise kann ermittelt werden, welche Ergebnisse erwartet werden können

- bei konstanter bzw. einem bestimmten Trend folgender wahrer Ereignisrate,
- bei verschieden vielen erwarteten Zahlen von Ereignissen,
- bei kleiner oder großer Anzahl untersuchter Jahre,
- wenn Ereignisse nicht, wie in der Verteilungsannahme angenommen, statistisch unabhängig sind, z. B. weil Folgeereignisse in den Daten enthalten sind.

Bei jeder Analyse wird jeweils von einem bekannten Verlauf der wahren Ereignisrate ausgegangen, z. B. 1,5 Ereignisse pro Jahr im ersten Jahr, 2 Ereignisse pro Jahr im zweiten Jahr und 3,8 Ereignisse pro Jahr im dritten Jahr. Weiterhin werden die Beobachtungszeiten für die einzelnen Jahre festgelegt, z. B. jeweils ein Jahr Beobachtungszeit in den betrachteten Jahren. Da die aufgetretenen Ereignisse zufällig sind, können bei demselben Verlauf der wahren Ereignisrate verschiedene Zahlen von Ereignissen in den einzelnen Jahren auftreten. Dies führt jeweils zu verschiedenen Ergebnissen für p_g bzw. p_{ug} . Um das Trendanalyseverfahren beurteilen zu können, müssen somit die Verteilungen dieser Werte bei einem bestimmten Verlauf der wahren Ereignisrate betrachtet werden.

Diese Verteilungen werden wie folgt numerisch mit einem Monte-Carlo-Verfahren ermittelt:

1. Ausgehend von dem festgelegten Verlauf der wahren Ereignisrate und den jeweiligen Beobachtungszeiten wird für jedes betrachtete Jahr die Anzahl Ereignisse ausgewürfelt. Dazu wird für jedes betrachtete Jahr j , wenn $\lambda(j)$ die wahre Ereignisrate und $b(j)$ die Bezugszeit ist, die Anzahl Ereignisse $n(j)$ aus einer Poisson-

verteilung mit Parameter $\lambda(j) \cdot b(j)$ gezogen. Auf diese Weise erhält man eine Zeitreihe von Ereigniszahlen $N = \{n(1), n(2), \dots, n(m)\}$.

2. Nun wird das Trendanalyseverfahren auf diese Zeitreihe von Ereigniszahlen angewandt. Damit erhält man einen Wert für p_g . Dieser Wert stellt eine Stichprobe der gesuchten Verteilung dar.
3. Die Schritte 1 bis 2 werden vielfach wiederholt. Für die unten dargestellten Untersuchungen wurden in den meisten Fällen 10000 Wiederholungen verwendet. Auf diese Weise erhält man eine Stichprobe vom Umfang 10000 der gesuchten Verteilung.

Die so numerisch bestimmten empirischen Verteilungen werden in Form eines Histogramms bzw. einer empirischen Verteilungsfunktion graphisch dargestellt.

2.9.1 Vergleich konstanter wahrer Ereignisrate mit linear ansteigender wahrer Ereignisrate

Im Folgenden wird gegenübergestellt, wie sich die Ergebnisse für p_g bzw. p_{ug} bei einem linearen Anstieg der wahren Ereignisrate und bei einer konstanten wahren Ereignisrate verhalten. Dabei wurde die konstante Ereignisrate so gewählt, dass im betrachteten Zeitraum im Mittel dieselbe Anzahl von Ereignissen auftritt wie im Fall der linear ansteigenden wahren Ereignisrate. Die Bezugszeit wurde - wie in allen weiteren hier dargestellten Untersuchungen - für alle Jahre gleich (1 Jahr) gewählt.

Die Verläufe der wahren Ereignisrate sind in Tabelle 2.2 aufgeführt:

Tab. 2.2 Werte der wahren Ereignisrate $\lambda(t)$ für die Fälle „linear ansteigend“ und „konstant“.

	Jahr t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
linear ansteigend	$\lambda(t)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
konstant	$\lambda(t)$	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5

Abbildung 2.1 zeigt, dass die Verteilung der Werte für p_{ug} für die beiden Verläufe sehr unterschiedlich ist. Während bei der linear ansteigenden Ereignisrate fast nur Werte

> 0,95 auftreten, sind die Werte bei der konstanten wahren Ereignisrate sehr breit verteilt. Die Verteilung ähnelt einer Gleichverteilung, jedoch treten besonders große und kleine Werte, insbesondere Werte < 0,05 und > 0,95, etwas seltener auf. Im Fall der linear ansteigenden Ereignisrate liegen 98,8% der Werte für p_{ug} zwischen 0,95 und 1. D. h. wenn die wahre Ereignisrate das oben angegebene linear ansteigende Verhalten hat, beträgt die Wahrscheinlichkeit, dass man bei einer beobachteten Zeitreihe von Ereigniszahlen einen Wert $p_{ug} < 0,95$ erhält, nur ca. 1%. Demgegenüber beträgt diese Wahrscheinlichkeit bei dem oben angegebenen konstanten Verhalten über 96,4%.

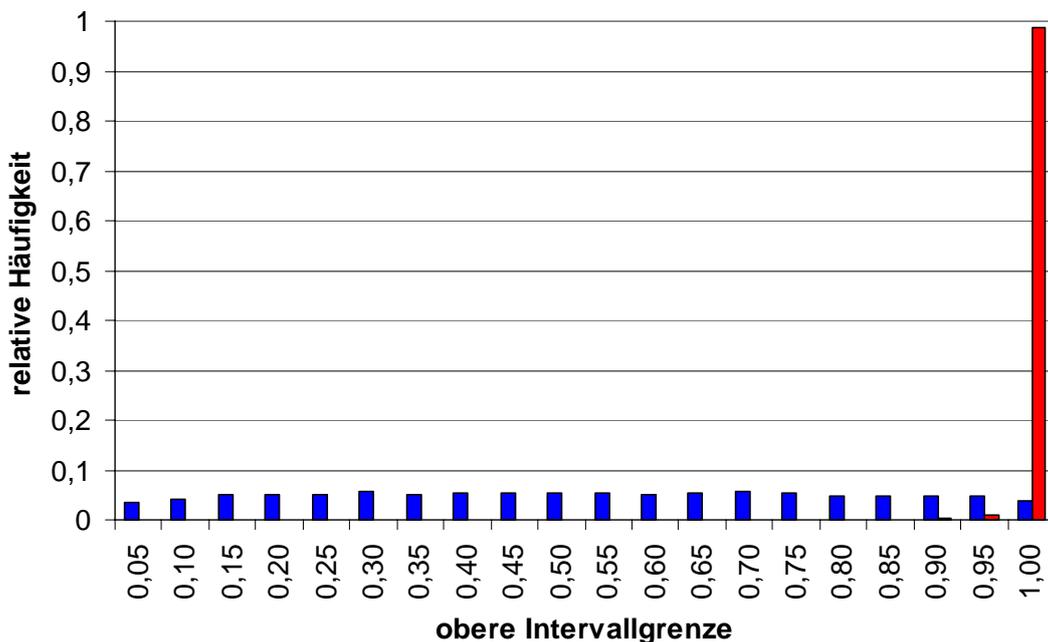


Abb. 2.1 Histogramm der Werte für p_{ug} der Trendindikatorfunktion 4 bei linear ansteigender wahrer Ereignisrate (rot) und konstanter wahrer Ereignisrate (blau): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmarkanalyse erhaltenen Werte für p_{ug} , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen. D. h. der gegen 0,05 aufgetragene Wert gibt den Anteil der Simulationen an, bei dem p_{ug} zwischen 0 und 0,05 lag.

2.9.2 Zusammenfassung von Zeitabschnitten

In diesem Abschnitt wird untersucht, wie sich das Trendanalyseverfahren verhält, wenn mehrere Jahre zu längeren Zeitabschnitten zusammengefasst werden.

Die untersuchten wahren Ereignisraten sind in Tabelle 2.3 dargestellt.

Tab. 2.3 Werte der wahren Ereignisrate $\lambda(t)$ für einzelne Jahre und jeweils 5 Jahre zusammengefasst.

	Jahr t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
linear ansteigend, einzelne Jahre	$\lambda(t)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	Intervall t	1 – 5					6 – 10				
linear ansteigend, jeweils 5 Jahre zusammengefasst	$\lambda(t)$	3					8				

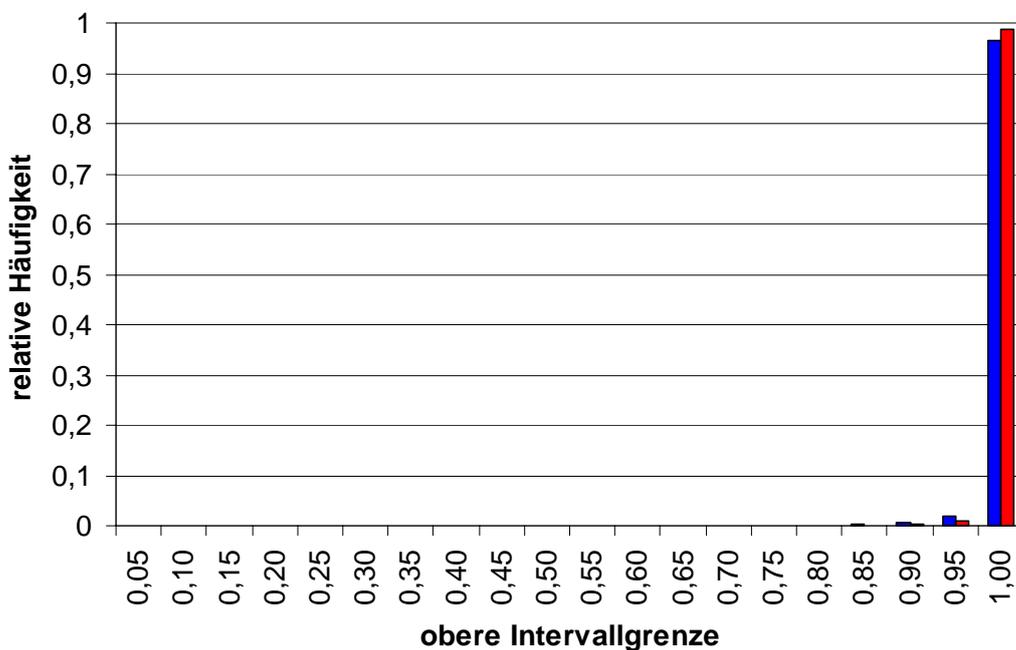


Abb. 2.2 Histogramm der Werte für p_{ug} der Trendindikatorfunktion 4 bei linear ansteigender wahrer Ereignisrate für 10 Jahre (rot) und mit jeweils 5 Jahren zusammengefasst (blau): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_{ug} , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen.

In Abbildung 2.2 ist erkennbar, dass die Ergebnisse nur relativ geringfügig abweichen. Entsprechende Ergebnisse wurden auch in den anderen untersuchten Verläufen der wahren Ereignisrate (z.B. bei schwach variierender oder konstanter wahrer Ereignisrate oder bei einer geringeren Anzahl an betrachteten Jahren) gefunden, so dass man sagen kann, dass das Trendanalyseverfahren bei einem gleichmäßigen Trend gegenüber einer Zusammenfassung von Beobachtungszeiträumen robust ist.

Im folgenden Abschnitt wird das Verhalten für den Fall untersucht, dass kein gleichmäßiger Trend vorliegt.

2.9.3 Verhalten bei nicht gleichmäßigem Trend

In diesem Abschnitt wird untersucht, wie sich das Trendanalyseverfahren verhält, wenn der Trend nicht gleichmäßig verläuft. Hier wurden 3 Verläufe von wahren Ereignisraten untersucht, die wie oben jeweils in den ersten 5 Jahren zusammen einen Erwartungswert von 15 Ereignissen und in den zweiten 5 Jahren zusammen einen Erwartungswert von 40 Ereignissen aufweisen. Der erste Verlauf ist wieder linear ansteigend, beim zweiten ist die wahre Ereignisrate jeweils in den ersten 5 Jahren und den zweiten 5 Jahren konstant und beim dritten sind in den ersten und zweiten 5 Jahren linear abfallende Trends vorhanden. Diese kurzfristigen Trends laufen somit dem globalen Trend entgegen.

Die untersuchten wahren Ereignisraten sind in Tabelle 2.4 dargestellt

Tab. 2.4 Werte der wahren Ereignisrate p_{ug} für drei verschiedene Verläufe der wahren Ereignisrate

	Jahr t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
linear ansteigend	$\lambda(t)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
in zwei Abschnitten jeweils konstante wahre Ereignisrate	$\lambda(t)$	3	3	3	3	3	8	8	8	8	8
gegenläufige Kurzfristtrends	$\lambda(t)$	5	4	3	2	1	10	9	8	7	6

In Abbildung 2.3 ist erkennbar, dass die Ergebnisse hier deutlich abweichen. Dies ist nicht erstaunlich, da ja die Indikatorfunktion wegen der Verwendung der Mann-Teststatistik die Existenz eines systematischen Trends überprüft. Fehlt ein solcher systematischer Trend, da die Ereignisrate für mehrere Jahre konstant ist bzw. sogar kurzfristige gegenläufige Trends aufweist, so werden kleinere Werte für p_{ug} erhalten.

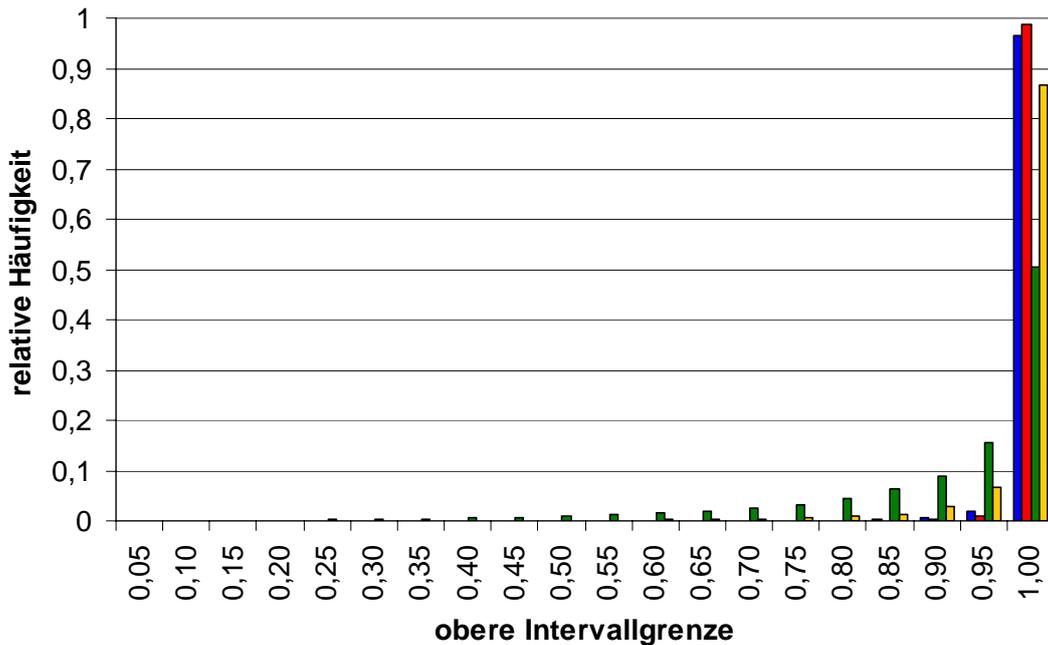


Abb. 2.3 Histogramm der Werte für p_{ug} der Trendindikatorfunktion 4 für drei verschiedene Verläufe der wahren Ereignisrate: linear ansteigend (rot), zwei Intervalle mit konstantem $\lambda(t)$ (gelb) und mit gegenläufige Kurfristtrends (grün): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_{ug} , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen. Zum Vergleich sind noch einmal die Ergebnisse mit jeweils 5 Jahren zusammengefasst dargestellt (blau). Diese sind für alle drei Verläufe identisch.

2.9.4 Verhalten bei sehr wenigen Ereignissen

In diesem Abschnitt wird untersucht, wie sich das Trendanalyseverfahren verhält, wenn die Ereignisraten und die Anzahl der betrachteten Jahre so gering sind, dass insgesamt nur sehr wenige Ereignisse auftreten. Betrachtet wurde ein linearer Anstieg der wahren Ereignisrate über 3 Jahre, sowie eine konstante wahre Ereignisrate, die so gewählt wurde, dass im Mittel dieselbe Anzahl von Ereignissen auftritt wie im Fall der linear ansteigenden wahren Ereignisrate. Die betrachteten wahren Ereignisraten sind in Tabelle 2.5 dargestellt

Tab. 2.5 Werte der wahren Ereignisrate $\lambda(t)$ für die Fälle „linear ansteigend“ und „konstant“.

	Jahr t	1	2	3
linear ansteigend	$\lambda(t)$	1	2	3
konstant	$\lambda(t)$	1,5	1,5	1,5

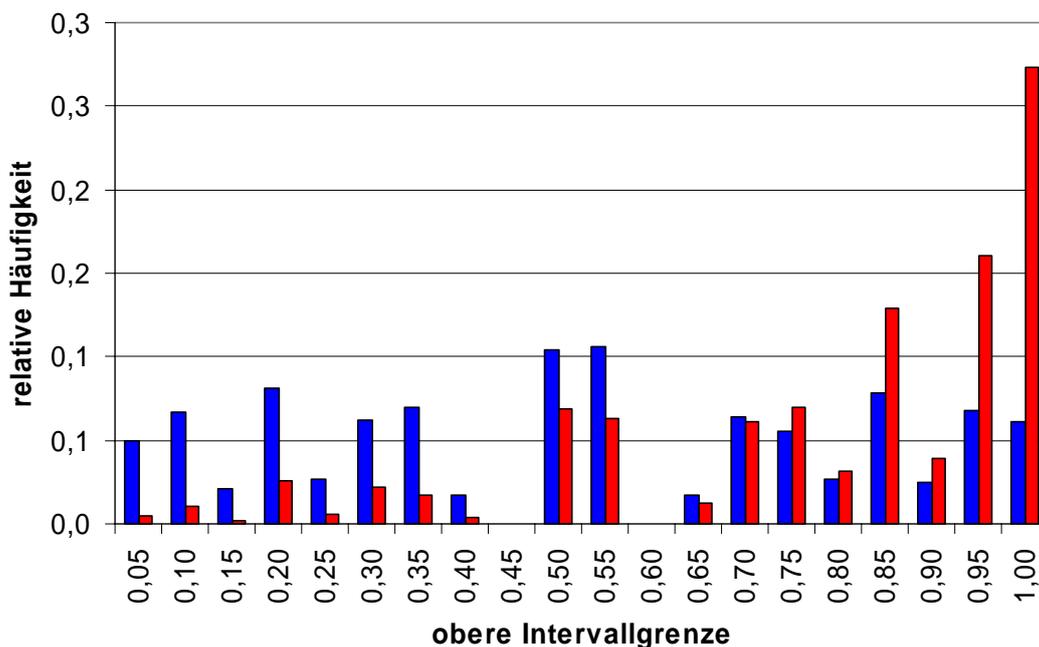


Abb. 2.4 Histogramm der Werte für p_{ug} der Trendindikatorfunktion 4 bei linear ansteigender wahrer Ereignisrate (rot) und konstanter wahrer Ereignisrate (blau): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_{ug} , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen.

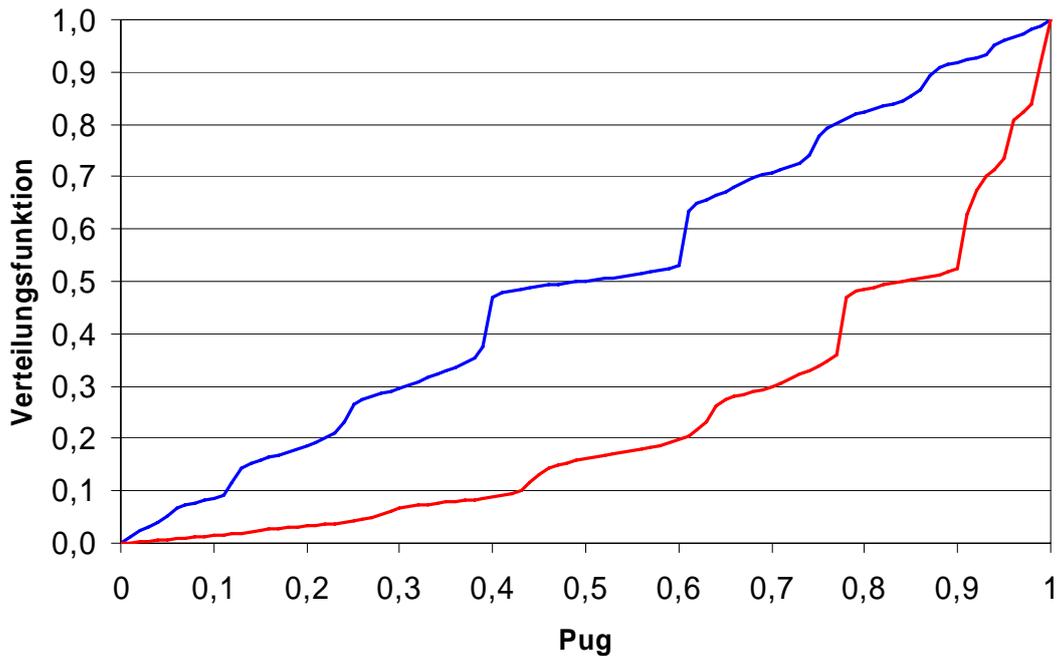


Abb. 2.5 Empirische Verteilungsfunktion (kumulierte Dichte) der Werte für p_{ug} der Trendindikatorfunktion 4 bei linear ansteigender wahrer Ereignisrate (rot) und konstanter wahrer Ereignisrate (blau).

Wie Abbildung 2.5 zeigt, werden, wenn man bei $p_{ug} > 0,7$ von einem ungünstigen Trend ausgeht, mehr als 70% der untersuchten ungünstigen Trends gefunden, während, falls kein entsprechender Trend vorliegt, in weniger als 30% fälschlicherweise ein ungünstigen Trend erkannt wird. Diese Zahlen erscheinen zunächst nicht sehr eindrucksvoll. Jedoch muss man sich vor Augen halten, für das Trenderkennungsverfahren nur eine einzige Zeitreihe von Ereigniszahlen zur Verfügung steht. Bei der vorliegenden geringen mittleren Zahl von Ereignissen und der somit großen Variabilität treten sehr häufig Folgen von Ereigniszahlen auf, die einen abfallenden oder flachen Verlauf haben, so dass der wahre Trend nicht erkannt werden. Die relativ hohe Fehlerrate ist hier in der geringen Datenbasis und der daraus folgenden hohen Variabilität der beobachteten Ereigniszahlen begründet und ist prinzipiell unvermeidbar.

2.9.5 Vergleich linear ansteigender mit linear abfallender wahrer Ereignisrate

Im Folgenden wird gegenübergestellt, wie sich die Ergebnisse für p_{ug} bei einem linearen Anstieg der wahren Ereignisrate im Vergleich zu einem linearen Abfall verhalten. Im Gegensatz zu der oben dargestellten Untersuchung besteht die Aufgabe hier darin,

einen ungünstigen von einem günstigen Trend (und nicht von einer konstanten wahren Ereignisrate) zu unterscheiden.

Tab. 2.6 Werte der wahren Ereignisrate $\lambda(t)$ für die Fälle „3 Jahre linear ansteigend“ und „3 Jahre linear abfallend“.

	Jahr t	1	2	3
3 Jahre linear ansteigend	$\lambda(t)$	1	2	3
3 Jahre linear abfallend	$\lambda(t)$	3	2	1

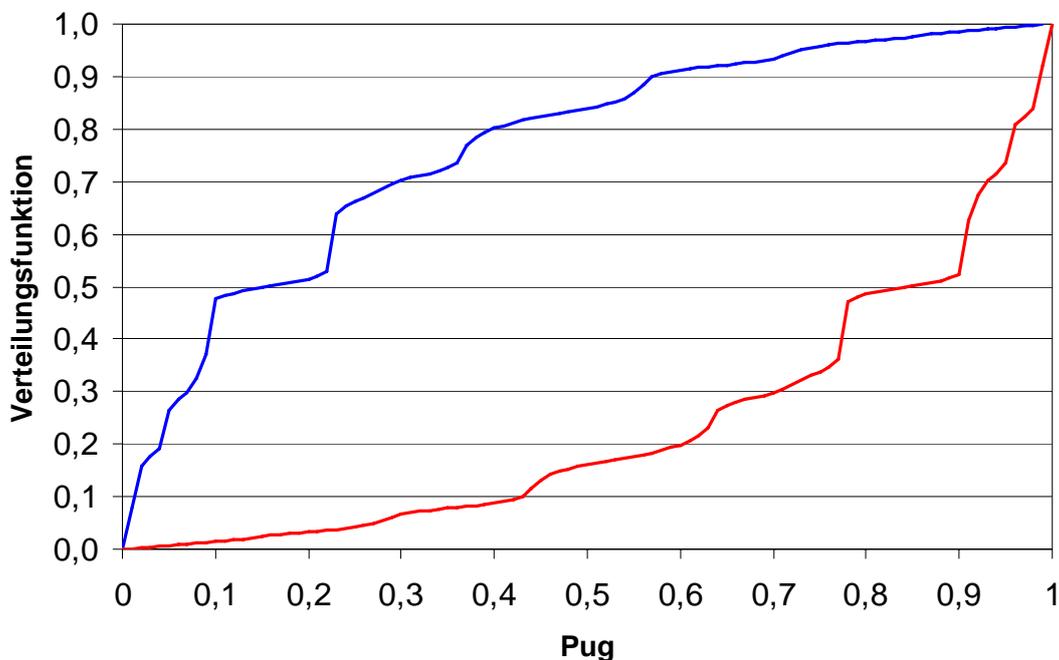


Abb. 2.6 Empirische Verteilungsfunktion (kumulierte Dichte) der Werte für p_{ug} der Trendindikatorfunktion 4 bei über 3 Jahre linear ansteigender wahrer Ereignisrate (rot) und linear abfallender wahrer Ereignisrate (blau).

Wenn bei $p_{ug} > 0,5$ von einem ungünstigen Trend ausgegangen wird, werden ca. 84% der untersuchten ungünstigen Trends gefunden, während, falls ein entsprechender günstiger Trend vorliegt, in ca. 16% fälschlicherweise ein ungünstiger Trend erkannt wird. Diese Zahlen sind, wie bereits im vorigen Abschnitt 2.9.4 dargestellt, unter dem Hintergrund zu bewerten, dass im Mittel nur insgesamt 6 Ereignisse während der Beobachtungszeit auftreten. Trotzdem werden ungünstige Trends mit einer relativ hohen Verlässlichkeit gefunden.

Im Folgenden ist eine entsprechende Untersuchung für eine über 10 Jahre linear ansteigende bzw. abfallende wahre Ereignisrate dargestellt.

Tab. 2.7 Werte der wahren Ereignisrate $\lambda(t)$ für die Fälle „10 Jahre linear ansteigend“ und „10 Jahre linear abfallend“.

	Jahr t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
10 Jahre linear ansteigend	$\lambda(t)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
10 Jahre linear abfallend	$\lambda(t)$	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1

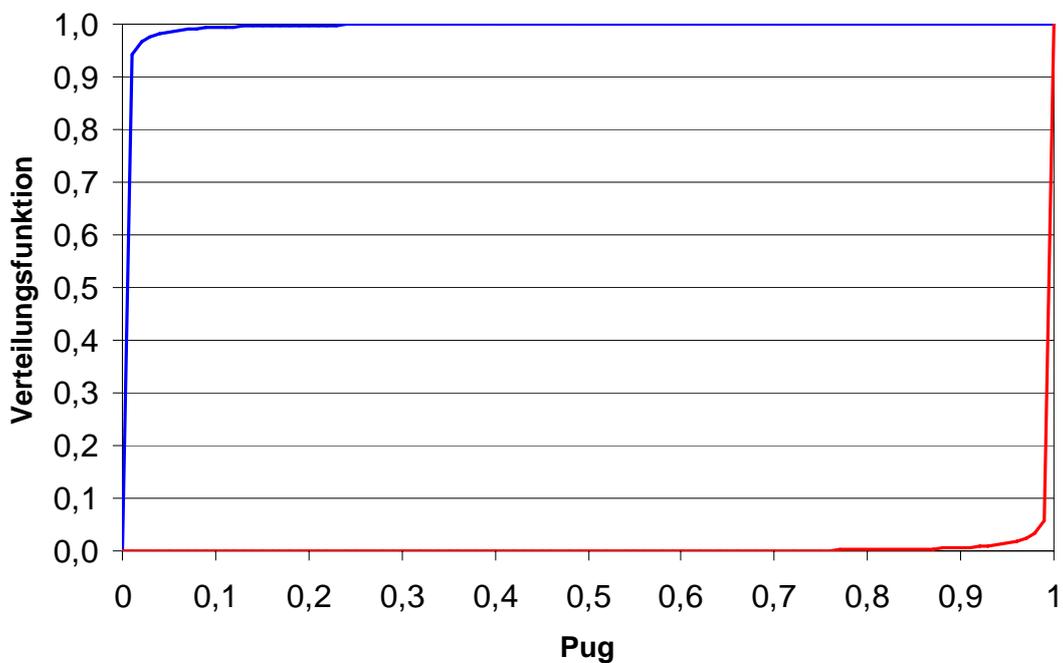


Abb. 2.7 Empirische Verteilungsfunktion (kumulierte Dichte) der Werte für p_{ug} der Trendindikatorfunktion 4 bei über 10 Jahre linear ansteigender wahrer Ereignisrate (rot) und linear abfallender wahrer Ereignisrate (blau).

Wenn bei $p_{ug} > 0,5$ von einem ungünstigen Trend ausgegangen wird, werden mehr als 99,99 % der untersuchten ungünstigen Trends gefunden, während, falls ein entsprechender günstiger Trend vorliegt, nur mit einer Wahrscheinlichkeit von ca. 10^{-4} fälschlicherweise ein ungünstiger Trend erkannt wird. In diesem Fall können mit extrem hoher Sicherheit ungünstige und günstige Trends unterschieden werden.

2.9.6 Trendindikatorfunktion mit einer höheren Gewichtung der kurz zurückliegenden Zeitabschnitte

In diesem Abschnitt wird die Trendindikatorfunktion 2, bei der die kurz zurückliegenden Zeitabschnitte eine höhere Gewichtung erhalten als lange zurückliegende, verglichen mit der Trendindikatorfunktion 4, bei der es keine unterschiedliche Gewichtung gibt. Hierzu wird von einer wahren Ereignisrate ausgegangen, die kurz- und langfristig ein verschiedenes Verhalten zeigt:

Tab. 2.8 Werte der untersuchten wahren Ereignisrate $\lambda(t)$

Jahr t	1	2	3	4	5	6	7
$\lambda(t)$	1	3	5	7	5	3	1

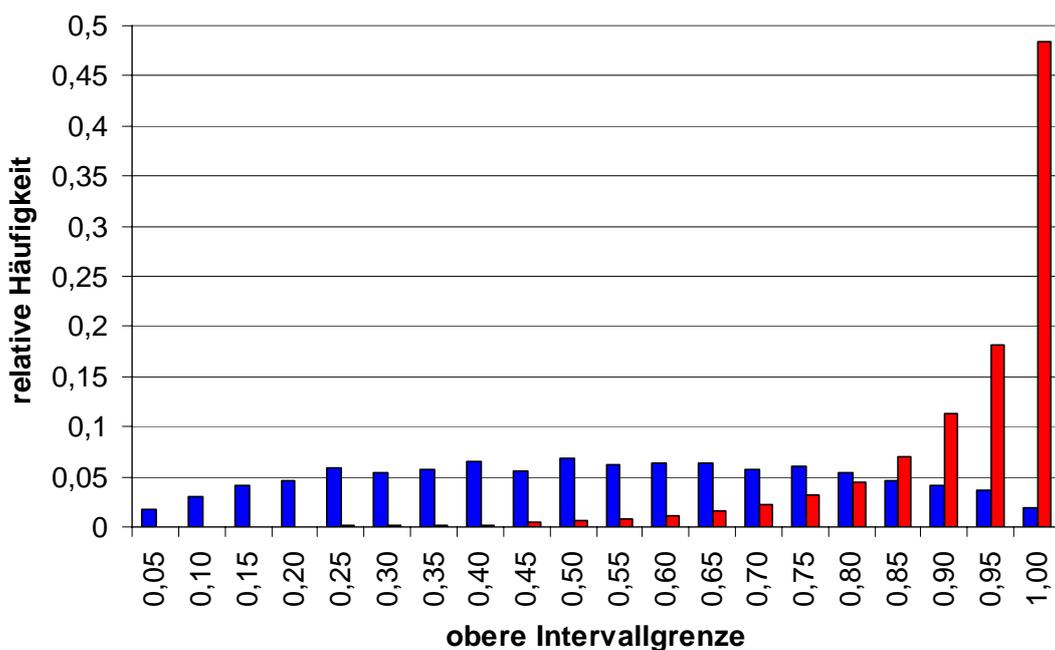


Abb. 2.8 Histogramm der Werte für p_g bei Anwendung von Trendindikatorfunktionen 4 (blau) und 2 (rot): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_g , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen.

Wie erwartet, treten bei Trendindikatorfunktion 4 nur selten große Werte für p_g auf, da die wahre Ereignisrate keinen Trend über die gesamte Länge aufweist, sondern in der

ersten Hälfte einen ungünstigen und in der zweiten Hälfte einen gleich starken günstigen.

Bei Trendindikatorfunktion 2 dagegen treten große Werte für p_g häufig auf, da hier den Ereigniszahlen der zweiten Hälfte, in der ein günstiger Trend vorhanden ist, ein höheres Gewicht gegeben wird.

Diese Eigenschaft der Trendindikatorfunktion 2 wirkt sich allerdings negativ aus, wenn ein Trend über die gesamte Zeit vorhanden ist, wie das folgende Beispiel zeigt:

Tab. 2.9 Werte der untersuchten wahren Ereignisrate $\lambda(t)$.

Jahr t	1	2	3	4	5	6
$\lambda(t)$	1	2	3	4	5	6

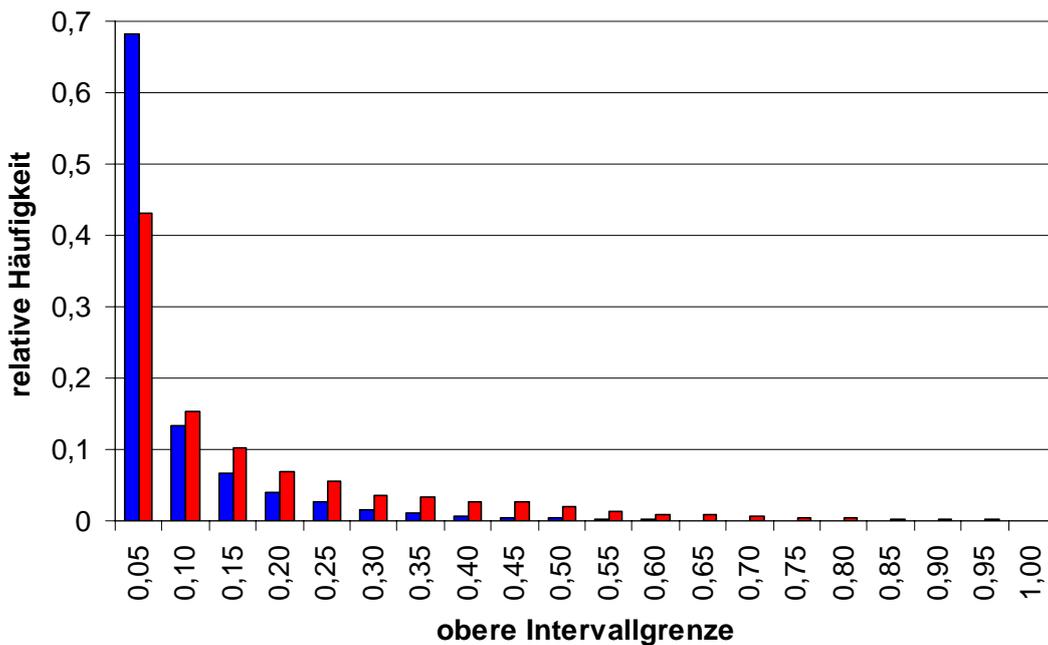


Abb. 2.9 Histogramm der Werte für p_g bei Anwendung von Trendindikatorfunktion 4 (blau) und 2 (rot): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_g , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen.

Hier ist die Verteilung der Werte für p_g bei Trendindikatorfunktion 2 gegenüber Trendindikatorfunktion 4 deutlich nach rechts verschoben, d. h. es wird häufiger fälschlich

von einem günstigen Trend ausgegangen. Die Ursache liegt darin begründet, dass bei Trendindikatorfunktion 2 die Ergebnisse wesentlich von den Ereigniszahlen in den letzten Jahren bestimmt werden, was gegenüber der Trendindikatorfunktion 4, bei dem alle Jahre mit demselben Gewicht berücksichtigt werden, zu einer erhöhten Variabilität führt.

2.9.7 Verhalten bei statistisch abhängigen Ereignissen

Den oben dargestellten Verteilungsannahmen liegt die Annahme zugrunde, dass die einzelnen Ereignisse in den jeweiligen Zeitintervallen statistisch unabhängig sind. Es ist davon auszugehen, dass diese Annahme in der Praxis nicht streng erfüllt ist, z. B. weil Folgeereignisse von Ereignissen in den Ereigniszahlen enthalten sind. Somit muss gezeigt werden, dass die entwickelten Trendanalyseverfahren auch bei Verletzung dieser Annahme sinnvolle Ergebnisse liefern können. Dazu wird die oben beschriebene Benchmark-Analyse so abgewandelt, dass die untersuchten Ereigniszahlen nicht mit einer Poissonverteilung erzeugt werden, sondern mit einer Verteilung, bei der die Ereignisse in den jeweiligen Zeitintervallen stochastisch abhängig sind. Diese Abhängigkeit wird durch eine Größe z quantifiziert, die die mittlere Anzahl Ereignisse beschreibt, die bei Auftreten eines Ereignisses zusätzlich auftritt. Diese zusätzlichen Ereignisse können als Folgeereignisse des ursprünglichen Ereignisses angesehen werden. Für $z = 0$ sind die Ereignisse stochastisch unabhängig, d. h. die Zahl der Ereignisse genügt einer Poissonverteilung. Bei $z < 0$ wirkt das Auftreten eines Ereignisses weiteren Ereignissen entgegen. Dies kann z. B. auftreten, wenn aufgrund von Ereignissen Maßnahmen ergriffen werden, die weitere Ereignisse verhindern.

Die genaue Vorgehensweise zur Erzeugung dieser Zufallszahlen ist in Anhang A dargestellt.

Für folgende Untersuchungen wurde als konservative Annahme $z = 1/3$ gewählt, d. h. im Mittel löst jedes dritte Ereignis ein Folgeereignis aus (das mit einer Wahrscheinlichkeit von $1/3$ wiederum ein Folgeereignis auslöst usw.). Die Folgeereignisse werden nicht als solche erkannt und bleiben somit im Datensatz enthalten.

Zuerst wurde das Verhalten bei der Analyse zweier Zeitabschnitte untersucht. Dazu wurde wiederum der schon oben beschriebene Verlauf der wahren Ereignisrate verwendet, bei dem bei identischer Bezugszeit im ersten Zeitraum 15 Ereignisse erwartet

werden und im zweiten 40 Ereignisse (siehe Tabelle 2.10). Dabei wurden die Ergebnisse für $z=1/3$ und $z=0$ (keine Korrelation) verglichen. Die Ergebnisse sind in Abbildung 2.10 dargestellt.

Tab. 2.10 Werte der untersuchten wahren Ereignisrate $\lambda(t)$

Jahr t	1	2
$\lambda(t)$	15	40

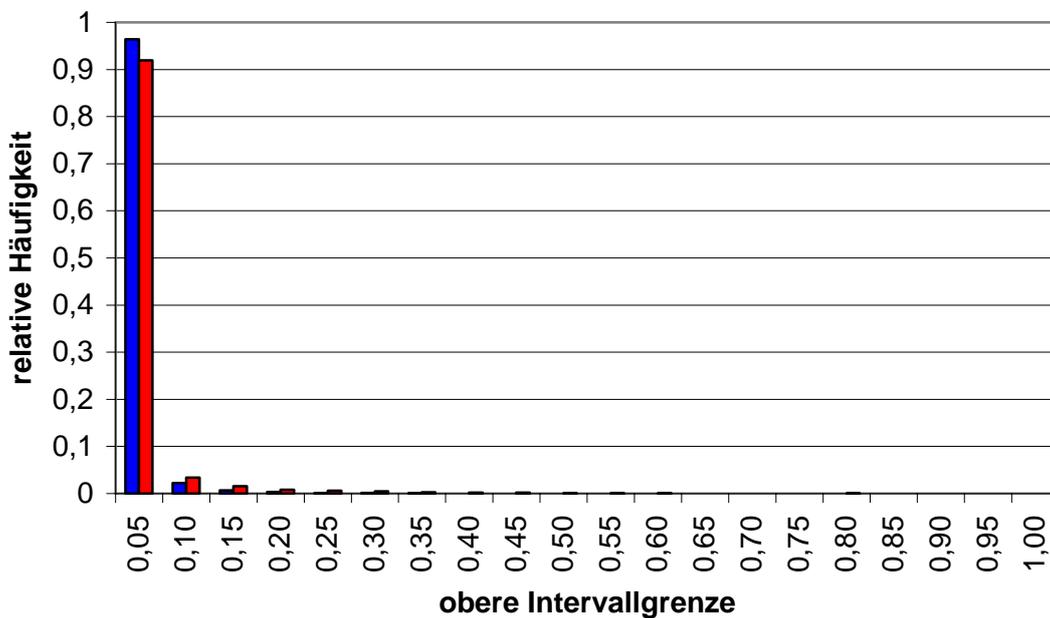


Abb. 2.10 Histogramm der Werte für p_g bei $z=1/3$ (rot) und $z=0$ (blau): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_g , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen.

Es zeigt sich, dass die Verteilung der Werte für p_g leicht hin zu größeren Werten verschoben ist. Jedoch ist die Abweichung nicht sehr groß.

Als zweites wurde das Verhalten für den Fall untersucht, dass die wahre Ereignisrate einen linear ansteigenden Trend (siehe Tabelle 2.11) zeigt. Dabei wurden wiederum Ergebnisse für $z=1/3$ und $z=0$ (keine Korrelation) verglichen. Die Ergebnisse sind in Abbildung 2.11 dargestellt.

Tab. 2.11 Werte der untersuchten wahren Ereignisrate $\lambda(t)$

Jahr t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\lambda(t)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

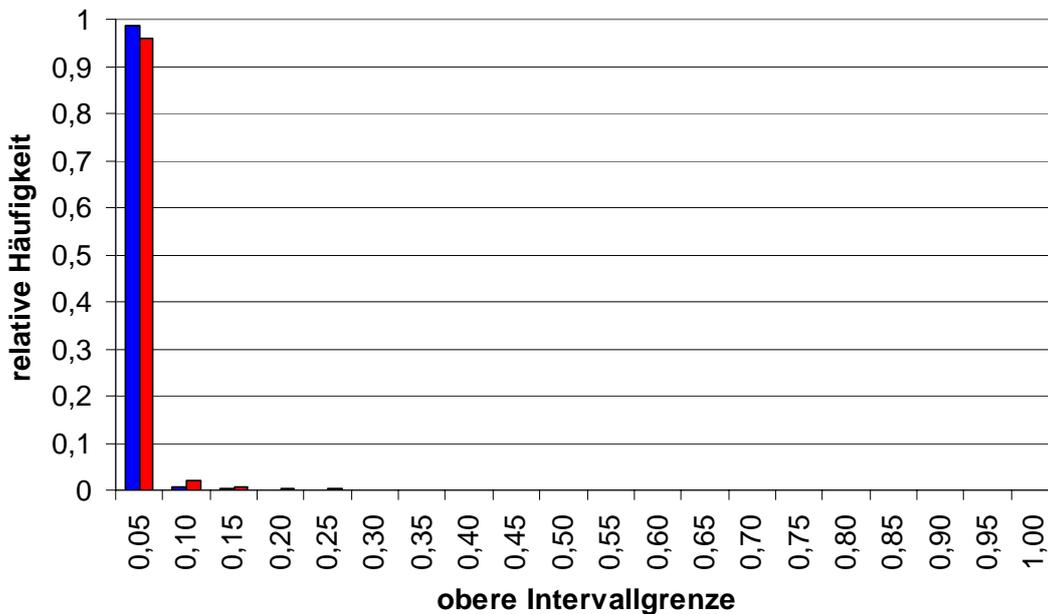


Abb. 2.11 Histogramm der Werte für p_g der Trendindikatorfunktion 4 bei $z = 1/3$ (rot) und $z = 0$ (blau): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_g , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen.

Hier ist ein qualitativ ähnlicher Effekt erkennbar. Die Verschiebung ist jedoch deutlich geringer. Grund ist die größere Länge der Zeitreihe. Aufgrund der Korrelation der Ereignisse ist die Variabilität der einzelnen Ereigniszahlen im Fall $z = 1/3$ größer als bei $z = 0$. Dies beeinflusst die Statistik für längere Zeitreihen jedoch geringer als für kürzere, da sich hier die Effekte für verschiedene Jahre teilweise aufheben.

Als drittes wurde das Verhalten für den Fall untersucht, dass die wahre Ereignisrate konstant (siehe Tabelle 2.12) ist. Dabei wurden wiederum Ergebnisse für $z = 1/3$ und $z = 0$ (keine Korrelation) verglichen. Die Ergebnisse sind in Abbildung 2.12 dargestellt.

Tab. 2.12 Werte der untersuchten wahren Ereignisrate $\lambda(t)$

Jahr t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\lambda(t)$	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5

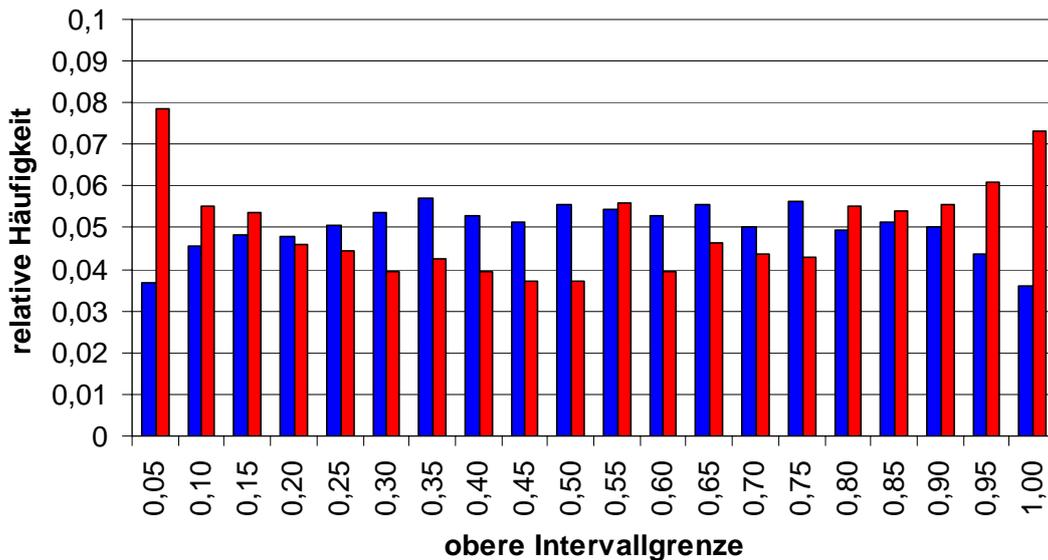


Abb. 2.12 Histogramm der Werte für p_g der Trendindikatorfunktion 4 bei $z = 1/3$ (rot) und $z = 0$ (blau): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_g , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen.

Man erkennt, dass bei einer Korrelation der Ereignisse große und kleine Werte für p_g häufiger auftreten. Dies ist plausibel, da aufgrund der Korrelation der Ereignisse große Abweichungen der auftretenden Ereigniszahlen von ihrem Erwartungswert häufiger auftreten und somit Verläufe von Ereigniszahlen, die deutlich auf einen Trend hindeuten, häufiger auftreten.

Bei einer Antikorrelation der Ereignisse, gekennzeichnet durch $z < 0$, ist das gegenteilige Verhalten zu erwarten: Die Abweichungen der auftretenden Ereigniszahlen von ihrem Erwartungswert sind im Mittel kleiner, so dass die beobachteten Ereigniszahlen besser dem wahren Verlauf der Ereignisrate entsprechen.

Dazu wurde die in Tabelle 2.13 angegebene linear ansteigende wahre Ereignisrate für $z = -0,05$ mit dem Ergebnis für $z = 0$ verglichen.

Tab. 2.13 Werte der untersuchten wahren Ereignisrate $\lambda(t)$

Jahr t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\lambda(t)$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10

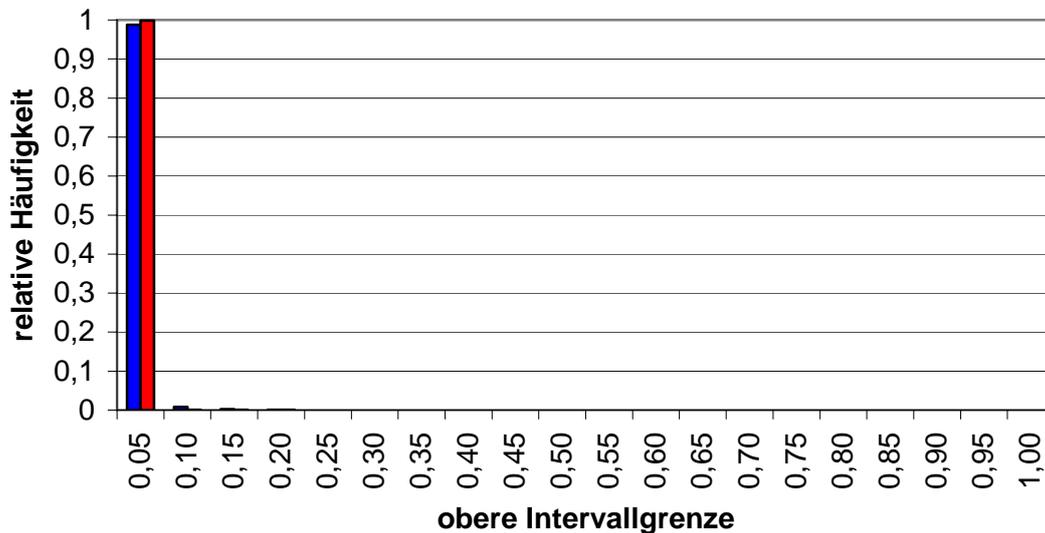


Abb. 2.13 Histogramm der Werte für p_g der Trendindikatorfunktion 4 bei $z = -0,05$ (rot) und $z = 0$ (blau): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_g , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen.

Man erkennt, dass sich die Verteilung zu niedrigen Werten verschoben hat. Die Analyseergebnisse sind somit deutlicher. Entsprechendes gilt für den Fall einer konstanten wahren Ereignisrate (Tabelle 2.14), bei der wiederum $z = -0,05$ mit dem Ergebnis für $z = 0$ verglichen wurde.

Tab. 2.14 Werte der untersuchten wahren Ereignisrate $\lambda(t)$

Jahr t	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\lambda(t)$	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5	5,5

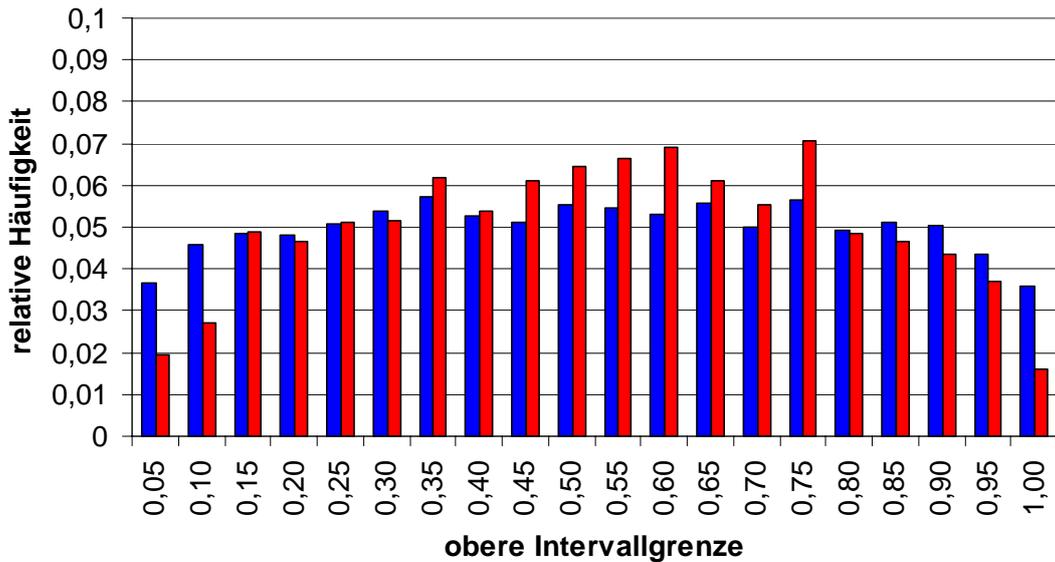


Abb. 2.14 Histogramm der Werte für p_g der Trendindikatorfunktion 4 bei $z = -0,05$ (rot) und $z = 0$ (blau): Es ist jeweils der Anteil der bei der Benchmark-Analyse erhaltenen Werte für p_g , der im jeweiligen Intervall lag, gegen den Endpunkt des Intervalls aufgetragen.

Man erkennt, dass sich die Verteilung zu Werten in der Nähe von 0,5 verschoben hat: Die Analyseergebnisse sind somit ebenfalls deutlicher. Die Wahrscheinlichkeit für sehr große oder kleine Werte für p_g ist erheblich reduziert.

Zusammenfassend lassen sich die Ergebnisse so bewerten: Das Verfahren ist robust gegenüber einer Korrelation der Ereignisse. Jedoch werden die Analyseergebnisse bei positiver Korrelation (d. h. es sind Folgeereignisse in den Daten enthalten) geringfügig verschlechtert, d. h. die Wahrscheinlichkeit, einen vorhandenen Trend nicht zu entdecken, wird etwas größer und die Wahrscheinlichkeit, einen Trend zu erkennen, obwohl die wahre Ereignisrate konstant ist, wird ebenfalls geringfügig größer. Deshalb ist bei der Datenerhebung darauf zu achten, dass Folgeereignisse in den Ereigniszahlen möglichst nicht berücksichtigt werden. Demgegenüber wird bei negativer Korrelation (d. h. aufgetretene Ereignisse wirken weiteren Ereignissen entgegen, z. B. durch durchgeführte Verbesserungsmaßnahmen) die Wahrscheinlichkeit oben genannter Fehler geringer.

2.10 Verfahren zur Analyse kurz- und langfristiger Trends (Trendspektrum)

Es ist nicht immer von vornherein klar, welche Auswerteziträume für eine Trendanalyse angemessen sind. Lang-, kurz-, und mittelfristige Trends können gleichzeitig in den Daten vorhanden sein. Zum Beispiel kann ein langfristiger günstiger Trend, der sich über 20 Jahre erstreckt, durch einen kurzfristigen ungünstigen Trend, der nur wenige Jahre andauert, überlagert sein. Einige Beispiele aus der Betriebserfahrung, die verschiedene Trends innerhalb einer Zeitreihe zeigen, sind in Kapitel 3.1 dargestellt. Deshalb wurde ein Verfahren entwickelt, mit dem Trends auf verschiedenen Zeitskalen untersucht werden können, um Hinweise auf kurz-, mittel- und langfristige Trendverläufe zu erhalten. Hierzu wird die Zielgröße p_g für sämtliche Zeitintervalle, die mit dem letzten betrachteten Jahr enden, berechnet und graphisch dargestellt. Stehen z. B. Daten für die Jahre 1990 – 2000 zur Verfügung, so wird p_g für die Zeitintervalle 1990 – 2000, 1991 – 2000, 1992 – 2000, ..., 1999 – 2000 berechnet und gegen das erste Jahr des betrachteten Zeitintervalls aufgetragen. D. h. der bei 1990 aufgetragene Datenpunkt gibt den Wert von p_g für das Zeitintervall 1990 – 2000 an.

Um dieses Verfahren zu demonstrieren, wurde zunächst ein künstlicher Datensatz untersucht, der langfristig einen ungünstigen Trend, jedoch kurzfristig einen günstigen Trend aufweist. Die Anzahl Ereignisse in den verschiedenen Jahren ist in Abbildung 2.15 dargestellt.

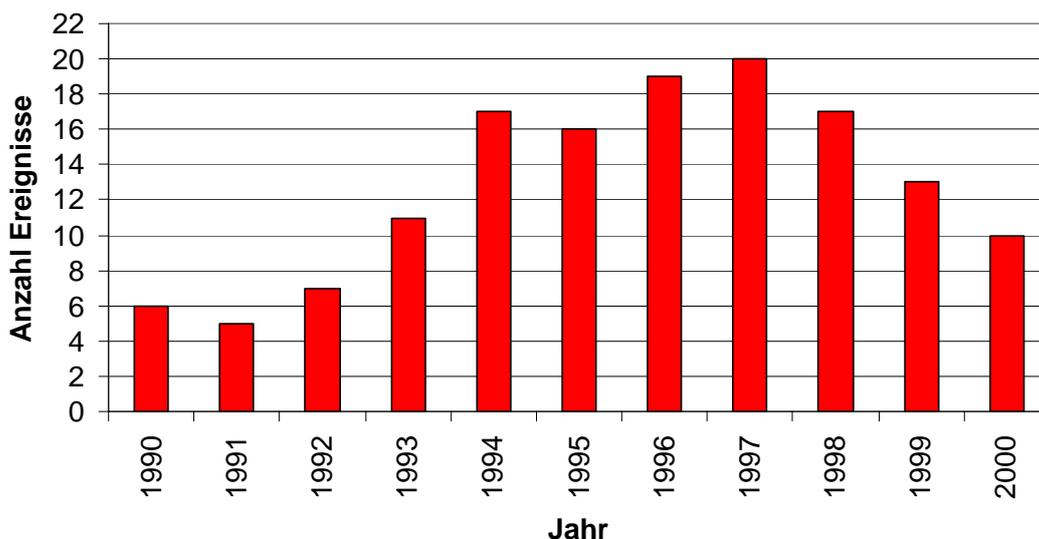


Abb. 2.15 Anzahl der Ereignisse in den betrachteten 11 Jahren (künstlicher Datensatz)

Die Ergebnisse der Trendanalyse sind in Tabelle 2.15 und Abbildung 2.16 dargestellt.

Tab. 2.15 p_g in Abhängigkeit vom untersuchten Zeitintervall

Zeitintervall	p_g
1990-2000	4,030E-03
1991-2000	3,133E-02
1992-2000	0,254075
1993-2000	0,669777
1994-2000	0,901872
1995-2000	0,926531
1996-2000	0,962031
1997-2000	0,956461
1998-2000	0,911652
1999-2000	0,733115

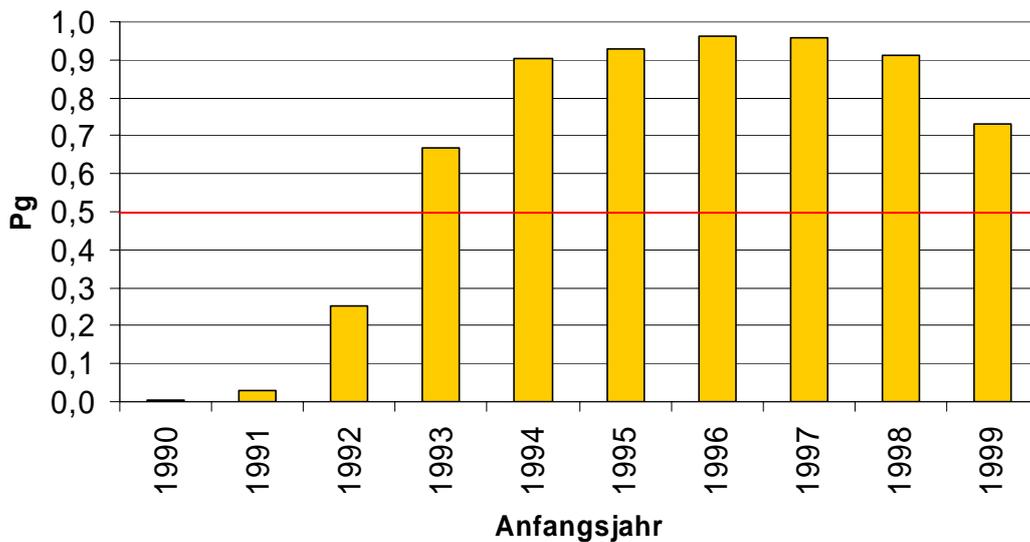


Abb. 2.16 p_g in Abhängigkeit vom Anfangsjahr des untersuchten Zeitintervalls. Das letzte Jahr ist immer 2000. Da bei Trendindikatorfunktion 4 Werte $p_g > 0,5$ anzeigen, dass mit höherer Wahrscheinlichkeit ein günstiger als ein ungünstiger Trend vorliegt, während $p_g < 0,5$ anzeigt, dass mit höherer Wahrscheinlichkeit ein günstiger als ein ungünstiger Trend vorliegt, ist $p_g = 0,5$ durch eine rote Linie gekennzeichnet.

Der langfristige ungünstige und der kurzfristige günstige Trend sind in Abbildung 2.16 deutlich zu erkennen: Für die Zeiträume 1994 – 2000 bis 1997 – 2000 werden Werte $p_g > 0,9$ erhalten, während für 1991 – 2000 und insbesondere 1990 – 2000 ein sehr geringer Wert für p_g erhalten wird. Der nur mäßig große Wert für den 2 Jahre umfassenden Zeitraum 1999 – 2000 liegt darin begründet, dass die enthaltene geringe Anzahl von Ereignissen keine sicherere Aussage erlaubt.

Um Fehlinterpretationen der graphischen Darstellung zu vermeiden, muss man sich vor Augen führen, dass der zu jedem Intervall gehörende Wert von p_g angibt, mit welcher Wahrscheinlichkeit in diesem Intervall insgesamt ein günstiger Trend vorliegt. Ist z. B. der Wert für 1999 – 2000 kleiner als derjenige von 1998 – 2000, so heißt dies **nicht**, dass zwischen 1998 und 1999 eine Verschlechterung eingetreten sei.

Als weitere Beispiele wurde mit diesem Verfahren der Datensatz mit den in SWR-Anlagen aufgetretenen Transienten sowie der Datensatz mit den Turbinenschnellschlüssen in einer DWR-Anlage untersucht. Die Ergebnisse sind in Kapitel 3.1.9 bzw. 3.1.10 beschrieben.

2.11 Verfahren zur detaillierten Trendanalyse

Das oben beschriebene Verfahren kann verallgemeinert werden, um ein Verfahren zur detaillierten Trendanalyse zu erhalten. Dazu wird die Zielgröße p_g nicht nur für sämtliche Zeitintervalle, die mit dem letzten betrachteten Jahr enden, sondern für alle möglichen Unterzeitintervalle berechnet. Stehen z. B. Daten für die Jahre 2001 – 2004 zur Verfügung, so wird p_g für die Zeitintervalle 2001 – 2004, 2001 – 2003, 2001 – 2002, 2002 – 2004, 2002 – 2003 und 2003 – 2004 berechnet. Auf diese Weise können auch Trends erkannt werden, die in der Vergangenheit existierten und bereits beendet sind. Grundlage dieser Analyse ist, dass besonders große bzw. kleine Werte für p_g erwartet werden, wenn das analysierte Zeitintervall mit der Dauer eines Trends möglichst gut übereinstimmt. Dauert ein günstiger Trend z. B. von 2001 – 2003 an, während sonst kein Trend vorliegt, so ist zu erwarten, dass sich für eine Trendanalyse des Zeitintervalls 2001 – 2003 ein größerer Wert für p_g ergibt als für andere Zeitintervalle, die die Jahre 2001 – 2003 entweder nur teilweise umfassen, oder die kürzer oder länger sind. Die Gründe für dieses Verhalten sind: Umfasst das Untersuchungsintervall nicht alle Jahre, in denen ein Trend vorliegt, so stehen weniger Ereignisse zur Identifikation des Trends zur Verfügung, die Aussagesicherheit wird geringer. Sind im Untersuchungs-

tervall weitere Jahre enthalten, in denen kein Trend vorliegt, so wird aufgrund der stochastischen Natur der auftretenden Ereignisse für alle Jahre, die in die Untersuchung einbezogen sind und in denen kein Trend mehr herrscht, eine zusätzliche zufällige Komponente eingebracht. Es wird somit das Verhältnis zwischen dem „Nutzsinal“ und dem „Rauschen“ ungünstig beeinflusst. Deshalb erhält man auch in diesem Fall im Mittel einen geringeren Wert für p_g .

In Abhängigkeit von der Länge der zu analysierenden Zeitreihe müssen bei dieser Analyse sehr viele Werte für p_g berechnet und dargestellt werden. Stehen Daten für m Jahre zur Verfügung, so sind dies $(m^2 - m)/2$ Werte. Zum Beispiel bei 20 Jahren sind 190 Werte zu berechnen und darzustellen. Dies hat einerseits einen hohen Rechenaufwand zur Folge, andererseits ist eine übersichtliche graphische Darstellung nicht einfach. Abhängig vom Ziel der Analyse können verschiedene Darstellungen, wie eine pseudo-dreidimensionale Darstellung als Oberfläche oder eine farb- oder graustufen-codierte Darstellung als Matrix sinnvoll sein. Um z. B. besonders ausgeprägte kurzfristige Trends zu erkennen, müssen in den Daten nur wenige Jahre umfassende Zeiträume identifiziert werden, für die p_g besonders groß oder klein ist. Deshalb werden die Ergebnisse zunächst als Tabelle ausgegeben, die für jedes Unterintervall die Informationen „erstes Jahr“, „letztes Jahr“, „Länge des Intervalls (Anzahl Jahre)“ und p_g enthält. Mithilfe eines Tabellenkalkulationsprogramms können dann weitere Auswertungen, z. B. „Finden der kleinsten Werte für p_g “ oder „Finden der kleinsten Werte für p_g für Zeitintervalle von maximal 4 Jahren“ nach Benutzerwunsch erfolgen.

Um dieses Verfahren zu demonstrieren, wurde zunächst ein künstlicher Datensatz untersucht, der einen globalen ungünstigen Trend aufweist, der jedoch für die Jahre 1992 – 1995 von einem günstigen Trend unterbrochen wird. Die Bezugszeit ist für alle Jahre identisch. Die Anzahl Ereignisse ist in Abbildung 2.17 dargestellt.

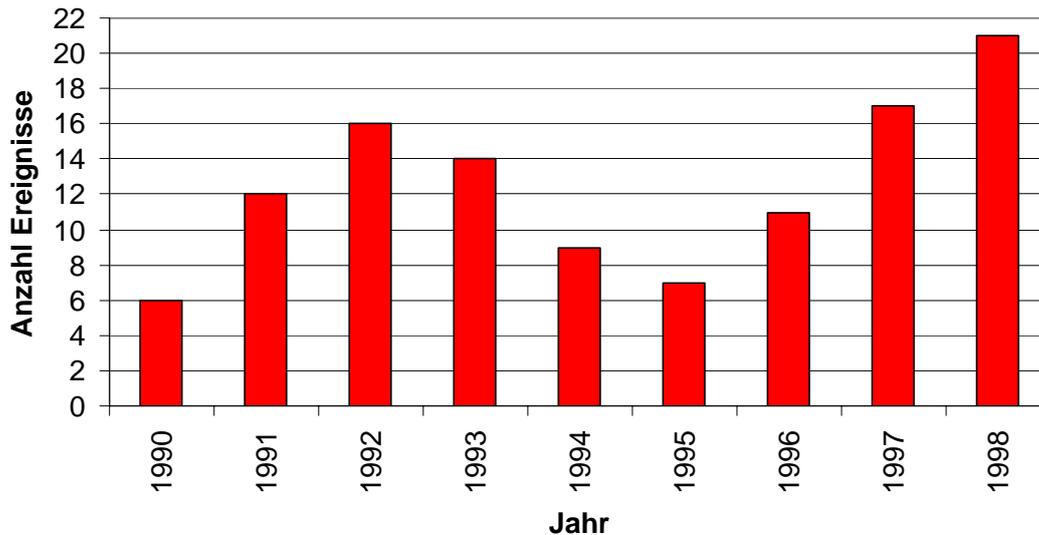


Abb. 2.17 Anzahl der Ereignisse in den betrachteten 9 Jahren (künstlicher Datensatz)

Die Ergebnisse für Trendindikatorfunktion 4 sind in Tabelle 2.16 geordnet nach Werten von p_g aufgeführt. Dabei sind diejenigen Intervalle, die den in den Daten enthaltenen kurz- und langfristigen Trends entsprechen, fett gedruckt.

Tab. 2.16 Ergebnisse für Trendindikatorfunktion 4 für alle möglichen Zeitabschnitte für den in Abbildung 2.17 dargestellten Datensatz, geordnet nach Werten von p_g

Anfang	Ende	Länge	p_g
1994	1998	5	5,22E-03
1995	1998	4	7,43E-03
1990	1992	3	1,50E-02
1995	1997	3	1,94E-02
1990	1998	9	3,04E-02
1993	1998	6	3,48E-02
1996	1998	3	3,80E-02
1990	1993	4	6,66E-02
1994	1997	4	6,97E-02
1990	1991	2	7,68E-02
1996	1997	2	0,129224
1992	1998	7	0,172273
1995	1996	2	0,176033
1991	1998	8	0,179428
1990	1997	8	0,202963
1991	1992	2	0,227573
1997	1998	2	0,260372
1990	1994	5	0,262012

Anfang	Ende	Länge	p_g
1993	1997	5	0,287402
1994	1996	3	0,327512
1991	1993	3	0,349072
1990	1996	7	0,53868
1991	1997	7	0,582419
1990	1995	6	0,607199
1992	1997	6	0,617229
1992	1993	2	0,641619
1994	1995	2	0,692628
1991	1994	4	0,722668
1993	1996	4	0,726863
1993	1994	2	0,850516
1991	1996	6	0,877196
1992	1996	5	0,915231
1992	1994	3	0,921266
1991	1995	5	0,924441
1993	1995	3	0,936256
1992	1995	4	0,968015

Es zeigt sich, dass besonders kleine Werte für p_g für die Zeitabschnitte 1990 – 1992, 1995 – 1998, ferner dem damit überlappenden Zeitabschnitt 1994 – 1998 auf treten. Dies entspricht den zwei vorhandenen kurzfristigen ungünstigen Trends. Unter den längeren Abschnitten weist 1990 – 1998 den niedrigsten Wert auf; dieser Abschnitt entspricht dem globalen ungünstigen Trend. Der höchste Wert für p_g tritt für die Zeitabschnitte 1992 – 1995 auf. Während dieses Abschnittes existiert ein kurzfristiger günstiger Trend.

Als weiteres Beispiel wurde mit diesem Verfahren der Datensatz mit den in SWR-Anlagen aufgetretenen Transienten untersucht. Die Ergebnisse sind in Kapitel 3.1.9 beschrieben.

3 Quantitativer Bewertungsmaßstab

3.1 Erstellen eines Referenzdatensatzes und Quantifizierung

Aus der in verschiedenen vorangegangenen Vorhaben ausgewerteten und aufbereiteten Betriebserfahrung, die bei der GRS in den meisten Fällen in dem Datenbanksystem „WISBAS“ gespeichert ist, wurde ein Satz von Referenzdaten erstellt. Er enthält eine repräsentative Auswahl von Ereignissen an der Sicherheitsleittechnik sowie an passiven und aktiven Komponenten infolge von Instandhaltungsvorgängen sowie eine re-

präsentative Auswahl von DWR- und SWR-typischen Betriebstransienten. Die Auswahl enthält sowohl anlagenspezifische als auch generische (anlagenübergreifende) Datensätze. Da in diesem Vorhaben keine eigene Datenerfassung oder Auswertung vorgesehen ist, wurde soweit möglich auf vorhandene Datenzusammenstellungen zurückgegriffen, wie sie in den jeweils zitierten Berichten dokumentiert wurden. Eine Berücksichtigung der teilweise vorhandenen Fortschreibung der Datenerfassung, die im Rahmen von anderen zur Zeit laufenden Vorhaben durchgeführt wird, oder eine über in vergangenen Untersuchungen herausführende Auswertung bzw. Informationsbeschaffung, z. B. zur exakten Bestimmung der jeweils relevanten Betriebszeiten, erfolgte auftragsgemäß nicht. Abweichend vom Angebot umfassen 3 Datensätze statt 10 nur 9 Jahre, ein Datensatz statt 12 nur 11 Jahre und ein weiterer statt 11 nur 9 Jahre. Dies hat für die Untersuchungen keine Bedeutung. Da einige Datensätze wesentlich mehr Jahre umfassen (bis zu 34 Jahre), beträgt die mittlere Länge der Datensätze über 18 Jahre.

Im Folgenden sind die einzelnen Datensätze näher beschrieben und die Ergebnisse der Trenderkennungsverfahren aufgeführt. Dabei wurden in den meisten Fällen mehrere verschiedene Zeitintervalle untersucht, bei zwei Datensätzen wurde das Analyseverfahren „Trendspektrum“ (siehe Kapitel 2.10), bei einem Datensatz das detaillierte Trendanalyseverfahren „Trendspektrum 2D“ (siehe Kapitel 2.11) angewandt. Bei der in allen Fällen angewandten Trendindikatorfunktion 4 gilt $p_g = 1 - p_{ug}$. Die Interpretation der numerischen Ergebnisse erfolgte wie in Kapitel 2.2 dargestellt. Die Ergebnisse wurden diskutiert und wenn möglich zu früher erhaltenen Ergebnissen in Beziehung gesetzt.

3.1.1 Leckagen Nuklearer Zwischenkühler in DWR

Im Rahmen mehrerer Vorhaben wurden Leckagen an nuklearen Zwischenkühlern in den deutschen DWR erfasst und ausgewertet. Die Arbeiten und die ausgewerteten Daten sind in /GRS-99/ dokumentiert. In dieser Auswertung wurde ein deutlicher Anstieg der Schäden an den nuklearen Zwischenkühlern gefunden. Von den betroffenen Anlagenbetreibern wurden Gegenmaßnahmen in Form von Instandsetzungsmaßnahmen bzw. eines Austausches der kompletten Kühler oder der Berohrung getroffen.

Die betrachteten Leckagen können während des gesamten Betriebes auftreten. In den Anlagen sind jeweils 4 Kühler vorhanden. Deshalb ist die Beobachtungszeit (in Jahren) jeweils das Vierfache der Anzahl der ausgewerteten Anlagen. Die Beobachtungszeit

und die Anzahl der Ereignisse in den untersuchten Jahren 1976 – 1999 sind in Abbildung 3.1 und in Tabelle B.1 im Anhang B dargestellt.

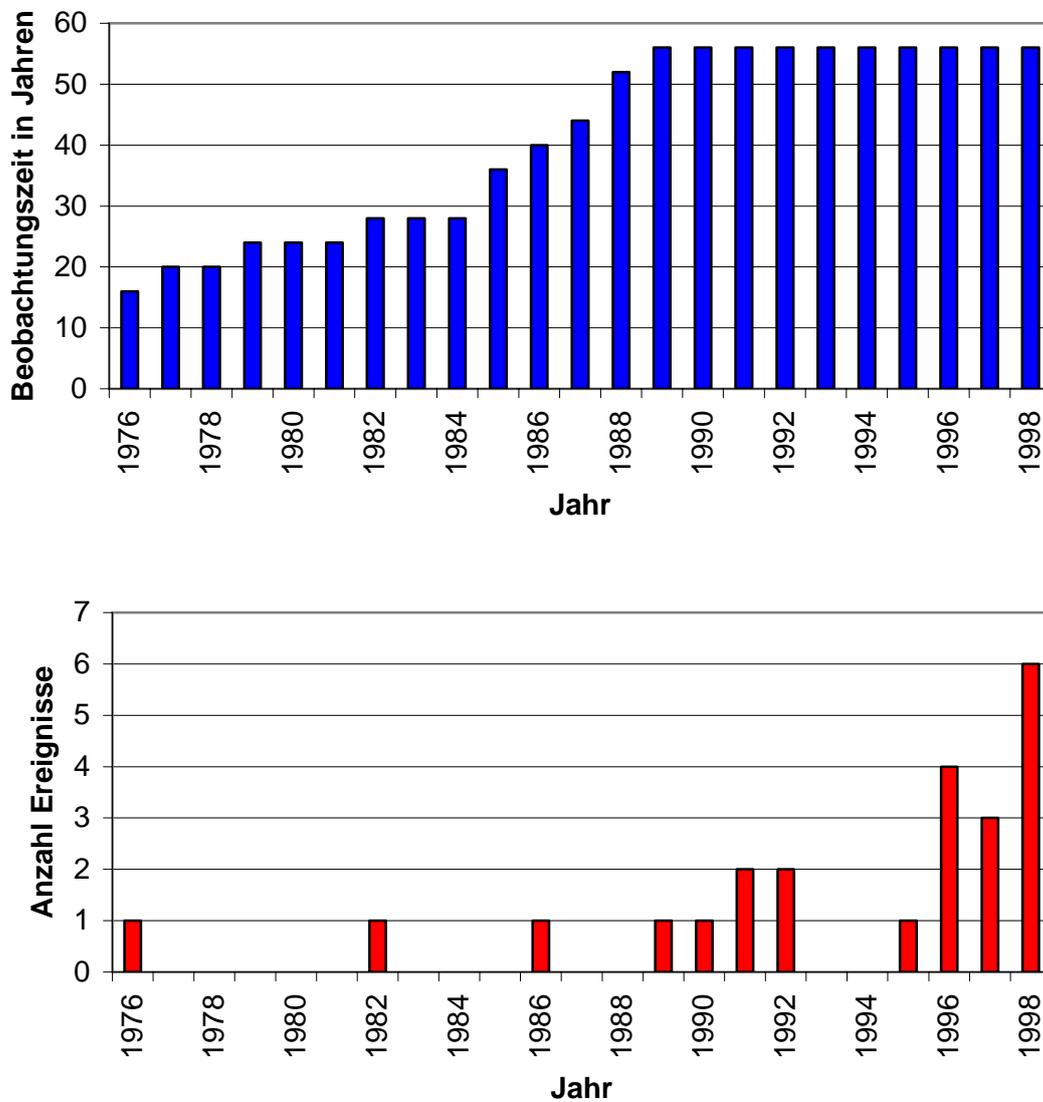


Abb. 3.1 Beobachtungszeiten und Anzahl der Leckageereignisse der Zwischenkühler in deutschen DWR in den Jahren 1976 – 1998.

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurde der gesamte Zeitraum 1976 – 1998, die letzten 5 Jahre der Beobachtungszeit (1994 – 1998) und die Jahre 1976 – 1993 untersucht. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3.1 dargestellt.

Tab. 3.1 Analyseergebnisse

Zeitraum	p_g
1976 – 1998	7,41E-02
1994 – 1998	6,38E-03
1976 – 1993	0,51

Die Analyse des Gesamtzeitraumes 1976 – 1998 ergibt somit starke Hinweise auf einen insgesamt ungünstigen Trend, da p_g einen kleinen Wert hat. Für den Zeitraum ab 1994 wird die Existenz eines ungünstigen Trends mit großer Sicherheit bestätigt. Die Analyse des Zeitintervalls von 1976 – 1993 ergibt keinerlei Hinweise auf einen ungünstigen oder günstigen Trend in diesem Zeitraum. Somit ergibt sich eine Bestätigung und Quantifizierung der oben genannten Ergebnisse.

3.1.2 Leckagen an Rohrleitungen einer DWR-Anlagengeneration

Im Rahmen mehrerer Vorhaben wurden Leckagen an Rohrleitungen in deutschen Kernkraftwerken erfasst und in dem Informationssystem WISBAS gespeichert /GRS-97a/. Im vorliegenden Datensatz sind die Leckagen von den DWR-Anlagen einer Anlagengeneration, die als meldepflichtiges Ereignis von den Betreibern gemeldet wurden, enthalten.

Da die betrachteten Leckagen während des gesamten Betriebes auftreten können, und das Beobachtungskollektiv über die untersuchte Zeit konstant war, wird eine konstante Bezugszeit für alle Jahre verwendet. Die Anzahl der in den Jahren aufgetretenen meldepflichtigen Leckagen an Rohrleitungen in den betrachteten Anlagen ist in Abbildung 3.2 und in Tabelle B.2 im Anhang B dargestellt.

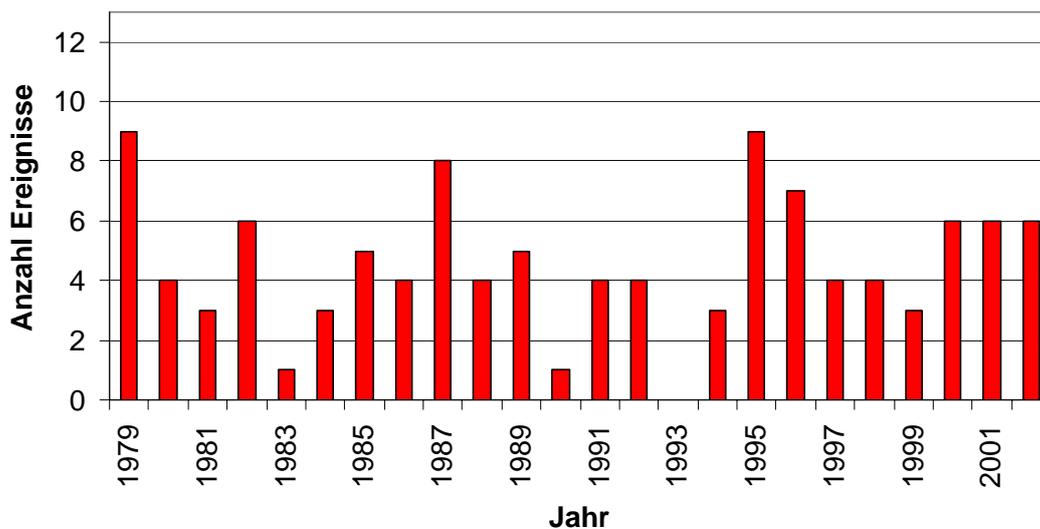


Abb. 3.2 Anzahl der meldepflichtigen Leckagen an Rohrleitungen in deutschen DWR einer Anlagengeneration in den Jahren 1979 – 2002.

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurde der gesamte Zeitraum 1979 – 2002, die Jahre 1993 – 2002 und die Jahre 1979 – 1992 untersucht. Die Ergebnisse sind wie folgt:

Tab. 3.2 Analyseergebnisse

Zeitraum	p_g
1979 – 2002	0,317
1993 – 2002	9,036E-02
1979 – 1992	0,755

Somit ergeben sich für den Gesamtzeitraum schwache Anhaltspunkte für einen ungünstigen Trend. Für die letzten zehn Jahre ergibt die Analyse deutlichere Anhaltspunkte für einen ungünstigen Trend, während für den Zeitraum 1979 – 1992 schwache Anhaltspunkte für einen günstigen Trend existieren.

3.1.3 Leckagen an Rohrleitungen des Wasser-Dampf-Kreislaufs in SWR

Wie der vorhergehende Datensatz wurde der vorliegende Datensatz dem Informationssystem WISBAS /GRS-97a/ entnommen. Im vorliegenden Datensatz sind die Le-

ckagen an den Systemen des Wasser-Dampfkreislaufes der SWR-Anlagen enthalten, die als meldepflichtiges Ereignis von den Betreibern gemeldet wurden. Es wurden Leckagen derjenigen Systeme ausgewählt, deren KKS-Codierung mit dem Buchstaben „L“ beginnt. Dies umfasst insbesondere die Frischdampf-, Speisewasser-, Hilfsdampf-, und Kondensatsysteme.

Die betrachteten Leckagen können während des gesamten Betriebes auftreten. Somit entspricht die Bezugszeit in Jahren der Anzahl der jeweils ausgewerteten Anlagen. Die Bezugszeiten und die Zahlen der aufgetretenen Ereignisse sind in Abbildung 3.3 und in Tabelle B.3 im Anhang B dargestellt.

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurde der gesamte Zeitraum 1973 – 2002, die Jahre 1977 – 1987 und 1973 – 1981 untersucht. Die Ergebnisse sind wie folgt:

Tab. 3.3 Analyseergebnisse

Zeitraum	P_g
1973 – 2002	1 - 5,00E-07
1977 – 1987	1 - 5,00E-07
1973 – 1981	0,028

Die identischen Zahlen für die zwei ersten Zeiträume ergeben sich aus der endlichen Anzahl (10^6) durchgeführter Monte-Carlo-Simulationen.

Im Gesamtzeitraum liegt ein sehr deutlicher günstiger Trend vor. Im Zeitraum von 1973 – 1981 ist von einem ungünstigen Trend auszugehen, während im Zeitintervall 1977 – 1987 wiederum ein sehr deutlicher günstiger Trend vorliegt.

Dies lässt sich dadurch erklären, dass in dem Zeitraum von ca. 1977 – 1980 vermehrt Ereignisse aufgrund dehnungsinduzierter Risskorrosion (insbesondere bei dem Werkstoff WB 35) beobachtet wurden. Durch Austausch von Rohrleitungen wurde dieser Schadensursache entgegengewirkt.

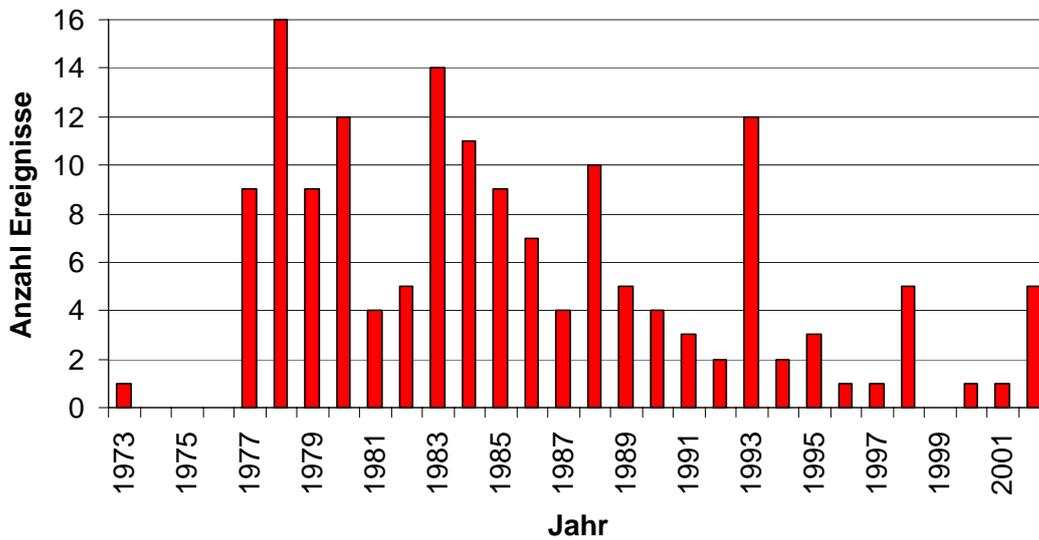
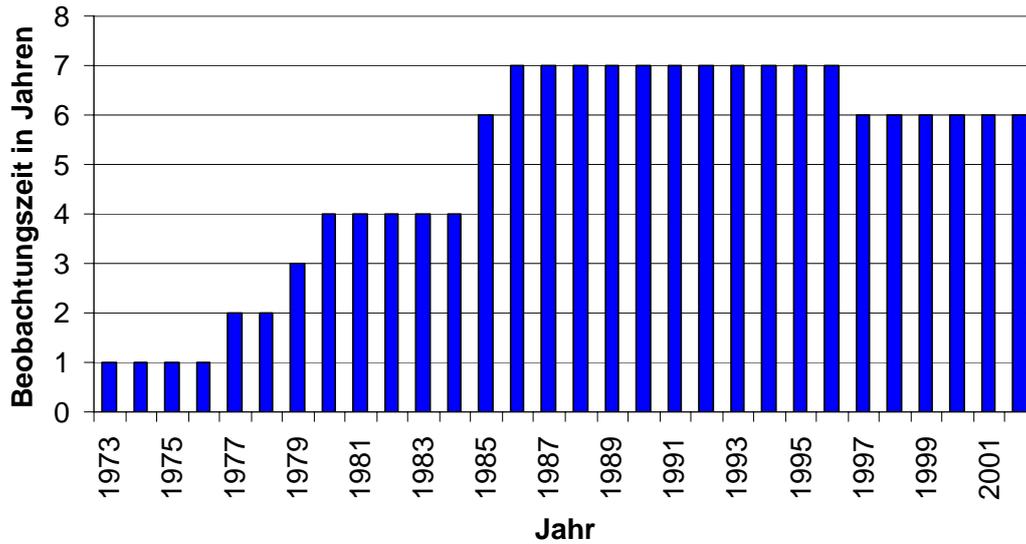


Abb. 3.3 Beobachtungszeit und Anzahl der meldepflichtigen Ereignisse zu Leckagen an den Systemen des Wasser-Dampfkreislaufes der SWR-Anlagen in den Jahren 1973 – 2002.

3.1.4 Alterungsbedingte Schäden an Kreiselpumpen einer SWR-Anlage

Im Rahmen des Vorhabens SR 2410 /GRS-04/ wurden Untersuchungen zur anlagen-spezifischen Zuverlässigkeit von aktiven Komponenten durchgeführt. Die Ergebnisse sind im Informationssystem „WISBAS“ gespeichert. In dem Vorhaben SR 2423 /GRS-03/ wurden diese Daten unter dem Aspekt des Alterungsmanagements untersucht.

Der hier untersuchte Datensatz umfasst die als alterungsbedingt eingestuftten Schäden an den PSA-relevanten Kreiselpumpen einer SWR-Anlage. Als Bezugszeiten wurden die Generatorbetriebszeiten der Anlage verwandt. Da die Auswertung für den Zeitraum 01.11.1992 – 01.10.2001 durchgeführt wurde und somit im Jahr 1992 nur zwei Monate ausgewertet wurden, sind für die Anwendung der statistischen Trendanalyseverfahren die Jahre 1992 und 1993 zusammengefasst worden. Die Bezugszeiten und die Anzahlen der aufgetretenen Ereignisse sind in Abbildung 3.4 in Tabelle B.4 im Anhang B dargestellt.

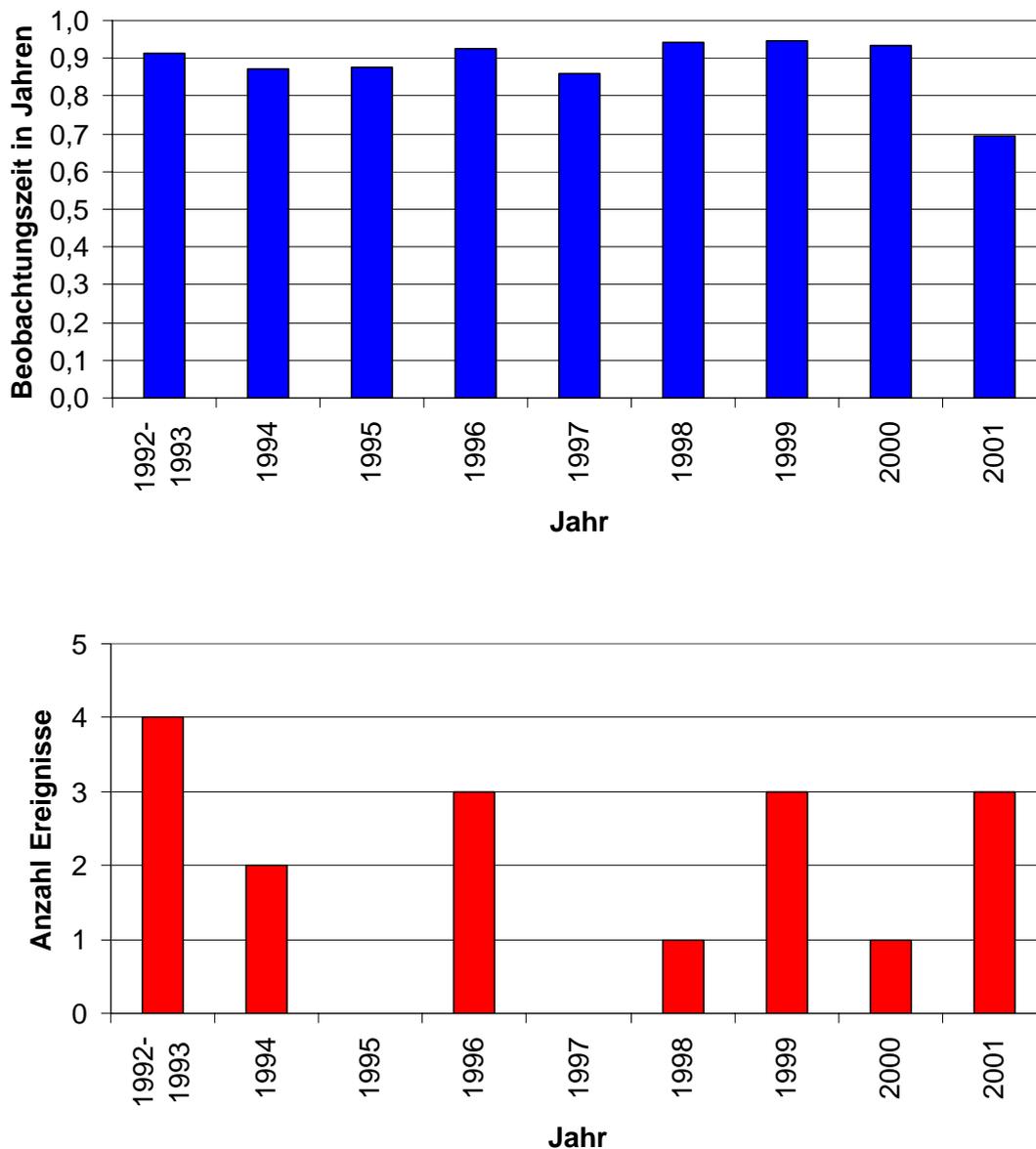


Abb. 3.4 Beobachtungszeit und Anzahl der alterungsbedingten Schadensereignisse an den PSA-relevanten Kreiselpumpen einer SWR-Anlage.

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurde der gesamte Zeitraum 1992 – 2001 untersucht. Wegen der geringen Anzahl von Ereignissen ist eine Untersuchung von Unterabschnitten nicht sinnvoll. Das Ergebnis ist wie folgt:

Tab. 3.4 Analyseergebnis

Zeitraum	P_g
1992 – 2001	0,45

Somit ergeben sich praktisch keine Hinweise auf einen günstigen oder ungünstigen Trend. Damit wird das Ergebnis der damaligen Untersuchung bestätigt, bei der kein Trend gefunden wurde.

3.1.5 Alterungsbedingte Schäden an Elektromotoren einer SWR-Anlage

Wie der vorherige Datensatz wurde dieser Datensatz im Rahmen des Vorhabens SR 2423 /GRS-03/ erstellt und basiert auf Daten der Betriebserfahrung, die im Rahmen des Vorhabens SR 2410 /GRS-04/ ermittelt worden waren und im Informationssystem „WISBAS“ gespeichert sind.

Der hier betrachtete Datensatz umfasst die als alterungsbedingt eingestuftten Schäden an 280 Elektromotoren einer SWR-Anlage. Als Bezugszeiten wurden die Generatorbetriebszeiten der Anlage verwandt, wobei wie beim vorhergehenden Datensatz für die Anwendung der statistischen Trendanalyseverfahren die Jahre 1992 und 1993 zusammengefasst wurden. Die Bezugszeiten und die Zahlen der aufgetretenen Ereignisse sind in Abbildung 3.5 dargestellt.

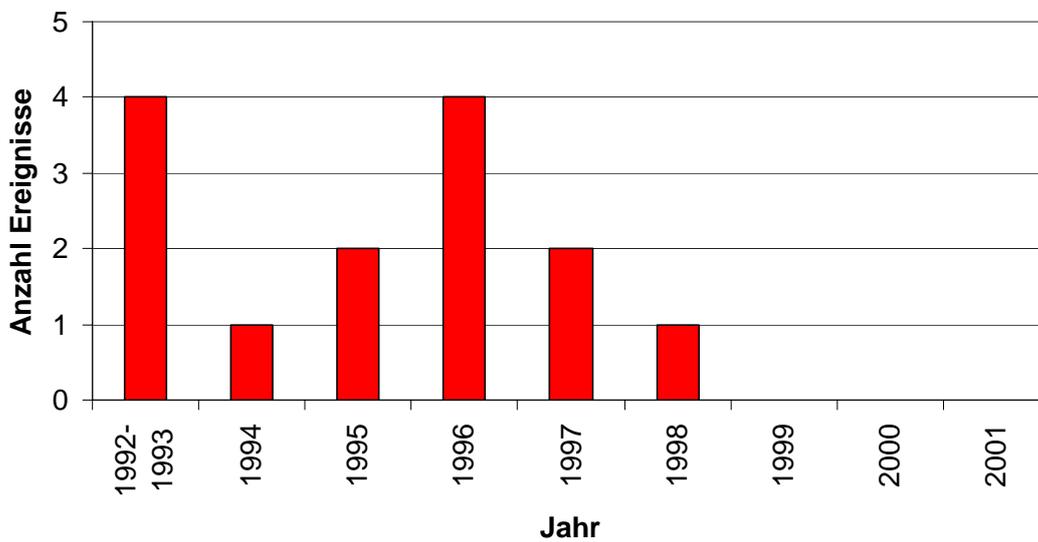
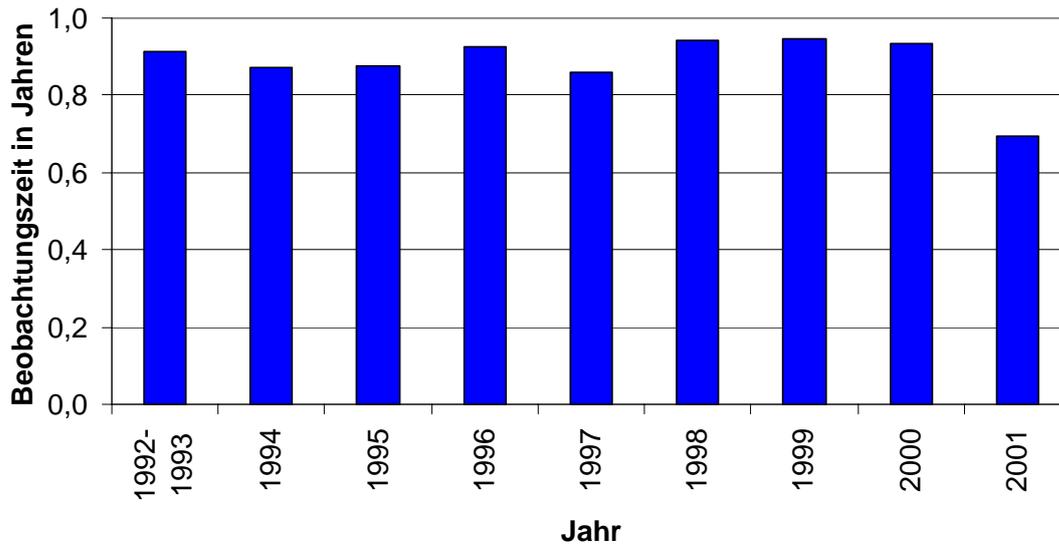


Abb. 3.5 Beobachtungszeit und Anzahl der alterungsbedingten Schadensereignisse an Elektromotoren einer SWR-Anlage.

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurde der gesamte Zeitraum 1992 – 2001 sowie die Zeiträume 1992 – 1997 und 1998 – 2001 untersucht. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3.5 dargestellt.

Tab. 3.5 Analyseergebnisse

Zeitraum	P_g
1992 – 2001	0,98
1992 – 1997	0,53
1998 – 2001	0,65

Somit ist von einem insgesamt günstigen Trend auszugehen. Damit wird das Ergebnis der damaligen ingenieurtechnischen Trendanalyse³ bestätigt und quantifiziert. Bei dieser Untersuchung waren auch zwei Zeiträume mit stark unterschiedlichen Schadenshäufigkeiten identifiziert worden. Dieses wird ebenfalls durch die quantitative Untersuchung bestätigt: Für das Zeitintervall 1992 – 1997 sind praktisch keine Hinweise für einen Trend vorhanden, so dass man für dieses Zeitintervall von einer konstanten Ereignisrate ausgehen kann. Die Hinweise auf einen günstigen Trend im Zeitraum 1998 – 2001 sind nur schwach ausgeprägt, während über den Gesamtzeitraum ein deutlicher günstiger Trend vorliegt.

3.1.6 Alterungsbedingte Schäden an Armaturen einer SWR-Anlage

Wie die vorherigen Datensätze wurde dieser Datensatz im Rahmen des Vorhabens SR 2423 /GRS-03/ erstellt und basiert auf Daten der Betriebserfahrung, die im Rahmen des Vorhabens SR 2410 /GRS-04/ ermittelt worden waren und im Informationssystem „WISBAS“ gespeichert sind.

Dieser Datensatz umfasst die als alterungsbedingt eingestuftten Schäden an den PSA-relevanten Armaturen einer SWR-Anlage. Als Bezugszeiten wurden wie bei den vorhergehenden Datensätzen die Generatorbetriebszeiten der Anlage verwandt, wobei ebenfalls für die Anwendung der statistischen Trendanalyseverfahren die Jahre 1992 und 1993 zusammengefasst wurden. Die Bezugszeiten und die Anzahlen der aufgetretenen Ereignisse sind in Abbildung 3.6 und in Tabelle B.6 im Anhang B dargestellt.

³ Die Vorgehensweise zur ingenieurtechnischen Trendanalyse ist in Kapitel 7 erläutert und in /GRS-04/ und /GRS-04a/ ausführlich dargestellt.

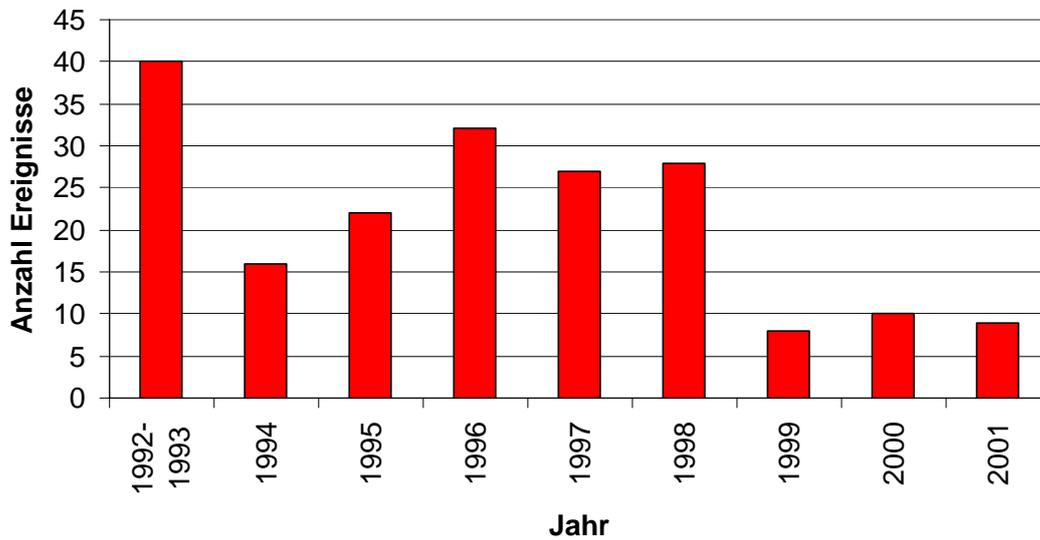
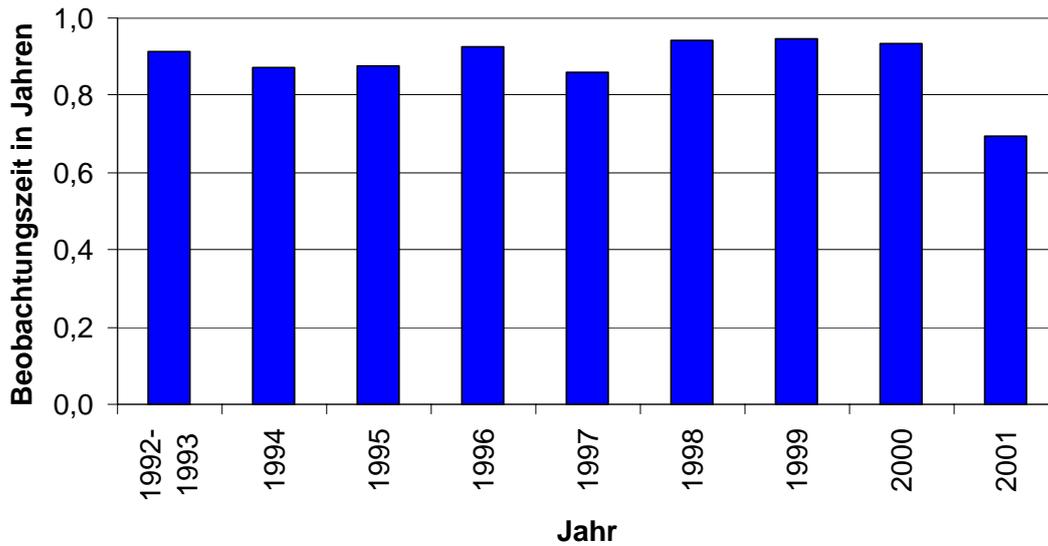


Abb. 3.6 Beobachtungszeit und Anzahl der alterungsbedingten Schadensereignisse an Armaturen einer SWR-Anlage.

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurde der gesamte Zeitraum 1992 – 2001 sowie die Zeiträume 1992 – 1998 und 1999 – 2001 untersucht. Die Ergebnisse sind wie folgt:

Tab. 3.6 Analyseergebnisse

Zeitraum	P_g
1992 – 2001	1 - 1E-4
1992 – 1998	0,496
1999 – 2001	0,182

Aus den numerischen Ergebnissen ergibt sich, dass mit sehr hoher Sicherheit von einem insgesamt günstigen Trend auszugehen ist. Damit wird das Ergebnis der damaligen ingenieurtechnischen Trendanalyse ebenfalls bestätigt und quantifiziert. Bei der ingenieurtechnischen Trendanalyse waren zwei Zeiträume mit stark unterschiedlichen Schadenshäufigkeiten identifiziert worden. Bei der Anwendung des quantitativen Verfahrens auf diese Zeitintervalle ergibt sich folgendes: Für das Zeitintervall 1992 – 1998 sind praktisch keine Hinweise für einen Trend vorhanden, so dass man für dieses Zeitintervall von einer konstanten Ereignisrate ausgehen kann. Die Hinweise auf einen ungünstigen Trend im Zeitraum 1999 – 2001 sind nicht sehr stark ausgeprägt. Somit werden auch hier die Ergebnisse der ingenieurtechnischen Trendanalyse bestätigt und quantifiziert.

3.1.7 Ausfälle von EMD-Baugruppen

Im Rahmen des Vorhabens SR 2287 wurde die Betriebserfahrung von Leittechnischen Baugruppen einer DWR-Anlage für den Zeitraum 1.1.1985 bis 31.12.1995 erfasst und ausgewertet. Die Ergebnisse sind in /GRS-98/ dokumentiert.

Der zum Anwenden der Trendanalyseverfahren ausgewählte Datensatz umfasst die Ausfälle der EDM-RTG-Baugruppen im oben genannten Zeitraum. Diese Taktgeber-Baugruppen erzeugen die dynamischen Logiksignale für die Baugruppen des EDM-Systems.

Nach der Auswertung /GRS-98/ sind keine Besonderheiten im Zeitverlauf festzustellen.

Die Bezugszeiten sind für alle Jahre gleich (jeweils 1 Jahr) und deshalb hier nicht dargestellt. Die Zahlen der aufgetretenen Ereignisse sind in Abbildung 3.7 und in Tabelle B.7 im Anhang B dargestellt.

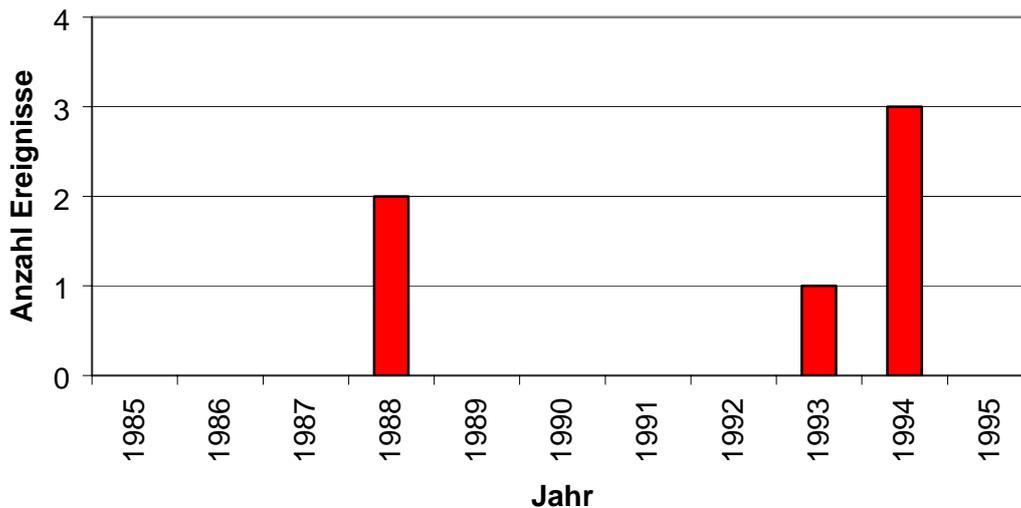


Abb 3.7 Anzahl der Ausfälle der EDM-RTG-Baugruppen einer DWR-Anlage in den Jahren 1985-1995

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurde der gesamte Zeitraum 1985 – 1995 untersucht. Wegen der geringen Zahl von Ereignissen sind Untersuchungen von Unterabschnitten nicht sinnvoll. Das Ergebnis ist wie folgt:

Tab. 3.7 Analyseergebnis

Zeitraum	p_g
1985 – 1995	0,204

Die Analyse ergibt somit Anhaltspunkte für einen ungünstigen Trend. Das jetzige quantitative Analyseergebnis ist plausibel, da in der zweite Hälfte des Beobachtungsintervalls doppelt so viele Ereignisse wie in der ersten Hälfte aufgetreten sind, so dass es sinnvoll erscheint, eher von einer Verschlechterung als einer Verbesserung auszugehen. Jedoch sind die Anhaltspunkte für eine Verschlechterung nur schwach ausgeprägt. Es ist darauf hinzuweisen, dass die nur schwache Aussage nicht allein auf die geringe Anzahl Ereignisse zurückzuführen ist, wie ein Vergleich mit einem fiktiven Datensatz zeigt, der ebenso viele Ereignisse enthält: Wenn im Jahr 1993 ein, im Jahr 1994 zwei, im Jahr 1995 drei und ansonsten keine Ereignisse aufgetreten wären, würde sich als Ergebnis der Trendanalyse ein wesentlich kleinerer Wert $p_g = 1,52E-02$ ergeben.

3.1.8 Ausfälle von GEAMATIK-Baugruppen

Im Rahmen des Vorhabens SR 2031 wurden die Betriebserfahrung von Leittechnischen Baugruppen einer SWR-Anlage für den Zeitraum 1982 bis 1991 erfasst und ausgewertet. Die Ergebnisse sind im Bericht /GRS-93/ dokumentiert.

Der zum Anwenden der Trendanalyseverfahren ausgewählte Datensatz umfasst die Ausfälle der Grenzsinalgeber-Baugruppen TKKG14. Im Verlaufe des Untersuchungszeitraumes wurden Baugruppen des Typs TKKG14.11 durch solche des Typs TKKG14.16 ersetzt. Zum Ende des Betrachtungszeitraums waren ca. 48% durch den neuen Typ ersetzt. Weiterhin wurden im Beobachtungszeitraum sämtliche Keramik-kondensatoren in den Netzteilen der im Reaktorschutz eingesetzten Baugruppen ausgetauscht. Diese hatten im Beobachtungszeitraum ca. 17% der Ausfälle verursacht. Nach 1988 waren diese Ausfälle nicht mehr aufgetreten.

Der Datensatz weist eine Besonderheit auf: Nur für zwei Zeitabschnitte sind Listen der Baugruppen-Schadensberichte vorhanden. Außerhalb dieser Zeitabschnitte sind weniger bzw. teilweise gar keine Ereignisse aufgetreten bzw. erfasst worden. Da somit davon auszugehen ist, dass nur für die Zeitabschnitte mit vorhandenen Listen der Baugruppen-Schadensberichte eine gesicherte Datenbasis vorhanden ist, wurden auch nur diese Zeitabschnitte in der Trendanalyse berücksichtigt. Deshalb sind die Bezugszeiten in den Jahren 1982, 1985 und 1987 kleiner als ein Jahr. Die Jahre 1986 und 1991 wurden nicht berücksichtigt, da die Bezugszeit 0 ist.

Die Bezugszeiten und die Zahlen der aufgetretenen Ereignisse sind in Abbildung 3.7 und in Tabelle B.7 im Anhang B dargestellt.

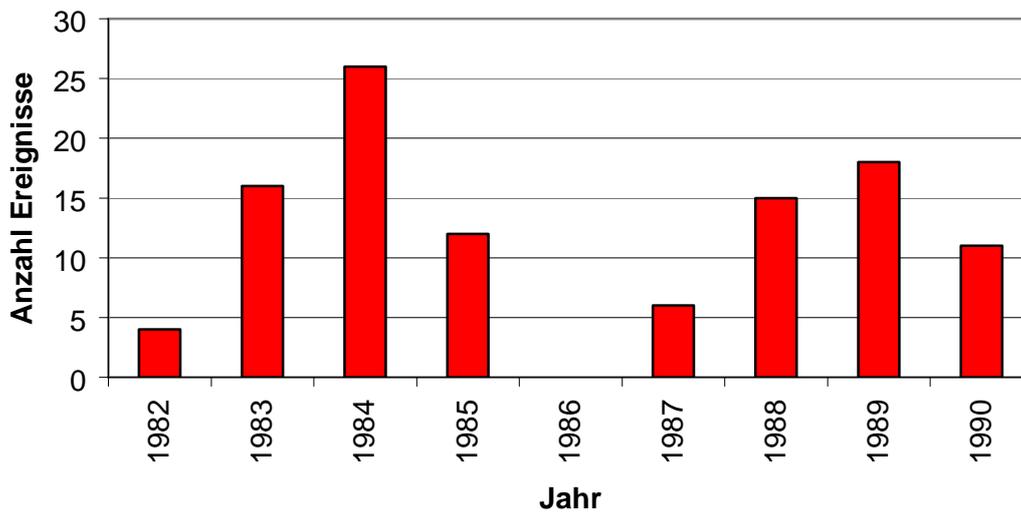
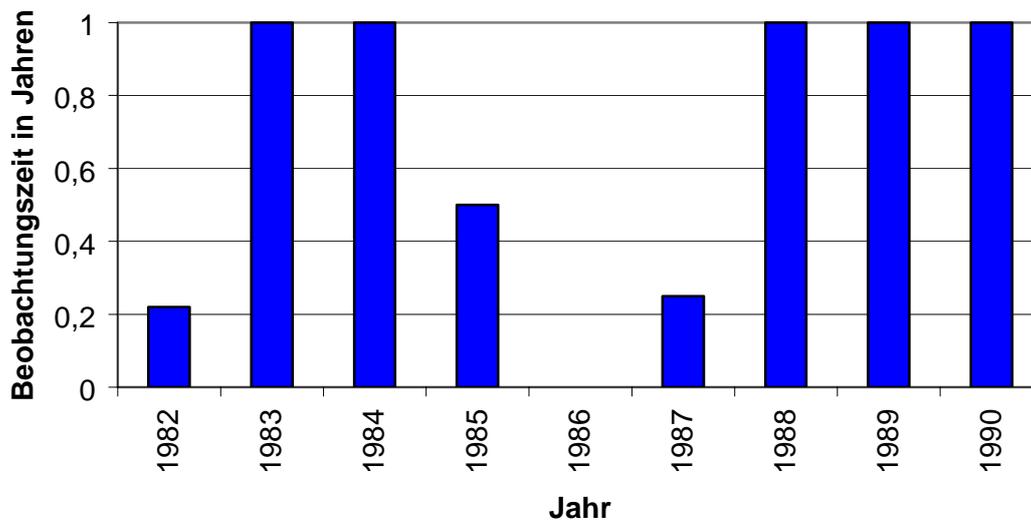


Abb. 3.8 Beobachtungszeiten und Anzahl der Ausfälle der Grenzsignalgeber-Baugruppen TKKG14 einer SWR-Anlage in den Jahren 1982-1990

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurden sämtliche Jahre mit Bezugszeiten größer Null berücksichtigt. Die Ergebnisse sind wie folgt:

Tab. 3.8 Analyseergebnis

Zeitraum	p_g
1982 – 1990	0,843

Die Analyse ergab somit Anhaltspunkte für einen günstigen Trend. Dieser ist in Übereinstimmung mit den im Beobachtungsintervall durchgeführten Verbesserungsmaßnahmen.

3.1.9 Transienten SWR

Dieser Datensatz umfasst die während des Leistungsbetriebs in den deutschen Siedewasserreaktoren der Baulinien 69 und 72 aufgetretenen Transienten in den Jahren 1982 – 2002. Zur Abgrenzung des Leistungsbetriebs zum Nichtleistungsbetrieb wurde der Zeitpunkt vom Abfahren der Anlage bis zum Abschluss der Wiederkehrenden Prüfungen beim Anfahren der Anlage dem Nichtleistungsbetrieb zugeordnet, wie es bei probabilistischen Sicherheitsanalysen üblich ist /BfS-96/. Die Auswertungen der zu berücksichtigenden Ereignisse wurden im Rahmen des Vorhabens SR 2410 /GRS-04/ mit Hilfe der Informationsbasis TRANS durchgeführt. Die Ergebnisse der Auswertungen wurden detailliert geprüft mithilfe der Beschreibungen der Meldepflichtigen Ereignisse aus der Informationsbasis VERA und den der GRS vorliegenden Störungsberichten, die im Rahmen anderer Vorhaben und kurzfristiger Untersuchungen zur Information des BMU erhalten wurden. In dem Datensatz sind folgende Transienten enthalten:

- Ausfall Hauptwärmesenke
- Fehlschließen von ISO-Ventilen
- Notstromfall
- Ausfall Hauptspeisewasserversorgung
- Fehlöffnen von Turbinen- / Umleitstationsventilen
- Offenbleiben von Sicherheits- und Entlastungsventilen
- Überspeisungstransiente

Als Bezugszeit wird die Gesamtgeneratorbetriebszeit der betrachteten Anlagen in den jeweiligen Jahren verwendet. Die Anzahl der aufgetretenen Transienten und die Bezugszeiten sind in Abbildung 3.9 und in Tabelle B.9 im Anhang B dargestellt.

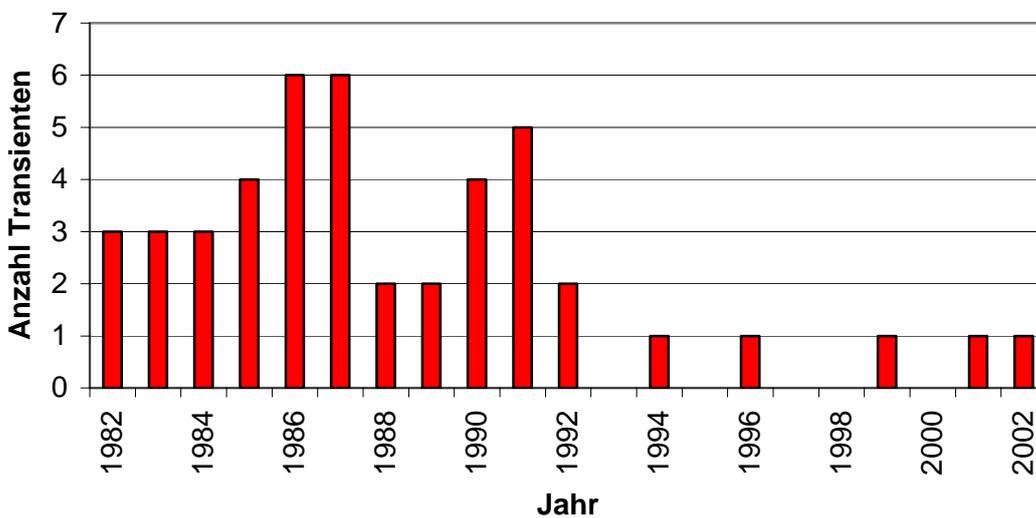
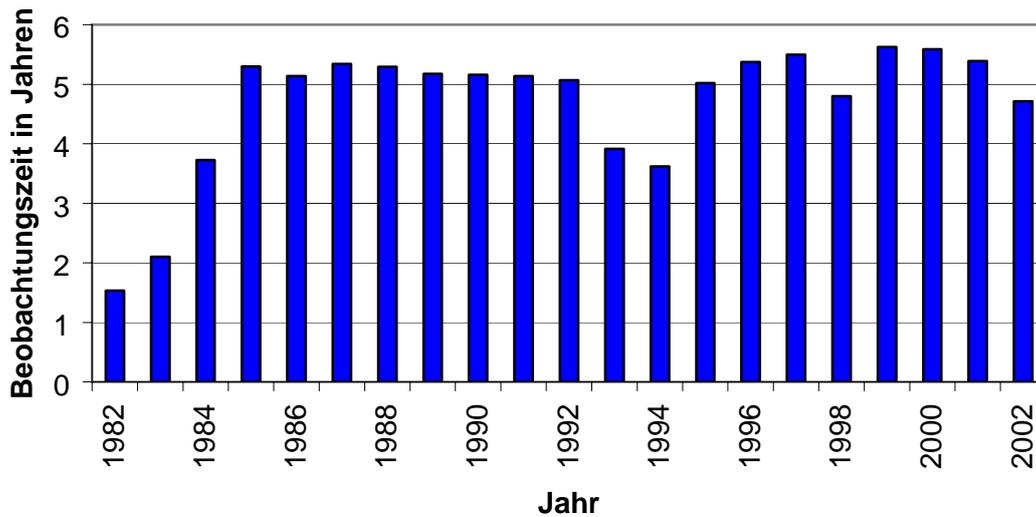


Abb. 3.9 Beobachtungszeiten (Gesamtgeneratorbetriebszeit der betrachteten SWR-Anlagen) und Anzahl der aufgetretenen Transienten in den Jahren 1982 - 2002

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurden die Zeiträume 1982 - 2002, 1982 - 1991 und 1992 - 2002 betrachtet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3.9 dargestellt

Die numerischen Ergebnisse zeigen, dass ein günstiger Trend im Verlaufe der 21-jährigen Beobachtungszeit als gesichert angesehen werden kann und somit ein ungünstiger praktisch ausgeschlossen werden kann. Der günstige Trend ist im Wesentlichen durch eine starke Verbesserung zwischen der ersten und zweiten Hälfte der Beobachtungszeit zurückzuführen, wie die Analyse der 10 bzw. 11 Jahre langen Zeitabschnitte 1982 - 1991 und 1992 - 2002 zeigt: Für den Zeitabschnitt 1982 - 1991 gibt es

nur schwache Hinweise auf einen günstigen Trend, während für den Zeitabschnitt 1992 - 2002 keinerlei Hinweise auf einen ungünstigen oder günstigen Trend vorliegen.

Tab. 3.9 Analyseergebnisse

Zeitraum	p_g
1982-2002	1 - 5,00E-07
1982-1991	0,79
1992-2002	0,51

Für dieses Beispiel wurde das Verfahren zu Analyse kurz- und langfristiger Trends (Trendspektrum) angewandt, das in Kapitel 2.10 beschrieben ist. Dabei werden die Werte für p_g für alle Zeitintervalle, deren Anfang ein Jahr innerhalb des Beobachtungszeitraumes ist und deren Ende das letzte Jahr (2002) ist, berechnet und gegen den Anfang des Zeitintervalls aufgetragen (Abbildung 3.10)

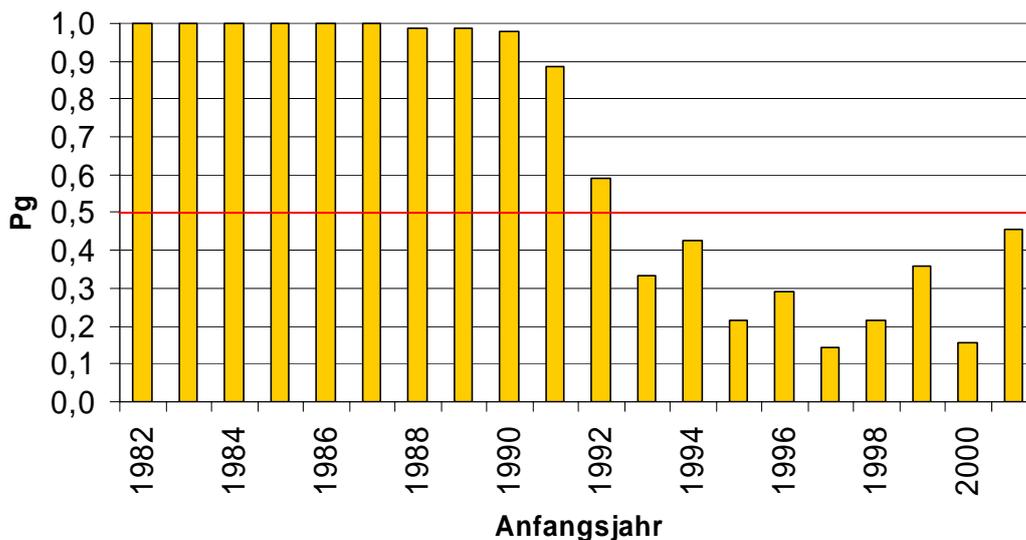


Abb. 3.10 Trendspektrum für die Transienten in SWR-Anlagen in den Jahren 1982 - 2002: Aufgetragen ist jeweils p_g gegen das erste Jahr des jeweiligen Zeitintervalls. Das letzte Jahr ist immer 2002. Da bei der verwendeten Trendindikatorfunktion 4 Werte $p_g > 0,5$ einem eher günstigen Trend und Werte $p_g < 0,5$ einem ungünstigen Trend entspricht, ist $p_g = 0,5$ durch eine rote Linie gekennzeichnet.

Für die letzten Jahre ist kein deutlicher Trend erkennbar, während langfristig ein eindeutig positiver Trend vorhanden ist. Für die letzten Jahre schwanken die Analyseergebnisse in Abhängigkeit von dem untersuchten Zeitraum relativ stark, da in dieser Zeit nur relativ wenige Ereignisse aufgetreten sind. Demgegenüber sind die Schwankungen für lange Zeiträume geringer, da insgesamt wesentlich mehr Ereignisse in die Analyse einfließen.

Für dieses Beispiel wurde zusätzlich eine Analyse mit dem detaillierten Trenderkennungsverfahren „Trendspektrum 2D“ durchgeführt. Dabei wurden, wie in Abschnitt 2.11 beschrieben, Werte für p_g für alle möglichen Unterzeitintervalle berechnet. Dies sind insgesamt 210 Werte. Ein Ausschnitt der Ergebnisse ist in Tabelle 3.10 dargestellt. Dabei sind die Werte und die dazugehörigen Intervalle nach der Größe von p_g geordnet. Dargestellt sind Intervalle, die die kleinsten bzw. größten Werte für p_g aufweisen sowie Intervalle mit $p_g \approx 0,5$.

Tab. 3.10 Ergebnisse von „Trendspektrum 2D“: Intervalle, die die kleinsten bzw. größten Werte für p_g aufweisen, sowie Intervalle mit $p_g \approx 0,5$ sind nach der Größe von p_g geordnet dargestellt.

Anfang	Ende	Länge	p_g
1982	2002	21	1 - 5,00E-06
1982	2001	20	1 - 5,00E-06
1982	2000	19	1 - 5,00E-06
1983	2001	19	1 - 5,00E-06
1982	1999	18	1 - 5,00E-06
1983	2000	18	1 - 5,00E-06
1984	2001	18	1 - 5,00E-06
1982	1998	17	1 - 5,00E-06
1984	2000	17	1 - 5,00E-06
1983	1998	16	1 - 5,00E-06
1985	2000	16	1 - 5,00E-06
1986	2000	15	1 - 5,00E-06
1985	2001	17	1 - 1,50E-05
1983	2002	20	1 - 2,00E-05
1984	1999	16	1 - 2,00E-05
1983	1999	17	1 - 2,50E-05
...
1983	1987	5	0,52319
1998	2000	3	0,52269
1995	2000	6	0,5174
1995	1997	3	0,51567
1996	1999	4	0,503915
1993	1999	7	0,50357
1988	1989	2	0,49091

Anfang	Ende	Länge	p_g
1999	2001	3	0,48896
1997	1998	2	0,4768
1993	2001	9	0,47256
2001	2002	2	0,45573
1989	1992	4	0,454945
1996	2001	6	0,443641
...
1997	1999	3	0,185193
2000	2001	2	0,176443
1993	1994	2	0,168923
2000	2002	3	0,155993
1997	2002	6	0,146724
1989	1991	3	0,125304
1988	1991	4	0,113414

Man erkennt den globalen positiven Trend eindeutig an den kleinen Werten für p_g , die sich für den Gesamtzeitraum sowie für alle Zeitintervalle, die fast den gesamten Zeitraum umfassen (Länge 20, 19 und 18, tlw. auch 17 Jahre). Der identische Wert für p_g ergibt sich daraus, dass nur endlich viele (10^6) Verläufe der wahren Ereignisrate ausgespielt wurden (siehe Abschnitt 2.6.8). Der Abschnitt mit dem ungünstigsten Trend ist 1988 - 1991. In diesem Zeitabschnitt ist die Anzahl der Ereignisse trotz leicht rückläufiger Beobachtungszeit relativ stark angestiegen. Dagegen steht dem Anstieg der Ereigniszahlen zwischen 1982 ein starker Anstieg der Beobachtungszeit aufgrund der Inbetriebnahme von weiteren Anlagen gegenüber, so dass hier kein ungünstiger Trend vorhanden ist. Längere Zeitabschnitte mit sehr geringen Hinweisen auf einen Trend sind die Abschnitte 1993 - 1999 und 1993 - 2001. In diesen Zeitabschnitten sind nur wenige Ereignisse aufgetreten.

3.1.10 Turbinenschnellschlüsse einer DWR-Anlage

Dieser Datensatz umfasst die in einer DWR-Anlage während des Leistungsbetriebs aufgetretenen Turbinenschnellschlüsse, die zu einem ungeplanten Anlagenstillstand führten. Die Daten wurden wie die im vorigen Kapitel diskutierten der Informationsbasis TRANS entnommen. Als Bezugszeit wird wiederum die Gesamtgeneratorbetriebszeit der betrachteten Anlage in den jeweiligen Jahren verwendet. Die Anzahl der aufgetretenen Transienten und die Bezugszeiten sind in Abbildung 3.11 und in Tabelle B.10 im Anhang B dargestellt.

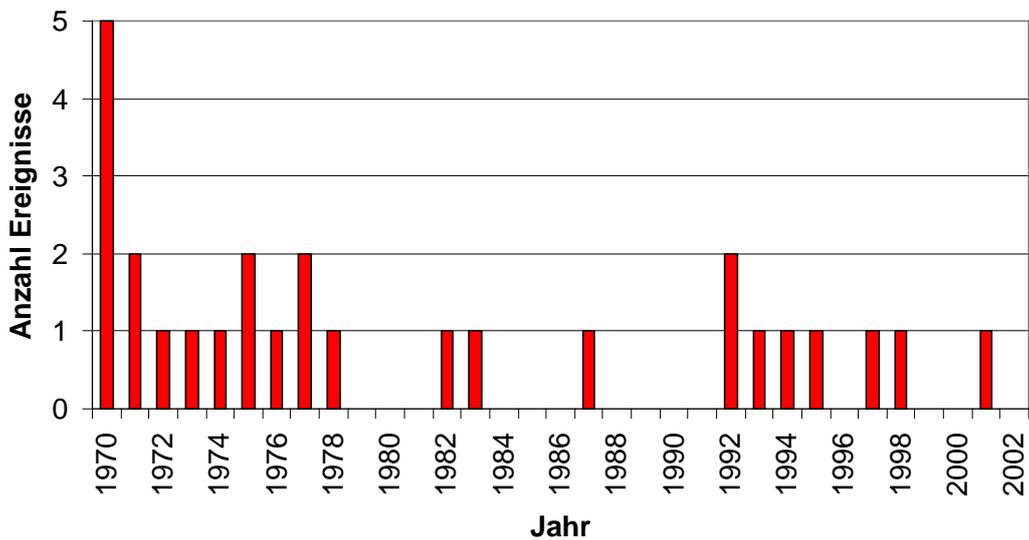
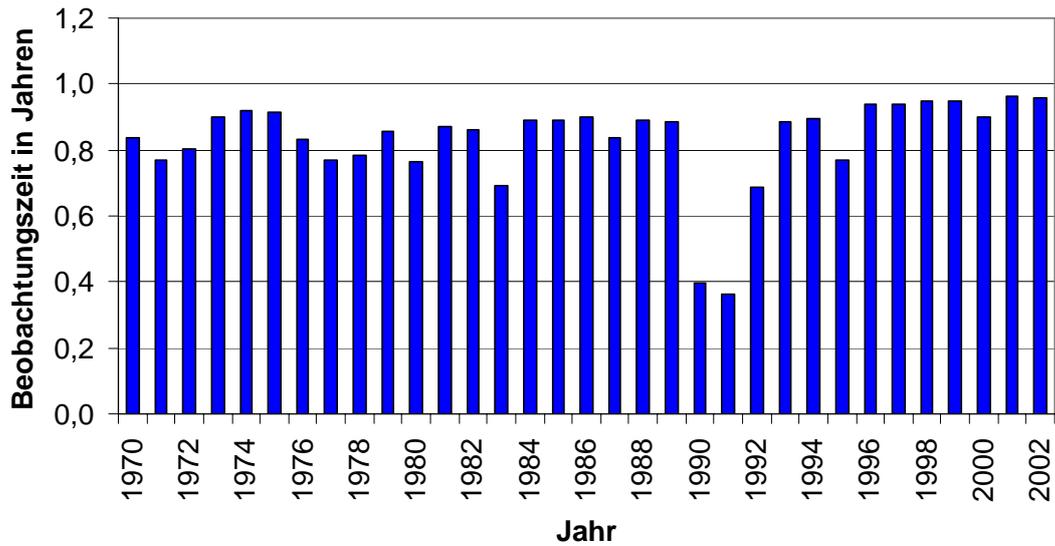


Abb. 3.11 Beobachtungszeiten (Gesamtgeneratorbetriebszeit der Anlage) und Anzahl der aufgetretenen Turbinenschnellschlüsse in den Jahren 1970 - 2002.

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurden die Zeiträume 1970 - 2002, 1970 - 1985 und 1986 - 2002 betrachtet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3.11 dargestellt.

Tab. 3.11 Analyseergebnisse

Zeitraum	p_g
1970 – 2002	$1 - 1,671E-02$
1970 – 1985	$1 - 6,155E-03$
1986 – 2002	0,546

Die Analyse ergibt somit, dass im Gesamtzeitraum mit hoher Wahrscheinlichkeit ein insgesamt günstiger Trend vorherrscht. Für den Zeitraum 1970 – 1985 kann aus den Daten mit hoher Wahrscheinlichkeit auf einen günstigen Trend geschlossen werden, während für den Zeitraum 1986 – 2002 keine Hinweise auf einen günstigen oder ungünstigen Trend vorliegen. Die Ergebnisse werden auch nicht alleine von der hohen Anzahl der Ereignisse im Jahr 1970 hervorgerufen; bei Betrachtung des Zeitraums 1971 – 1985 ergibt sich ebenfalls ein Wert von $p_g = 1 - 3,422E-02$.

Die Ergebnisse können so interpretiert werden, dass in den ersten ca. 15 Jahren die Ereignisrate deutlich gesenkt wurde, während sie danach keine deutlichen Änderungen zeigt.

Für dieses Beispiel wurde das Verfahren zur Analyse kurz- und langfristiger Trends (Trendspektrum) angewandt, das in Kapitel 2.10 beschrieben ist. Dabei werden die Werte für p_g für alle Zeitintervalle, deren Anfang ein Jahr innerhalb des Beobachtungszeitraumes ist und deren Ende das letzte Jahr (2001) ist, berechnet und gegen den Anfang des Zeitintervalls aufgetragen (Abbildung 3.12).

Man erkennt, dass über den Gesamtzeitraum ein deutlich positiver Trend vorherrscht. Betrachtet man jedoch nur die letzten 25 Jahre, so ist ein schwacher ungünstiger Trend erkennbar. Dies ist plausibel, da bei vergleichbarer Beobachtungszeit in den Jahren 1978 - 1991 vier Ereignisse, aber in den Jahren 1978 - 1991 acht Ereignisse auftraten. Demgegenüber ist in den letzten 11 Jahren wieder ein positiver Trend vorhanden. Dies ist ebenfalls plausibel, da in den Jahren 1992 - 1996 fünf Ereignisse und in den Jahren 1998 - 2002 nur zwei Ereignisse auftraten, während die Gesamtbeobachtungszeit in den Jahren 1998 - 2002 größer ist als in den Jahren 1992 - 1996 ist.

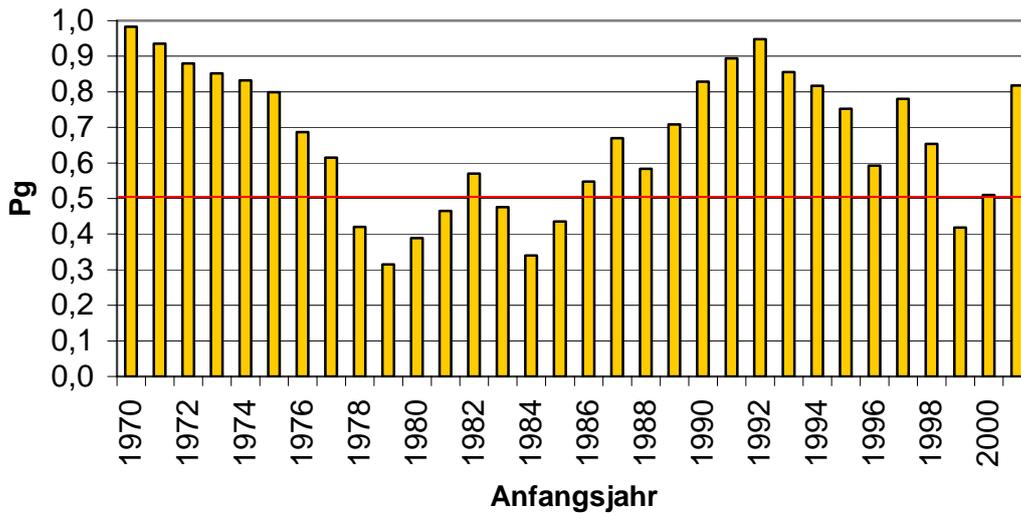


Abb. 3.12 Trendspektrum für die aufgetretenen Turbinenschnellschlüsse in einer DWR-Anlage in den Jahren 1970 - 2002: Aufgetragen ist jeweils p_g gegen das erste Jahr des jeweiligen Zeitintervalls. Das letzte Jahr ist immer 2002. Da bei der verwendeten Trendindikatorfunktion 4 Werte $p_g > 0,5$ einem eher günstigen Trend und Werte $p_g < 0,5$ einem ungünstigen Trend entspricht, ist $p_g = 0,5$ durch eine rote Linie gekennzeichnet.

3.1.11 Automatische RESA aus Leistungsbetrieb

Dieser Datensatz umfasst die in den deutschen DWR- und SWR-Anlagen während des Leistungsbetriebs aufgetretenen automatischen Auslösungen der Reaktorschnellabschaltung, die zu einem ungeplanten Anlagenstillstand führten. Die Daten wurden wie die im vorigen Kapitel diskutierten der Informationsbasis TRANS entnommen. Als Bezugszeit wurde wiederum die Gesamtgeneratorbetriebszeit der betrachteten Anlage in den jeweiligen Jahren verwendet. Die Anzahl der aufgetretenen Transienten und die Bezugszeiten sind in Abbildung 3.13 und in Tabelle B.11 im Anhang B dargestellt.

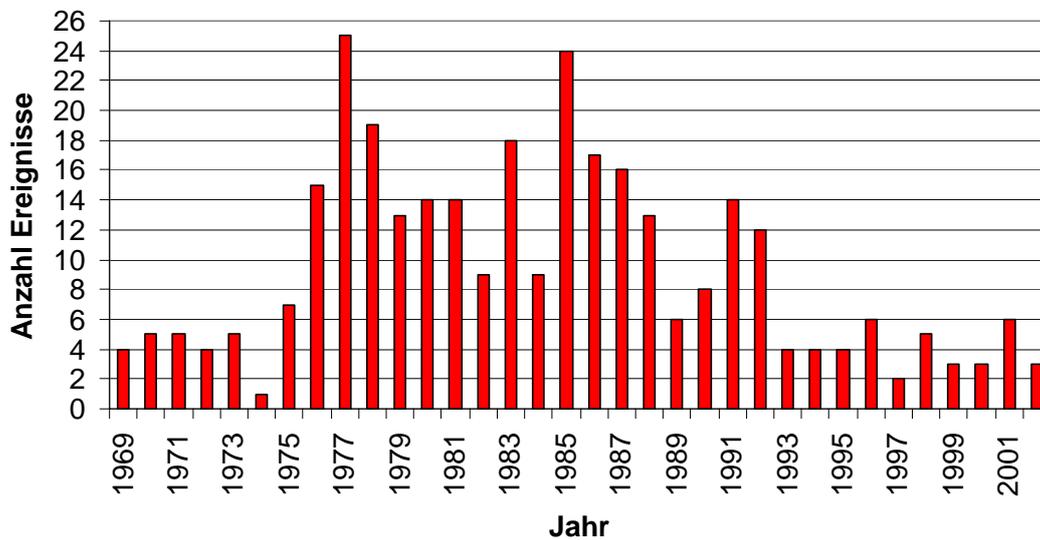
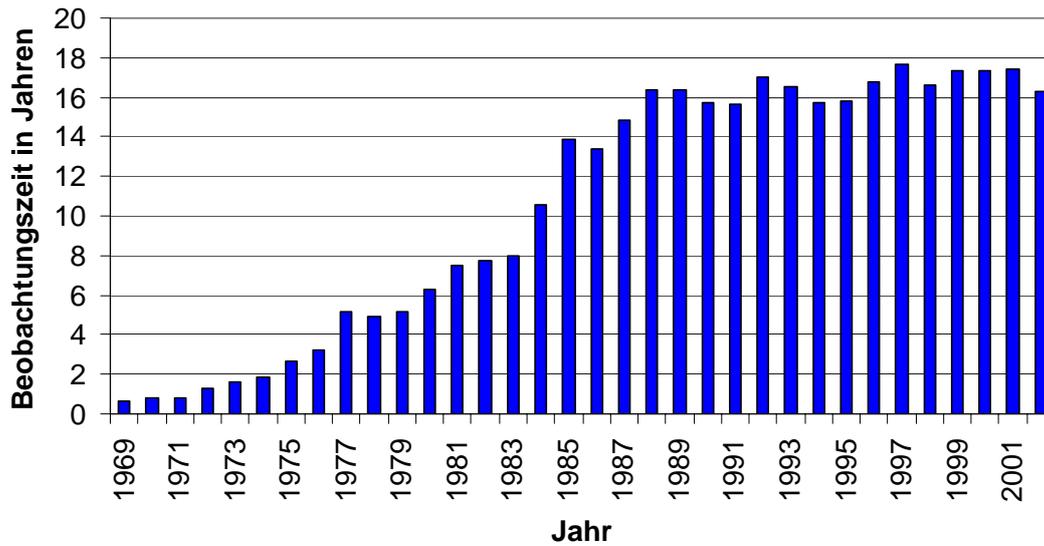


Abb. 3.13 Beobachtungszeiten (Gesamtgeneratorbetriebszeit der betrachteten Anlagen) und Anzahl der aufgetretenen Reaktorschnellabschaltungen aus dem Leistungsbetrieb, die zu einem ungeplanten Anlagenstillstand führten, in den Jahren 1969 - 2002.

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurden die Zeiträume 1969 - 2002, 1969 - 1983, 1983 - 1993 und 1993 - 2002 betrachtet. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3.12 dargestellt.

Tab. 3.12 Analyseergebnisse

Zeitraum	P_g
1969-2002	$> 1 - 5,556E-07$
1969-1983	$1 - 5,517E-04$
1983-1993	$1 - 2,778E-06$
1993-2002	0,627

Die Analyse ergibt somit, dass im Gesamtzeitraum mit sehr hoher Sicherheit von einem insgesamt günstigen Trend auszugehen ist. Für den Zeitraum 1969 - 1983 kann aus den Daten mit hoher Wahrscheinlichkeit auf einen günstigen Trend geschlossen werden. Ebenso ist für den Zeitraum 1983 - 1993 mit sehr hoher Sicherheit von einem günstigen Trend auszugehen, während für den Zeitraum 1993 - 2002 nur schwache Hinweise auf einen günstigen Trend vorliegen.

3.1.12 Offenbleiben Sicherheits- und Entlastungsventile einer SWR-Anlage

In diesem Datensatz sind die in den beiden Blöcken einer SWR-Anlage während Wiederkehrender Prüfungen der Sicherheits- und Entlastungsventile aufgetretenen Ereignisse enthalten, bei denen die Hauptventile nicht schlossen. Diese Ereignisse werden gemäß der in Abschnitt 3.1.9 dargestellten Einteilung dem Nichtleistungsbetrieb zugeordnet. Die Daten wurden wie die im vorigen Kapitel diskutierten der Informationsbasis TRANS entnommen. Als Bezugsanzahlen wurde jeweils die mittlere Gesamtanzahl der durchgeführten Wiederkehrenden Prüfungen an einzelnen Ventilen verwendet. Diese beträgt in dem betrachteten Zeitraum, in dem beide Blöcke in Betrieb waren, 22, da pro Block 11 Ventile vorhanden sind und die Ventile einmal pro BE-Zyklus geprüft werden. Eine genaue Ermittlung der Termine, zu denen die Wiederkehrenden Prüfungen durchgeführt wurden, erfolgte auftragsgemäß nicht. Da somit die Bezugsanzahlen für alle Jahre gleich sind, sind sie nicht dargestellt. Die Anzahl der aufgetretenen Transienten sind in Abbildung 3.14 und in Tabelle B.12 im Anhang B dargestellt.

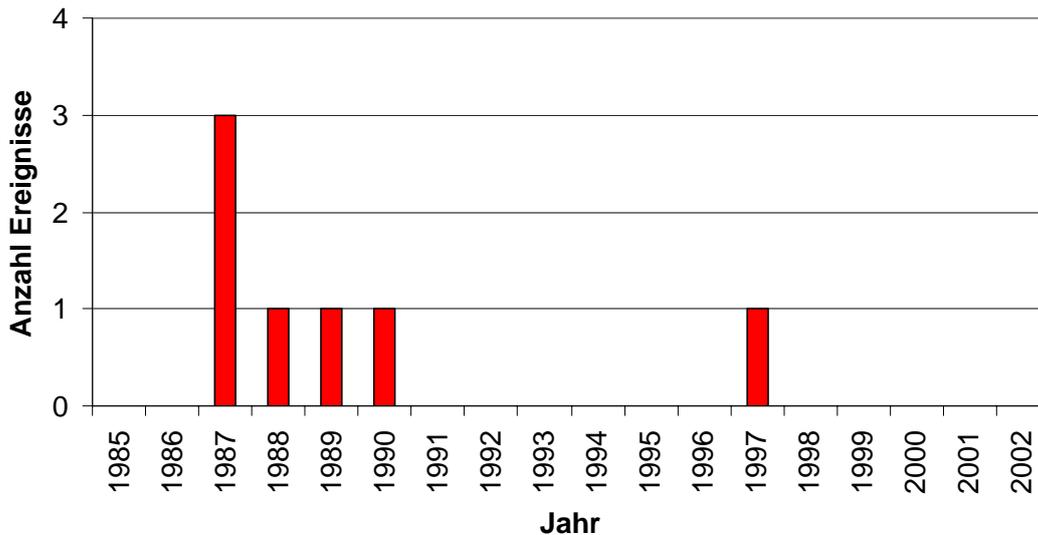


Abb. 3.14 Anzahl der in den Jahren 1985 – 2002 während Wiederkehrender Prüfungen der Sicherheits- und Entlastungsventile aufgetretenen Ereignisse, bei denen die Hauptventile nicht schlossen.

Bei der Anwendung des Trendanalyseverfahrens wurde der gesamte Zeitraum 1985 – 2002 untersucht. Wegen der geringen Zahl von Ereignissen sind Untersuchungen von Unterabschnitten nicht sinnvoll. Das Ergebnis ist wie folgt:

Tab. 3.13 Analyseergebnis

Zeitraum	p_g
1985 - 2002	0,89

Somit ergeben sich Hinweise auf einen günstigen Trend.

3.2 Aggregation direkter Betriebsdaten

Im Folgenden wird untersucht, ob und unter welchen Voraussetzungen es sinnvoll sein kann, Betriebsdaten, die selbst als Indikatoren definiert werden oder in Indikatordefinitionen einfließen können, zu aggregierten Größen zusammenzufassen.

Die oben genannte Fragestellung ist ein Spezialfall eines allgemeinen Problems, das sehr häufig bei der Analyse von Daten der Betriebserfahrung auftritt: Um ein genügend großes Beobachtungskollektiv zu erhalten, so dass Aussagen mit einer sinnvollen sta-

tistischen Sicherheit getroffen werden bzw. statistische Größen hinreichend genau geschätzt werden können, sind Inhomogenitäten im Beobachtungskollektiv unvermeidbar. Zum Beispiel werden Zuverlässigkeitskenngrößen aus einem Kollektiv von Komponenten geschätzt, die bezüglich ihres Ausfallverhaltens nicht völlig übereinstimmen, weil sie verschiedenen Betriebsbedingungen unterliegen, da in praktisch allen Fällen keine genügend große Anzahl von Komponenten vorhanden ist, die in ihren Betriebsbedingungen und allen anderen Merkmalen völlig übereinstimmen. Hier muss ein sachgerechter Kompromiss zwischen einem möglichst großen Beobachtungskollektiv, um eine hohe statistische Sicherheit zu erzielen, und möglichst geringen Inhomogenitäten getroffen werden.

Für die Trendanalyse bedeutet dies, dass einerseits die betrachteten Größen (Indikatoren) eine möglichst breite statistische Basis haben sollten (z. B. die möglichen Ausfälle vieler Komponenten umfassen), andererseits aber spezifisch genug sind, um einzelne Trendphänomene erfassen zu können, da gleichzeitig verschiedene Trends auftreten können, die sich in ihrer Gesamtwirkung teilweise aufheben.

Als Beispiel kann das Ausfallverhalten zweier Gruppen von Komponenten betrachtet werden. Als Indikatoren werden die Anzahlen der Ausfälle in den jeweiligen Gruppen definiert. Weist das Ausfallverhalten der einen Gruppe einen negativen, das der anderen Gruppe einen positiven Trend auf, so kann insgesamt kein oder sogar ein positiver Trend vorliegen, d. h. der negative Trend in einer Gruppe kann nicht erkannt werden, wenn beide Gruppen zusammengefasst werden. Wenn hingegen beide Gruppen relativ schwach ausgeprägte Trends aufweisen, die bei der **getrennten** Analyse der Gruppen aus statistischen Gründen nicht erkannt werden können, so ist es möglich, dass ein Trend erkannt wird, wenn beide Gruppen **zusammengefasst** werden, d. h. die beiden Indikatoren addiert werden.

Diese Überlegungen lassen folgende allgemeine Schlussfolgerungen zu: Es ist sinnvoll, Trends anhand von aus mehreren Indikatoren zusammengefassten Größen zu untersuchen, wenn davon auszugehen ist, dass es mögliche Einflussfaktoren (z. B. Alterung) gibt, die auf die verschiedenen Indikatoren in ähnlicher Weise einwirken können. Jedoch sollte auf eine Trendanalyse der Einzelindikatoren nicht verzichtet werden, da andernfalls mögliche signifikante Trends dieser Einzelindikatoren nicht erfasst werden.

Die Ermittlung, in welchen konkreten Fällen die oben genannten Voraussetzungen erfüllt werden, kann nur anhand der genauen Analyse der jeweiligen Indikatoren erfolgen und muss deshalb eventuellen Folgevorhaben vorbehalten bleiben.

4 Empfehlungen

Im Folgenden sind Empfehlungen aus unserer Sicht dargestellt, die sich aus den oben dargestellten Arbeitsergebnissen ergeben. Sie umfassen einerseits Anforderungen, die zur Prüfung von im Rahmen von Indikatorsystemen definierten Indikatoren und ihre Bewertung im Hinblick auf die Prozesswirksamkeit empfohlen werden. Diese Anforderungen beziehen sich auf die Definition von Indikatoren, die Durchführung von Trendanalysen sowie die Anwendung der entwickelten Verfahren. Andererseits werden Empfehlungen ausgesprochen zu weiterführenden Fragestellungen und Fortentwicklungsmöglichkeiten, die zur umfassenden praktischen Anwendung der entwickelten Methoden zur Trendanalyse im Rahmen von indikatorgestützten Sicherheitsmanagementsystemen sinnvoll und notwendig erscheinen.

Um die in /BAN-04/ geforderte Trendanalyse im Rahmen von Sicherheitsmanagementsystemen und integrierten Managementsystemen umfassend anwenden zu können, sind aus unserer Sicht einige Weiterentwicklungen anzustreben, da in diesem Vorhaben nur die Entwicklung konkreter Trendanalyseverfahren für zwei spezielle Typen von Indikatoren vorgesehen waren und da im Laufe der Bearbeitung weitere Entwicklungsmöglichkeiten gefunden wurden. Diese Entwicklungen versprechen erhebliche Vorteile insbesondere bezüglich der Einbeziehung von a priori-Wissen und der Möglichkeit zur Untersuchung von Fragestellungen, die eine unmittelbare Beurteilung eines eventuellen Handlungsbedarfes erlauben und somit zum automatischen Anstoßen von Maßnahmen durch Trenderkennungsverfahren geeignet sind. Diese empfohlenen möglichen Fortentwicklungen sind im Kapitel 4.3 dargestellt.

Wir empfehlen die Anwendung der entwickelten Trendanalyseverfahren bei der Auswertung von im Rahmen von Sicherheitsmanagementsystemen definierten Indikatoren. Entsprechende Empfehlungen sind auch im Bericht „Anforderungen an Managementsysteme in Kernkraftwerken“ /GRS-06/, der im Projekt SR 2462 erstellt wurde, enthalten. Die bei der Anwendung der Trendanalyseverfahren gemachten Erfahrungen sollten der GRS zugänglich gemacht werden, um aus diesem Feedback gegebenenfalls Verbesserungen ableiten zu können.

Die GRS ist bestrebt, eine nationale und internationale Fachdiskussion über die Anwendung von Trendanalyseverfahren im Rahmen von Indikatorsystemen zu beginnen. Als erster Schritt wurden bereits auf der Tagung „International conference on probabilistic safety assessment and management 8“ (PSAM 8) die entwickelten Trendanalyseverfahren in einem Beitrag vorgestellt /STI-06/.

4.1 Allgemeine Anforderungen

Im Folgenden sind allgemeine Anforderungen an Indikatoren und an Trendanalysen von Indikatoren dargestellt, die zur Prüfung von Indikatorsystemen unter dem Aspekt der Trendanalyse empfohlen werden. Diese Anforderungen gelten unabhängig von der Verwendung der in diesem Vorhaben entwickelten Trendanalyseverfahren:

- Trendanalysen sollen auf reproduzierbare Weise mithilfe statistischer Verfahren durchgeführt werden, die es erlauben, die Unsicherheit der Ergebnisse quantitativ zu erfassen.
- Statistische Trendanalyseverfahren sollen insbesondere dann angewendet werden, wenn nicht ein eindeutiger Trend aufgrund der Daten offensichtlich erkennbar ist.
- Indikatoren sollen so definiert werden, dass eine statistische Auswertung mit einem Trendanalyseverfahren möglich ist. Hierzu müssen insbesondere die notwendigen Bezugsgrößen (z. B. Anzahl durchgeführter Prüfungen oder Betriebszeiten) ermittelt und für die Analyse verfügbar gemacht werden.
- Um Verfälschungen der Analyseergebnisse zu vermeiden, müssen alle zur Ermittlung des Wertes eines Indikators benötigte Größen sowie die Bezugsgrößen richtig ermittelt werden. Ereignisse müssen vollständig erfasst werden. Hierzu sind die zu erfassenden Ereignisse bzw. sonstige Größen eindeutig zu definieren und abzugrenzen. Die Definition soll in der gesamten Beobachtungszeit nicht verändert werden. Bei Änderung der Definition müssen die Größen gegebenenfalls neu erfasst bzw. die Ereignisse neu bewertet oder neu erfasst werden.

4.2 Anforderungen an die Anwendung der entwickelten Trendanalyseverfahren

Für viele die Sicherheit beeinflussenden Prozesse sind Indikatoren, die sich einem der beiden im vorliegenden Vorhaben untersuchten generischen Typen zuordnen lassen, zur Bewertung der Prozesswirksamkeit geeignet. Zum Beispiel kann die Anzahl der fehlgeschlagenen Instandsetzungsversuche bezogen auf die Gesamtzahl der Instandsetzungsmaßnahmen zur Beurteilung der Wirksamkeit von Instandsetzungsprozessen verwendet werden. Mithilfe der entwickelten Trendanalysemethoden können ungünstige Trends erkannt werden, so dass ein mögliches Absinken der Prozessleistung frühzeitig erfasst wird. Zur Anwendung der hier entwickelten Verfahren werden folgende Anforderungen gestellt:

- Wenn möglich und der Bedeutung eines Indikators angemessen, sollte das detaillierte Trendanalyseverfahren „Spektrum 2D“ (siehe Abschnitt 2.11) angewendet werden. Zur sinnvollen Anwendung ist es erforderlich, dass mindestens ca. 5 Jahre Beobachtungszeit (bzw. andere Zeitabschnitte) mit im Mittel mehreren Ereignissen pro Zeitabschnitt vorliegt.
- Um die Wirksamkeit von durchgeführten Verbesserungen zu zeigen, soll das Analyseverfahren mit zwei Zeitabschnitten (siehe Abschnitt 2.8) angewandt werden.
- Wenn mit vertretbarem Aufwand möglich, sollen Folgeereignisse (z. B. Ereignisse, die wegen eines fehlgeschlagenen Instandsetzungsversuches erneut auftreten) aus den Daten entfernt werden. Wie im Abschnitt 2.9.7 dargestellt, ist das entwickelte Verfahren robust gegenüber einer statistischen Abhängigkeit zwischen Ereignissen. Es sollte eingeschätzt werden, ob bei den jeweils betrachteten Daten eine so starke statistische Abhängigkeit auftreten kann, dass es zu einer nicht unerheblichen Verfälschung der Analyseergebnisse kommen kann.
- Bezüglich der Zahl der Zeitabschnitte und Zahl beobachteter Ereignisse unterliegen die entwickelten Verfahren keinen Einschränkungen. In jedem Fall geben die numerischen Analyseergebnisse die Wahrscheinlichkeit an, dass ein entsprechender Trend den beobachteten Daten unterliegt. Somit ist in allen Fällen die Wahrscheinlichkeit einer Fehlklassifikation klar erkennbar. Je nach Zahl der Zeitabschnitte und Zahl der in diesen Zeitabschnitten beobachteten Ereignisse kann diese Aussagesicherheit größer oder kleiner sein. Die mögliche Aussagesicherheit hängt sehr stark von der Anzahl der beobachteten Ereignisse ab: Sind wenige Ereignisse beobachtet worden, so kann die Aussagesicherheit nur kleinere Werte er-

reichen, als wenn sehr viele Ereignisse beobachtet werden. Eine vorherige Betrachtung der möglichen Aussagesicherheit ist nicht notwendig, da man die Aussagesicherheit als Analyseergebnis erhält. Bei den Benchmark-Analysen wurde keine erhebliche Abhängigkeit der Aussagesicherheit von der Anzahl der Zeitabschnitte (bei gleicher Gesamtzahl der Ereignisse) gefunden.

- Zur sachgerechten Interpretation der numerischen Ergebnisse ist wie in Abschnitt 2.2 dargestellt vorzugehen. Sollen aus den Ergebnissen der Trendanalyse unmittelbar konkrete Maßnahmen abgeleitet werden, so sollte die in Abschnitt 2.3 dargestellte prinzipielle Vorgehensweise angewendet werden.

4.3 Empfehlungen zu möglichen Weiterentwicklungen

Im Folgenden sind Empfehlungen zu weiterführenden Fragestellungen und Fortentwicklungsmöglichkeiten, die zur umfassenden praktischen Anwendung der entwickelten Methoden zur Trendanalyse im Rahmen von indikatorgestützten Sicherheitsmanagementsystemen sinnvoll und notwendig erscheinen, dargestellt.

4.3.1 Trendanalyseverfahren mit informativem a priori zur unmittelbaren Beurteilung eines möglichen Handlungsbedarfs und zum automatischen Anstoßen von Maßnahmen

In Abschnitt 2.7 wurde ein im Rahmen dieses Vorhabens entwickeltes Trendanalyseverfahren mit informativem a priori dargestellt. Dieser Ansatz bietet den Vorteil, dass

- vorhandenes a priori-Wissen, dass große Änderungen von Zuverlässigkeitskenngrößen in den meisten Fällen wesentlich unwahrscheinlicher sind als kleine Änderungen (z. B. durch Alterung) eingebracht werden kann,
- eine intuitive Definition der Trendindikatorfunktion möglich ist, indem ein ungünstiger Trend durch ein Ansteigen der wahren Ereignisrate bzw. Ereigniswahrscheinlichkeit im betrachteten Zeitintervall charakterisiert wird,
- kompliziertere Fragestellungen untersucht werden können, wie z. B. „Wie wahrscheinlich wird ein unakzeptabler Wert einer Prozesskenngröße (z. B. Zeitdauer nicht bearbeiteter Meldungen) in einem bestimmten Zeitraum überschritten, wenn sich der Trend unverändert fortsetzt?“

Insbesondere die Untersuchung der letztgenannten Fragestellung erscheint zur Anwendung von automatischen Trendanalyseverfahren im Rahmen von indikatorgestützten Sicherheitsmanagementsystemen und zur indikatorgestützten Bewertung der Betriebsführung und der Anlagensicherheit besonders sinnvoll, da dadurch unmittelbar die Frühwarnfunktion von Indikatoren abgebildet wird. Diese besteht darin, dass ungünstige Entwicklungen erkannt werden, bevor unakzeptable Werte erreicht werden. Um dies zu leisten, muss der aktuelle Wert des Indikators in das numerische Analyseergebnis eingehen: Ist der aktuelle Wert z. B. einer Ausfallwahrscheinlichkeit wesentlich niedriger als der maximal akzeptable Wert, so können kleine Erhöhungen zu keiner wesentlichen Erhöhung der Wahrscheinlichkeit, dass im betrachteten Zeitraum der maximal akzeptable Wert überschritten wird, führen. Demgegenüber haben gleich große relative Erhöhungen, wenn der maximal akzeptable Wert nur knapp unterschritten wird, großen Einfluss. Dies kann durch das vorgeschlagene Verfahren mit informativen a priori geleistet werden, während bei den Verfahren mit nichtinformativem a priori, die in diesem Vorhaben untersucht wurden, der Einfluss gleich großer relativer Änderungen unabhängig vom Abstand zum maximal akzeptablen Wert ist.

Da dieser Ansatz eine unmittelbare Beurteilung eines eventuellen Handlungsbedarfes erlaubt, erscheint er im Bezug auf das automatische Anstoßen von Maßnahmen durch Trenderkennungsverfahren sehr vielversprechend.

Zur Entwicklung von solchen Verfahren müsste durch Auswertung der Betriebserfahrung und Expertenschätzungen wie in Abschnitt 2.7 dargestellt, a priori-Annahmen über die Wahrscheinlichkeit von verschiedenen großen Änderungen von Zuverlässigkeitskenngrößen bestimmt werden. Die numerischen Berechnungen lassen sich dann mit bewährten frei verfügbaren Programmpaketen durchführen.

4.3.2 Berücksichtigung von verschieden starken Schädigungen bei Ereignissen

Die Betriebserfahrung zeigt, dass häufig (z. B. bei Wiederkehrenden Prüfungen) verschieden schwere Schädigungen bei Komponenten gefunden werden. Eine gleiche Behandlung aller Ereignisse ist dann nicht angemessen. Deshalb erscheint es sinnvoll, die unterschiedliche Schwere von Schädigungen bei der Definition von Indikatoren und bei der Trendanalyse zu berücksichtigen. Dazu sind zwei Möglichkeiten denkbar:

- Analog zum Vorgehen beim Schätzen von Ausfallwahrscheinlichkeiten bei gemeinsam verursachten Ausfällen (GVA) /KRE-01/, /KRE-06/ kann der Schädigungsgrad als Wahrscheinlichkeit eines Ausfalls bei einer weiteren Anforderung interpretiert werden. Dann wird nicht mehr eine einzelne Zeitreihe von Ereigniszahlen, sondern ein Ensemble von verschiedenen möglichen Zeitreihen von Ereigniszahlen zur Trendanalyse verwendet.
- Alternativ könnten analytische Fortsetzungen der mathematischen Funktionen der a priori-Verteilungen verwendet werden. Dann ist die Anwendung der Trendanalyseverfahren auf Datensätze, die nicht ganzzahlige „Ereigniszahlen“ (z. B. 2,4 Ereignisse in einem Jahr) aufweisen, möglich. Hier ist zu prüfen, ob die analytischen Fortsetzungen eindeutig sind bzw. nachvollziehbar bestimmt werden können.

4.3.3 Trendanalyseverfahren für Indikatoren, die nicht den hier betrachteten generischen Typen angehören

Unter den Indikatoren für Sicherheitsmanagementsysteme sind auch solche, die nicht den in diesem Vorhaben betrachteten generischen Typen „Ereignisse bezogen auf Zeiten“ und „Ereignisse bezogen auf Gesamtzahlen“ zuzuordnen sind, wie z. B. Nichtverfügbarkeitszeiten pro Jahr. Auch für diese Indikatoren sollen Trendanalysen durchgeführt werden. Die Anwendung der entwickelten Trendanalyseverfahren ist prinzipiell auch für diese Indikatoren möglich. Dazu müssen geeignete Verteilungsannahmen entwickelt werden. Interessant sind hier insbesondere Indikatoren, die Anlagenvergleiche zulassen, wie z. B. Wahrscheinlichkeiten von Ausfällen von Sicherheitsfunktionen.

5 Zusammenfassung

In diesem Vorhaben wurden quantitative Trendanalyseverfahren entwickelt, die zur zeitnahen Erkennung von Trends geeignet sind und eine quantitative Bestimmung der Aussagesicherheit ermöglichen. Dabei wurde von einem Grundansatz zur Trenderkennung mit Bayes'schen Methoden ausgegangen, der im Rahmen des Vorhabens SR 2410 entwickelt worden war. Es wurden für zwei generische Typen von Indikatoren konkrete Trenderkennungsverfahren entwickelt und implementiert. Diese Typen lassen sich als Zahlen von Ereignissen bezogen auf Referenzzeiträume (z. B. die Anzahl von Transienten in jedem betrachteten Jahr bezogen auf die jeweilige Leistungsbetriebs-

zeit) bzw. auf Zahlen von Ereignissen bezogen auf Referenzzahlen (z. B. die Anzahl von fehlgeschlagenen Instandsetzungsversuchen in jedem betrachteten Jahr bezogen auf die jeweilige Gesamtzahl der Instandsetzungsvorgänge) charakterisieren. Bei den entwickelten Verfahren finden nichtinformativ a priori-Verteilungen Verwendung. Anhand von umfangreichen Untersuchungen unter Verwendung von simulierter Datensätze (Benchmark-Untersuchungen) konnte gezeigt werden, dass diese Verfahren zur frühzeitigen Erkennung von Trends gut geeignet sind. Diese Verfahren können prinzipiell für beliebige andere Arten von Indikatoren verallgemeinert werden. Weiterhin wurde ein Verfahren mit Verwendung von informativen a priori-Verteilungen mathematisch ausgearbeitet und aufgezeigt, wie es rechentechnisch umgesetzt werden kann. Da zur Ermittlung geeigneter a priori-Annahmen eine Auswertung der Betriebserfahrung unter Mitberücksichtigung von Expertenschätzungen erforderlich ist, die in diesem Vorhaben nicht vorgesehen war, konnte eine probeweise Anwendung dieses Verfahrens noch nicht erfolgen.

Ausgehend von den Trenderkennungsverfahren wurden Verfahren zur detaillierten Trendanalyse entwickelt, die es erlauben, Zeitabschnitte mit besonders ausgeprägten Trends und Zeitpunkte, an denen Trends beginnen, sich ändern oder enden zu finden, um eine Identifikation der Trendursache zu erleichtern.

Die entwickelten Verfahren wurden auf mehrere Datensätze aus der Betriebserfahrung angewandt. Diese Datensätze wurden der in mehreren vorangegangenen Projekten vorgenommenen Auswertungen von Betriebserfahrung entnommen, die zum großen Teil im Informationssystem „WISBAS“ enthalten ist. Diese Datensätze umfassen Transienten, Fehler an aktiven und passiven Komponenten sowie an Leittechnik-Baugruppen. Sowohl anlagenspezifische als auch anlagenübergreifende Datensätze wurden untersucht. Die Ergebnisse der neu entwickelten Trendanalyseverfahren wurden mit den vorliegenden Ergebnissen der damaligen ingenieurtechnischen Trendauswertungen verglichen. Hier ergab sich eine sehr weitgehende Übereinstimmung der Analyseergebnisse. Die neu entwickelten Verfahren weisen jedoch die Vorteile auf, dass sie quantitative Ergebnisse liefern, einen wesentlich geringeren Arbeitsaufwand erfordern sowie automatisch ausgeführt werden können, wenn die Daten in elektronischer Form, z.B. in Betriebsführungssystemen, vorliegen.

Ausgehend von diesen Untersuchungen wurden Empfehlungen aus gutachterlicher Sicht zur Anwendung der entwickelten Verfahren sowie zur Prüfung von im Rahmen von Indikatorsystemen definierten Indikatoren erarbeitet. Eine besonders wichtige

Empfehlung betrifft die Entwicklung von Indikatoren, die so definiert werden sollen, dass eine Trendanalyse mit mathematisch-statistischen Verfahren möglich ist. Darüber hinaus wurden sinnvolle Weiterentwicklungsmöglichkeiten aufgezeigt, die die umfassende und automatische Anwendung von Trenderkennungsverfahren im Rahmen von Sicherheitsmanagementsystemen und integrierten Managementsystemen ermöglichen können und zum automatischen Anstoßen von Maßnahmen geeignet sind.

Somit wurde insgesamt gezeigt, dass der gewählte Ansatz zur frühzeitigen Erkennung von Trends und zur detaillierten Trendanalyse gut geeignet ist und auf seiner Basis eine umfassende Anwendung von Trenderkennungsverfahren möglich erscheint.

6 Literatur

- /BAU-66/ L.E. Baum, T. Petrie,
Statistical inference for probabilistic functions of finite state Markov chains,
Annals of Mathematical Statistics, Vol. 41, 1966
- /BAN-04/ Grundlagen für Sicherheitsmanagementsysteme in Kernkraftwerken,
Bundesanzeiger Nr. 138 vom 27.07.2004, S. 16275
- /BER-80/ J. O. Berger,
Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis,
2nd Edition, Springer, 1980
- /BfS-96/ Bundesamt für Strahlenschutz,
Methoden zur Probabilistische Sicherheitsanalyse für Kernkraftwerke,
BfS-SCHR-37/05, 2005
- /GRS-91/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Beschreibung eines Datenerfassungssystems zur Sammlung und Auswertung
von Betriebsdaten in Kernkraftwerken,
GRS-A-1196, 1993
- /GRS-92/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Erfassung und Auswertung der Betriebserfahrungen KKP-2
GRS-A-1896, 1992
- /GRS-93/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Datenerfassung und Auswertung der Betriebserfahrungen mit Leittechnik-
karten,
Abschlussbericht zum Vorhaben SR 2031, 1993
- /GRS-94/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Aufbau und Nutzung einer generischen Wissensbasis,
GRS-A-2140, 1992

- /GRS-97/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Datenerfassung und Auswertung der Betriebserfahrungen ausgewählter
verfahrenstechnischer Komponenten in KKP-1,
GRS-A-2443, 1997
- /GRS-97a/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Erweiterung und Nutzen einer generischen Wissensbasis zur Bearbeitung
sicherheitstechnischer Fragestellungen bei Kernkraftwerken,
GRS-A-2442, 1997
- /GRS-98/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Datenerfassung und Auswertung der Betriebserfahrung mit Leittechnikkar-
ten im Kernkraftwerk Philippsburg 2,
GRS-A-2885, 1998
- /GRS-99/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Betriebserfahrung mit sicherheitstechnisch wichtigen Wärmetauschern und
Kühlern in deutschen Druckwasserreaktoren,
GRS-A-2769, 1999
- /GRS-01/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Auswertung des Ausfallverhaltens von Komponenten aus gemeinsamer
Ursache für die PSA GKN-2,
GRS-A-2930, 2001
- /GRS-03/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Identifizierung und Verfolgung sicherheitsrelevanter Schwerpunkte beim Al-
terungsmanagement in Kernkraftwerken zur bundeseinheitlichen Festle-
gung behördlicher Anforderungen,
GRS-A-3167, 2003
- /GRS-03A/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
Auswertung der Betriebserfahrung zum Alterungsverhalten aktiver maschi-
nentechnischer Einrichtungen auf der Grundlage von Ereignissen unterhalb
der Meldeschwelle
Technische Notiz zum Vorhaben SR 2423, 2003

- /GRS-04/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
 Fachliche Unterstützung des BMU bei der sicherheitstechnischen Bewertung von Ereignissen unterhalb der Meldeschwelle, bei kurzfristigen fachlichen Untersuchungen und bei bundesaufsichtlichen Aufgaben,
 Abschlussbericht SR 2410, 2004
- /GRS-04a/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
 Durchführung von Trendanalysen,
 GRS-A-3207, 2004
- /GRS-06/ Gesellschaft für Anlagen- und Reaktorsicherheit (GRS) mbH,
 Anforderungen an Managementsysteme in Kernkraftwerken,
 Bericht (im Entwurf), 2006
- /HAR-91/ J. Hartung,
 Statistik,
 8. Auflage, Oldenbourg Verlag, 1991
- /IAE-00/ International Atomic Energy Agency (IAEA),
 Operational Safety Performance Indicators for Nuclear Power Plants,
 IAEA-TECDOC-1141, 2000
- /KRE-01/ A. Kreuser, J. Peschke,
 Coupling Model: A Common-Cause-Failure-Model with Consideration of Interpretation Uncertainties,
 Nuclear Technology, Vol. 136, 2001
- /KRE-06/ A. Kreuser, J. Peschke, J. C. Stiller,
 Further Development of the Coupling Model,
 Kerntechnik Vol. 71, No. 1-2 (Special issue on common cause failure analysis within the framework of probabilistic safety assessment),
 Hanser Verlag, 2006
- /KOT-85/ S. Kotz, N. Johnson (Ed.),
 Encyclopedia of Statistical Sciences,
 Wiley & Sons, 1985

- /NRC-99a/ U. S. Nuclear Regulatory Commission (NRC)
Rates of Initiating Events at U.S. Power Plants: 1987 – 1995
Idaho National Engineering and Environmental Laboratory
NUREG/CR-5750, INEEL/EXT-98-00401, 1999
- /RAB-89/ L. R. Rabiner,
A tutorial on hidden Markov models and selected applications in speech re-
cognition,
Proceedings of the IEEE, Vol. 77, 1989
- /STI-06/ J. C. Stiller, J. Peschke, T. Fröhmel, C. Verstegen,
Development of Trend Analysis Methods for Safety Indicators of Nuclear
Power Plants,
Proceedings of PSAM 8, ASME Publishing, 2006
- /STU-04/ Säteilyturvakeskus Strålsäkerhetscentralen
Radiation and Nuclear Safety Authority (STUK),
Regulatory control of nuclear safety in Finland 2003,
STUK-B-YTO 233, 2004

7 Glossar: Wichtige Begriffe aus der Statistik

Im Folgenden sind einige wichtige Begriffe -überwiegend aus der Statistik- erläutert, die in diesem Bericht benutzt werden. Manche dieser Begriffe werden in Teilen der Literatur auch in etwas abweichender Bedeutung gebraucht.

Ingenieurtechnische Trendanalyse: Die vertiefte ingenieurtechnische Trendanalyse ist eine bei der GRS bewährte nichtquantitative Methode zur Untersuchung der Zeitabhängigkeit von Ereignissen unter Verwendung von möglichst detaillierten Zusatzinformationen zu den einzelnen Ereignissen. Sie hat das Ziel, die Trendursachen zu ermitteln. Die Vorgehensweise der GRS zur ingenieurtechnischen Trendanalyse ist in /GRS-04/ und /GRS-04a/ dargestellt. Im Gegensatz zur ingenieurtechnischen Trendanalyse werden bei den in diesem Bericht dargestellten quantitativen Trendanalyseverfahren nur die Ereigniszeitpunkte bzw. Zahlen von Ereignissen und die jeweiligen Bezugsgrößen benötigt.

Verteilungsfunktion: Die Verteilungsfunktion $P(x)$ einer zufälligen Größe x gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit ein Wert gleich oder kleiner als x auftritt.

Stichprobe: Eine (einzelne) Stichprobe einer Zufallsgröße bezeichnet einen Wert, der aus der jeweils zugrunde liegenden Zufallsverteilung zufällig gezogen wird.

Stichprobe von mehreren Werten: Eine Stichprobe von mehreren Werten bezeichnet die Ergebnisse der wiederholten Ziehung einer einzelnen Stichprobe. Aufgrund des Zufallscharakters der Ziehung unterscheiden sich die Werte im Allgemeinen voneinander.

Empirische Verteilungsfunktion: Die empirische Verteilungsfunktion ist eine Verteilungsfunktion, die anhand einer Stichprobe von Werten gebildet wird.

Histogramm: Ein Histogramm einer Menge von Werten gibt an, welcher Anteil an der Gesamtzahl von Werten einer bestimmten Größenklasse zugeordnet werden kann, d. h. in einem bestimmten Intervall liegt.

Klassischer Test: Unter einem klassischen Test wird hier ein Hypothesentest verstanden, der in der klassischen Statistik Verwendung findet. Unter klassischer Statistik versteht man die Standardverfahren aus der Statistik, die auf rein frequentistischen Ver-

fahren beruhen. Daneben gibt es auch Methoden (z. B. Bayes'sche Methoden), die auch subjektivistische Aspekte einbeziehen.

Signifikanztest: Ein Signifikanztest ist ein klassischer Test, bei dem untersucht wird, ob eine Nullhypothese über eine Verteilung einer Zufallsgröße mit einer Stichprobe dieser Zufallsgröße verträglich ist oder signifikante (d. h. statistisch gesicherte) Abweichungen vorliegen. Dabei wird die Nullhypothese gegen eine Alternativhypothese getestet. Das Signifikanzniveau eines Signifikanztestes gibt eine Obergrenze für die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers erster Art an, d. h. bei einem Test mit Signifikanzniveau α ist garantiert, dass nur mit einer Wahrscheinlichkeit $\leq \alpha$ die Nullhypothese abgelehnt wird, obwohl sie wahr ist. Die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers zweiter Art (Annahme der Nullhypothese, obwohl sie falsch ist) wird nicht berücksichtigt. Sie kann, insbesondere bei kleinen Stichproben, sehr groß werden.

Teststatistik eines klassischen Tests: Die Teststatistik eines klassischen Tests ist eine Funktion über die gegebenen Beobachtungen. In Abhängigkeit vom Funktionswert liefert der Test eine Aussage darüber, für welche von zwei alternativen Hypothesen man sich bei Einhaltung gewisser Fehlerwahrscheinlichkeiten entscheiden soll.

Signifikanzniveau: Das Signifikanzniveau α gibt eine obere Grenze für die Wahrscheinlichkeit an, mit der bei Signifikanztests ein Fehler erster Art auftritt. Das heißt z. B., dass bei einem Test mit einem Signifikanzniveau von $\alpha = 5\%$ garantiert werden kann, dass nur mit einer Wahrscheinlichkeit von kleiner oder gleich 5% die Nullhypothese zurückgewiesen wird, wenn sie wahr ist.

Nullhypothese: Die Nullhypothese H_0 ist ein Begriff aus der statistischen Testtheorie. Die Nullhypothese ist eine Hypothese über die Verteilung einer Zufallsvariable. In einem Hypothesentest wird die Nullhypothese H_0 gegen eine Alternativhypothese H_1 getestet.

Nullhypothesen von Signifikanztests werden so gewählt, dass man eine Verletzung der Nullhypothese statistisch gesichert zeigen kann. Daher sind nur bestimmte Hypothesen als Nullhypothesen geeignet. Es muss eine Teststatistik gefunden werden, die einen oberen und / oder unteren kritischen Wert aufweist, so dass Werte der Teststatistik, die größer als der obere bzw. kleiner als der untere kritische Wert sind, nur mit einer Wahrscheinlichkeit kleiner oder gleich dem Signifikanzniveau α auftreten, wenn die Nullhypothese zutrifft. Tritt bei Anwendung des Tests ein solcher Wert auf, wird die Nullhypothese zurückgewiesen, andernfalls nicht.

Soll z. B. aufgrund von Messungen, bei denen zufällige Messfehler auftreten, deren Verteilung bekannt ist, entschieden werden, ob der wahre Wert der Größe ein bestimmter Wert μ_0 ist, so lautet die Nullhypothese „Der wahre Wert ist μ_0 “ und die Alternativhypothese „Der wahre Wert ist größer oder kleiner als μ_0 “. Hier lässt sich der Betrag der Differenz zwischen μ_0 und dem Mittelwert aller Messungen als Teststatistik verwenden. Da die Verteilung der Messfehler bekannt ist, ist auch die Verteilung der Teststatistik bekannt. Somit lassen sich für jede mögliche Anzahl von Messungen n und für jedes Signifikanzniveau α kritische Werte $r(\alpha, n)$ finden, so dass der Wert der Teststatistik mit einer Wahrscheinlichkeit von nur α im Intervall $[r(\alpha, n), \infty]$ und mit einer Wahrscheinlichkeit von $1 - \alpha$ im Intervall $[0, r(\alpha, n))$ liegt. Der Signifikanztest besteht dann darin, dass die Nullhypothese genau dann abgelehnt wird, wenn die Teststatistik den Wert $r(\alpha, n)$ überschreitet.

Für die denkbare Nullhypothese „Der wahre Wert ist größer oder kleiner als μ_0 “ sind im Allgemeinen keine Tests vorhanden.

Fehler erster Art: Ein Fehler erster Art tritt auf, wenn die Nullhypothese zurückgewiesen wird, obwohl sie wahr ist.

Fehler zweiter Art: Ein Fehler zweiter Art tritt auf, wenn die Nullhypothese nicht zurückgewiesen wird, obwohl sie falsch ist.

Kritischer Wert: Ein kritischer Wert eines Signifikanztests ist ein Wert der Teststatistik, bei dessen Überschreitung die Nullhypothese abgelehnt wird. Je nach Test gibt es obere und / oder untere kritische Werte. Kritische Werte sind im Allgemeinen vom Stichprobenumfang und dem gewählten Signifikanzniveau abhängig.

Zeitreihe: Eine Zeitreihe ist eine zeitlich geordnete Folge von Werten einer Größe, z. B. die Zahlen von Ereignissen in aufeinander folgenden Jahren.

Bayes-Entscheidungstheorie: Die Bayes-Entscheidungstheorie /BER-80/ ist eine Methode, Entscheidungen rational zu fällen, auch wenn nicht alle Fakten, die die Entscheidung beeinflussen konnten, genau bekannt sind. Bei ihr werden Bayes'sche statistische Methoden angewandt.

A priori-Verteilung: Die a priori-Verteilung einer Zufallsgröße gibt die (subjektivistische) Verteilung an, die gültig ist, bevor Beobachtungen über die Zufallsgröße vorliegen.

Nichtinformative a priori-Verteilung: Eine nichtinformative a priori-Verteilung ist eine a priori-Verteilung, in die keine Vorinformation, z. B. aus Expertenschätzungen, eingeht.

Informative a priori-Verteilung: Eine informative a priori-Verteilung ist eine a priori-Verteilung, in die Vorinformationen eingehen.

A posteriori-Verteilung: Die a posteriori-Verteilung einer Zufallsgröße gibt die Verteilung an, die gültig ist, nachdem Beobachtungen über die Zufallsgröße vorliegen.

Anhang A Erzeugung von korrelierten Zufallsereignissen für die Benchmark-Analyse

In diesem Anhang wird dargestellt, wie für die Benchmark-Analyse zufällige Ereigniszahlen generiert werden, bei denen die Ereignisse nicht statistisch unabhängig sind, sondern eine bestimmte statistische Abhängigkeit aufweisen. Diese wird durch eine Größe z quantifiziert, die die mittlere Anzahl Ereignisse beschreibt, die bei Auftreten eines Ereignisses zusätzlich auftritt. Diese zusätzlichen Ereignisse können als Folgeereignisse des ursprünglichen Ereignisses angesehen werden.

Dieses Verfahren beruht auf dem Grenzwertsatz von Poisson, der die Poissonverteilung als Grenzverteilung der Binomialverteilung charakterisiert. Dies bedeutet, dass die Binomialverteilung $P(n | \mu, N) = \binom{N}{n} \mu^n (1 - \mu)^{N-n}$ im Grenzfall $N \rightarrow \infty$ bei Erhaltung des Erwartungswertes $\langle n \rangle = \mu N$ in eine Poissonverteilung mit dem Parameter μN übergeht.

Die Binomialverteilung ist die Verteilung der Summe von N unabhängigen Zufallsgrößen, die mit der Wahrscheinlichkeit μ den Wert 1 annehmen und mit Wahrscheinlichkeit $1 - \mu$ den Wert 0.

Somit kann man Poissonverteilte Zufallsvariable (Parameter der Poissonverteilung λb) approximativ erzeugen, indem man die Summe von N unabhängigen Zufallsgrößen s_i , $i = 1 \dots N$, die mit der Wahrscheinlichkeit $\mu = \lambda b / N$ den Wert 1 annehmen und mit Wahrscheinlichkeit $1 - \mu$ den Wert 0, berechnet. Für große Werte von N wird die Approximation sehr gut.

Die gesuchte Verteilung von Zufallszahlen, bei denen die Ereignisse nicht statistisch unabhängig sind, erhält man dadurch, dass die N Zufallsgrößen nicht mehr unabhängig, sondern abhängig gewählt werden. Dazu wird nach folgendem Algorithmus vorgegangen:

s_1 wird ausgewürfelt:

„1“ mit Wahrscheinlichkeit μ , „0“ mit Wahrscheinlichkeit $1 - \mu$

Für alle weiteren s_i , $i = 2 \dots N$:

s_i wird wie folgt ausgewürfelt:

Wenn $s_{i-1} = 1$: „1“ mit Wahrscheinlichkeit $(1 + \varepsilon)\mu$,
 „0“ mit Wahrscheinlichkeit $1 - (1 + \varepsilon)\mu$.

Wenn $s_{i-1} = 0$: „1“ mit Wahrscheinlichkeit $a = \frac{\mu - \mu^2(1 + \varepsilon)}{1 - \mu}$,
 „0“ mit Wahrscheinlichkeit $1 - \frac{\mu - \mu^2(1 + \varepsilon)}{1 - \mu}$.

$n = \sum_{i=1}^N s_i$ ist dann der Zufallswert, der der gewünschten Verteilung genügt. Für $\varepsilon = 0$ ist n für hinreichend großes N approximativ Poissonverteilt. Für $\varepsilon > 0$ ist die Verteilung breiter, für $\varepsilon < 0$ schmaler als eine Poissonverteilung, da die Ereignisse dann eine positive Korrelation bzw. eine Antikorrelation aufweisen.

Der Ausdruck für a ergibt sich daraus, dass für den Erwartungswert für jede Zufallsgröße $\langle s_i \rangle = \mu$ gelten soll, damit der Erwartungswert $\langle n \rangle = \sum_{i=1}^N \langle s_i \rangle = \lambda b$ nicht von ε abhängt.

Die Größe ε kann für $\varepsilon \geq 0$ wie folgt bestimmt werden:

Da wie oben dargestellt mit Wahrscheinlichkeit $(1 + \varepsilon)\mu$ nach einer 1 eine weitere 1 gezogen wird, d. h. die zusätzliche Wahrscheinlichkeit, dass eine weitere 1 gezogen wird, $\varepsilon\mu$ ist, ist die Anzahl z der Ereignisse, die durch ein Ereignis bei $\varepsilon > 0$ zusätzlich verursacht werden

$$z = \varepsilon\mu + (\varepsilon\mu)^2 + (\varepsilon\mu)^3 + (\varepsilon\mu)^4 + \dots = \frac{1}{1 - \varepsilon\mu} - 1 \quad (\text{A.1})$$

Daraus folgt

$$\varepsilon = \frac{1}{\mu} \frac{z}{1 + z} = \frac{N}{\lambda b} \frac{z}{1 + z} . \quad (\text{A.2})$$

Auf diese Weise lassen sich Zufallsvariablen erzeugen, die eine beliebig wählbare Korrelation aufweisen. Auch für $\varepsilon < 0$ und somit $z < 0$ stellt z ein Maß zur Beschreibung der Korrelation dar, d. h. je kleiner z wird, desto stärker sind die Ereignisse antikorreliert. Eine einfache Interpretation wie bei $\varepsilon \geq 0$ hat der Parameter dann jedoch nicht.

Anhang B Datensätze der Betriebserfahrung

Tab. B.1 Leckagen Nuklearer Zwischenkühler in DWR

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Ereignisse
1976	4	1
1977	5	0
1978	5	0
1979	6	0
1980	6	0
1981	6	0
1982	7	1
1983	7	0
1984	7	0
1985	9	0
1986	10	1
1987	11	0
1988	13	0
1989	14	1
1990	14	1
1991	14	2
1992	14	2
1993	14	0
1994	14	0
1995	14	1
1996	14	4
1997	14	3
1998	14	6

Tab. B.2 Leckagen an Rohrleitungen einer DWR-Anlagengeneration

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Er- eignisse
1979	4	9
1980	4	4
1981	4	3
1982	4	6
1983	4	1
1984	4	3
1985	4	5
1986	4	4
1987	4	8
1988	4	4
1989	4	5
1990	4	1
1991	4	4
1992	4	4
1993	4	0
1994	4	3
1995	4	9
1996	4	7
1997	4	4
1998	4	4
1999	4	3
2000	4	6
2001	4	6
2002	4	6

Tab. B.3 Leckagen an Rohrleitungssystem des Wasser-Dampf-Kreislaufs in SWR

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Er- eignisse
1973	1	1
1974	1	0
1975	1	0
1976	1	0
1977	2	9
1978	2	16
1979	3	9
1980	4	12
1981	4	4
1982	4	5
1983	4	14
1984	4	11
1985	6	9
1986	7	7
1987	7	4
1988	7	10
1989	7	5
1990	7	4
1991	7	3
1992	7	2
1993	7	12
1994	7	2
1995	7	3
1996	7	1
1997	6	1
1998	6	5
1999	6	0
2000	6	1
2001	6	1
2002	6	5

Tab. B.4 Alterungsbedingte Schäden an Kreiselpumpen einer SWR-Anlage

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Er- eignisse
1992 – 1993	0,91	4
1994	0,87	2
1995	0,88	0
1996	0,93	3
1997	0,86	0
1998	0,94	1
1999	0,95	3
2000	0,93	1
2001	0,69	3

Tab. B.5 Alterungsbedingte Schäden an Elektromotoren einer SWR-Anlage

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Er- eignisse
1992 – 1993	0,91	4
1994	0,87	1
1995	0,88	2
1996	0,93	4
1997	0,86	2
1998	0,94	1
1999	0,95	0
2000	0,93	1
2001	0,69	0

Tab. B.6 Alterungsbedingte Schäden an Stellantrieben einer SWR-Anlage

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Er- eignisse
1992 – 1993	0,91	40
1994	0,87	16
1995	0,88	22
1996	0,93	32
1997	0,86	27
1998	0,94	28
1999	0,95	8
2000	0,93	10
2001	0,69	9

Tab. B.7 Ausfälle von EMD-Baugruppen

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Ereignisse
1985	1	0
1986	1	0
1987	1	0
1988	1	2
1989	1	0
1990	1	0
1991	1	0
1992	1	0
1993	1	1
1994	1	3
1995	1	0

Tab. B.8 Ausfälle von GEAMATIK-Baugruppen

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Ereignisse
1982	0,22	4
1983	1	16
1984	1	26
1985	0,5	12
1986	0	
1987	0,25	6
1988	1	15
1989	1	18
1990	1	11
1991	0	

Tab. B.9 Transienten SWR

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Ereignisse
1982	1,54	3
1983	2,10	3
1984	3,72	3
1985	5,30	4
1986	5,14	6
1987	5,34	6
1988	5,29	2
1989	5,17	2
1990	5,16	4
1991	5,14	5
1992	5,07	2
1993	3,91	0
1994	3,62	1
1995	5,02	0
1996	5,37	1
1997	5,50	0
1998	4,80	0
1999	5,63	1
2000	5,59	0
2001	5,39	1
2002	4,71	1

Tab. B.10 Turbinenschnellschlüsse einer DWR-Anlage

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Ereignisse
1970	0,836	5
1971	0,769	2
1972	0,803	1
1973	0,900	1
1974	0,921	1
1975	0,915	2
1976	0,831	1
1977	0,770	2
1978	0,783	1
1979	0,858	0
1980	0,764	0
1981	0,873	0
1982	0,860	1
1983	0,691	1
1984	0,890	0
1985	0,888	0
1986	0,898	0
1987	0,839	1
1988	0,890	0
1989	0,885	0
1990	0,397	0
1991	0,364	0
1992	0,687	2
1993	0,887	1
1994	0,897	1
1995	0,767	1
1996	0,937	0
1997	0,941	1
1998	0,950	1
1999	0,950	0
2000	0,901	0
2001	0,962	1
2002	0,960	0

Tab. B.11 Automatische RESA aus Leistungsbetrieb

Jahr	Beobachtungszeit in Jahren	Anzahl Ereignisse
1969	0,662	4
1970	0,836	5
1971	0,769	5
1972	1,272	4
1973	1,631	5
1974	1,841	1
1975	2,631	7
1976	3,212	15
1977	5,172	25
1978	4,930	19
1979	5,150	13
1980	6,330	14
1981	7,498	14
1982	7,752	9
1983	7,957	18
1984	10,535	9
1985	13,899	24
1986	13,405	17
1987	14,872	16
1988	16,358	13
1989	16,394	6
1990	15,716	8
1991	15,634	14
1992	17,010	12
1993	16,502	4
1994	15,736	4
1995	15,818	4
1996	16,750	6
1997	17,643	2
1998	16,607	5
1999	17,307	3
2000	17,342	3
2001	17,416	6
2002	16,273	3

Tab. B.12 Offenbleiben Sicherheits- und Entlastungsventile einer SWR-Anlage

Jahr	Bezugsanzahl	Anzahl Ereignisse
1985	22	0
1986	22	0
1987	22	3
1988	22	1
1989	22	1
1990	22	1
1991	22	0
1992	22	0
1993	22	0
1994	22	0
1995	22	0
1996	22	0
1997	22	1
1998	22	0
1999	22	0
2000	22	0
2001	22	0
2002	22	0

Verteiler

Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit

AG RS I 3 3 x

Bundesamt für Strahlenschutz

Fachbereich SK2 5 x

GRS

Geschäftsführer (hah) 1 x

Bereichsleiter (brw, erv, lim, tes, prg, zip) je 1 x

Abteilungsleiter/senior experts (ver, stc, koe, kot) je 1 x

Abteilung 601 (rec)

Abteilung 603 (liv, prw) je 1 x

Autoren (pej, sjc) je 3 x

TECDO 1 x

Bibliothek (Köln, Garching) je 1 x

Sonstige

Jussi Vaurio, Lappeenranta University of Technology 1 x

Gesamtauflage 30