Schlussbericht

der Forschungsstelle(n)

Nr. 1, Forschungsinstitut der Forschungsgemeinschaft für Elektrische Anlagen und Stromwirtschaft e.V.

zu dem über die



im Rahmen des Programms zur Förderung der Industriellen Gemeinschaftsforschung und -entwicklung (IGF)

> vom Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie aufgrund eines Beschlusses des Deutschen Bundestages

> > geförderten Vorhaben 16341N

Stochastische Streuung von Kennzahlen zur Beschreibung des Versorgungszuverlässigkeitsniveaus – theoretische Erwartung und empirischer Befund

(Bewilligungszeitraum: 01.02.2010 - 31.07.2011)

der AiF-Forschungsvereinigung

Elektrische Anlagen

Mannheim, 24.11.2011

Ort, Datum

Dr. Hendrik Vennegeerts

Name und Unterschrift des/der Projektleiter(s) an der/den Forschungsstelle(n)

Gefördert durch:



Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie

aufgrund eines Beschlusses des Deutschen Bundestages

ZUSAMMENFASSUNG

Aufgabenstellung

Mit der im Jahr 2012 beginnenden Qualitätsregulierung und der damit verbundenen monetären Bewertung der Versorgungszuverlässigkeit elektrischer Verteilungsnetze sind die Erlöse der Netzbetreiber direkt vom stochastischen Störungsgeschehen in ihren Netzen abhängig. Daher gewinnt die Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen gegenüber den bisher meist ausschließlich betrachteten Erwartungswerten zunehmend an Bedeutung. Dies gilt auch aus Sicht des Regulators, der die stochastische Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen bei der Ausgestaltung der Qualitätsregulierung berücksichtigen muss. Die bisher vorliegende geringe Zahl empirischer Kenngrößen eines Netzbetreibers lässt eine belastbare Quantifizierung der Kenngrößenstreuung allerdings nicht zu.

Existierende Zuverlässigkeitsberechnungsverfahren ermitteln überwiegend die Erwartungswerte der Zuverlässigkeitskenngrößen zur Anwendung in der Netzplanung. Dabei wird die Zuverlässigkeit üblicherweise für einzelne Netzausschnitte oder Stationen im Netz zum Vergleich unterschiedlicher Planungsvarianten bewertet. Die Verfahren basieren auf Modellen für das betrachtete Netz, das Betriebsmittelverhalten und die Störungsbeseitigung. Neben einer begrenzten Abbildungsgenauigkeit der komplexen Realität beruhen die Modelle teilweise auf vereinfachten theoretischen Annahmen. So wird beispielsweise die Ausfallhäufigkeit der Betriebsmittel überwiegend als einfacher, einer Poissonverteilung folgender Zufallsprozess abgebildet. Die Anwendung der existierenden Verfahren auf das gesamte Netz eines Betreibers erfolgt selten, da der erforderliche Modellierungs- und Abbildungsaufwand sehr groß wird.

In der vorliegenden Arbeit wird daher ein Verfahren vorgestellt, das die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen für das Netz eines Netzbetreibers bei reduziertem Modellierungs- und Abbildungsaufwand vollständig aus empirischen Daten ableitet.

Vorgehensweise und Ergebnisse

Da die Daten eines einzelnen Netzbetreibers für die Ermittlung der Verteilung seiner Zuverlässigkeitskenngrößen nicht ausreichen, baut das in dieser Arbeit neu entwickelte Verfahren auf der FNN-Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik mit ihrer umfangreichen Datenbasis der den Kenngrößen zugrundeliegenden Störungsereignisse in Kombination mit weiteren statistischen Daten zu atmosphärischen Ereignissen auf.

Die stochastische Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen eines Netzbetreibers wird wesentlich durch die jährliche Störungsanzahl, die Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung infolge einer Störung und die Auswirkung der Versorgungsunterbrechung beeinflusst. Für die Störungsanzahl erfolgt auf Basis der statistischen Störungsdaten die Ableitung geeigneter Verteilungsmodelle für die in der Analyse identifizierten stochastischen Einflussfaktoren. Das statistische Datenkollektiv der Versorgungsunterbrechungen, in dem die Vielzahl stochastischer Einflüsse enthalten ist, wird anhand relevanter Unterscheidungsmerkmale in Teilmengen mit unterschiedlicher Auswirkungsverteilung gegliedert.

Anhand der charakteristischen Daten eines Netzes wird mit einer Monte-Carlo Simulation die stochastische Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen ermittelt. Dabei werden mittels zufälliger Ziehungen aus Verteilungsmodellen und Versorgungsunterbrechungsdaten die Verteilungen der Kenngrößen bestimmt.

In exemplarischen Untersuchungen wird die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen für unterschiedliche fiktive und reale Netzbetreiber ermittelt und damit die Funktionalität des Verfahrens bestätigt sowie der Zusammenhang zwischen der Kenngrößenverteilung und den Einflussfaktoren aufgezeigt. Die Untersuchungen zeigen unter anderem, dass

- die Streuung der Störungsanzahl deutlich größer ist als nach der bisher häufig angenommenen Poissonverteilung erwartet. Dies gilt insbesondere für große Netzbetreiber.
- die stochastische Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen wesentlich durch die Streuung der Störungsanzahl bestimmt wird.

Darüber hinaus konnten mit dem Verfahren durchgeführte Untersuchungen bereits einen Beitrag zur Behandlung der stochastischen Kenngrößenstreuung bei der Ausgestaltung der Qualitätsregulierung leisten. Die Untersuchungen geben ebenfalls einen Ausblick auf den Nutzen einer bekannten Kenngrößenverteilung für das Risikomanagement beim Netzbetreiber.

Das Verfahren ermöglicht somit erstmals die Bestimmung der stochastischen Streuung von Zuverlässigkeitskenngrößen auf Basis empirischer Daten und aufwandsminimaler Eingangsparameter des Netzbetreibers.

Das Ziel des Vorhabens wurde erreicht.

Die Bearbeitung des Forschungsprojektes erfolgte durch Herrn Dipl.-Ing. Andreas Nolde unter der Leitung von Herrn Dr.-Ing. Hendrik Vennegeerts.

INHALTSVERZEICHNIS

Zusammenfassung				Ι
Inh	altsv	erzeich	nis	III
Ab	kürzu	ıngen u	ınd Formelzeichen	V
1	Einleitung			7
	1.1	Regul	atorische Rahmenbedingungen für Netzbetreiber	7
	1.2	Verso	rgungszuverlässigkeit	8
	1.3	Stoch	astik der Zuverlässigkeitskenngrößen – Stand der Forschung	9
	1.4	Ziel u	nd Aufbau der Arbeit	11
2	Analyse			12
	2.1	Begriffsdefinitionen		
	2.2	Die Fl	NN-Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik	14
		2.2.1	Historische Entwicklung	14
		2.2.2	Umfang der Datenerfassung	15
	2.3	3 Kenngrößen der Versorgungszuverlässigkeit		19
	2.4	Abgrenzung des Betrachtungsbereichs		
	2.5	5 Analyse statistischer Daten		24
		2.5.1	Methodisches Vorgehen	25
		2.5.2	Korrelations- und Regressionsverfahren	27
		2.5.3	Statistische Tests	28
		2.5.4	Statistische Verteilungen	29
	2.6	2.6 Stochastische Einflussfaktoren auf die Zuverlässigkeit		30
		2.6.1	Störungsanzahl	31
		2.6.2	Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung	50
		2.6.3	Auswirkung einer Versorgungsunterbrechung	51
3	Verfahren und Modelle			63
	3.1	Verfahrensübersicht		
	3.2	Störungsanzahl		64
		3.2.1	Poissonverteilte Störungsanzahl	65
		3.2.2	Abbildung der Störungsanzahl durch Erd- und Baggerarbeiten	67
		3.2.3	Modell der Anzahl von Gewitter- und Sturmstörungen	67

	3.3	3.3 Störungsauswirkung		
		3.3.1	Störungszuordnung zu den Versorgungsunterbrechungen	69
		3.3.2	Ziehung der Versorgungsunterbrechungen	70
		3.3.3	Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung	71
4	Exe	mplaris	sche Untersuchungen	72
	4.1	Kenng	größenverteilung realer Netzbetreiber	72
		4.1.1	Verteilung der Störungsanzahl	73
		4.1.2	Kenngrößenverteilung	77
	4.2 Kenngrößenverteilung für Netzbetreiberszenarien			79
		4.2.1	Basisszenario	79
		4.2.2	Einfluss des Freileitungsanteils	84
		4.2.3	Einfluss der Netzbetreibergröße	89
		4.2.4	Einfluss von Spannungsebene und Sternpunktbehandlung	91
	4.3	Die K	enngrößenverteilung im Kontext der Qualitätsregulierung	95
5	Nut	zen de	r erzielten Ergebnisse	99
6	Ergebnistransfer in die Wirtschaft			100
Lite	ratur	verzeic	chnis	101
Anł	nang			1
Α	Kol	mogoro	off-Smirnoff-Test	1
B	Statistische Verteilungen		2	
	B.1	Poisso	onverteilung	2
	B.2	Norm	alverteilung	4
	B.3	Weibu	ullverteilung	4
	B.4	Expor	nentialverteilung	5

ABKÜRZUNGEN UND FORMELZEICHEN

Abkürzungen

AE	Atmosphärische Einwirkungen
ARegV	Anreizregulierungsverordnung
BDEW	Bundesverband der Energie und Wasserwirtschaft
BM	Betriebsmittel
BNetzA	Bundesnetzagentur
EnWG	Energiewirtschaftsgesetz
FE	Fremde Einwirkungen
FGH	Forschungsgemeinschaft für Elektrische Anlagen und Stromwirtschaft e.V.
FNN	Forum Netztechnik/Netzbetrieb beim VDE
iso	isoliert
keA	kein erkennbarer Anlass
knospe	kurzzeitig niederohmige Sternpunkterdung
komp	kompensiert
LV	Letztverbraucher
no	niederohmig
ONS	Ortsnetzstation
SfH	Studiengesellschaft für Hochspannungsanlagen (Übergang in FGH)
UNIPEDE	Union Internationale des Producteurs et Distributeurs d'Energie Electrique
VDE	Verband der Elektrotechnik Elektronik Informationstechnik e.V.
VDEW	Vereinigung deutscher Elektrizitätswerke (Übergang in BDEW)
VU	Versorgungsunterbrechung

Formelzeichen (soweit nicht explizit angegeben)

- n Anzahl
- G Grundgesamtheit
- X Zufallsvariable
- *x* Stichprobenwert, Wert einer Zufallsvariable
- *U* gleicherteilte Zufallszahl
- *R* Spannweite
- \overline{x} Stichprobenmittelwert, arithmetisches Mittel der Stichprobe
- μ Mittelwert der Grundgesamtheit (auch Erwartungswert *E*(*X*))
- *s* Standardabweichung der Stichprobe
- s^2 Varianz der Stichprobe
- σ Standardabweichung der Grundgesamtheit
- σ^2 Varianz der Grundgesamtheit (auch *Var*(*X*))
- D Dispersionsindex

- 1 Länge
- *N* Normalverteilung $N(\mu, \sigma^2)$
- *P* Wahrscheinlichkeit
- *H* relative Häufigkeit
- *W* Weibullverteilung $W(\lambda,\beta)$
- α Irrtumswahrscheinlichkeit, Signifikanzniveau

Indizes

- *j* Nummerierung Versorgungsstufen
- *i* Nummerierung Stichprobenwerte
- E Ereignis
- FL Freileitung
- K Kabel
- SKL Stromkreislänge
- St Störung

Einheiten

- a Jahr
- d Tag
- € Euro
- h Stunde
- km Kilometer
- min Minute
- MVA Megavoltampere

1 **EINLEITUNG**

1.1 Regulatorische Rahmenbedingungen für Netzbetreiber

Die Umsetzung der europäischen Binnenmarkts- und Beschleunigungsrichtlinien zur Förderung des Wettbewerbs im europäischen Strommarkt [1,2] führte zur Entflechtung der früher üblicherweise integriert operierenden Elektrizitätsversorgungsunternehmen in die voneinander unabhängigen Organisationseinheiten Erzeugung, Transport, Verteilung und Handel. Während die Bereiche Stromerzeugung und Handel heute dem marktwirtschaftlichen Wettbewerb unterliegen, sind die Bereiche Transport und Verteilung aufgrund des Netzmonopols der Regulierung durch die Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahnen (BNetzA) unterstellt.

Seit dem Inkrafttreten des Energiewirtschaftsgesetzes (EnWG) im Juli 2005 [3] unterliegen die durch die Netzbetreiber erhobenen Entgelte für die Netznutzung der Genehmigung durch die Regulierungsbehörde. Bis zum Jahr 2009 erfolgte eine rein kostenbasierte Regulierung auf Basis der Verordnung über die Entgelte für den Zugang zu Elektrizitätsversorgungsnetzen (StromNEV) [4]. Durch diese Verordnung wurde für alle Netzbetreiber eine einheitliche Berechnungsgrundlage für die Netzentgelte geschaffen. Erst mit der Einführung der Anreizregulierung [5] im Jahr 2009 folgte den Berechnungsvorgaben der StromNEV ein Anreizsystem, das einen Effizienzvergleich zwischen den Netzbetreibern beinhaltet und damit einen künstlichen Wettbewerb zwischen den Netzbetreibern erzeugt.

Für den Zeitraum einer fünfjährigen Regulierungsperiode werden durch die Anreizregulierung individuelle Erlösobergrenzen für die Netzbetreiber unter Berücksichtigung ihrer Stellung im Effizienzvergleich abgeleitet [6,7]. Damit wird eine Entkopplung der genehmigten Erlöse von den tatsächlichen individuellen Netzkosten erreicht. Durch den Effizienzvergleich und daraus resultierende Vorgaben zur Effizienzsteigerung entsteht ein indirekter Kostendruck, um bei festgelegten, aufgrund des Effizienzvergleichs gegebenenfalls reduzierten Erlösobergrenzen, weiterhin die Rendite zu sichern. Hierdurch werden die Netzbetreiber zur Identifizierung und Umsetzung möglicher Kosteneinsparungen und zugehöriger Optimierungsschritte angeregt. Mögliche Maßnahmen umfassen sowohl kurzfristig wirkende Beeinflussungen der Betriebskosten, die z.B. durch angepasste Instandhaltungs- und Wartungszyklen erreicht werden können, als auch langfristig ausgerichtete Maßnahmen zur Beeinflussung von Investitionskosten durch den Rückbau redundanter Netzstrukturen oder eine höhere Auslastung von Betriebsmitteln.

Die rein auf Erlöse und damit Kosten wirkende Anreizregulierung birgt die Gefahr, dass Kosteneinsparungen zu Lasten der Versorgungsqualität erfolgen. Zur Sicherung einer angemessenen Versorgungsqualität sieht die Anreizregulierungsverordnung daher ab voraussichtlich 2012¹ eine Berücksichtigung der Versorgungsqualität bei der Bestimmung der Erlösobergrenze vor. Für den Bereich der Verteilungsnetze liegt der Fokus dabei auf dem Qualitätsmerkmal *Versorgungszuverlässigkeit*, das aufgrund der Abhängigkeit von Netzaufbau und -betrieb wesentlich von möglichen Kosteneinsparungen durch den Netzbetreiber betroffen ist [9]. Abhängig von der real beobachteten Versorgungszuverlässigkeit wird ein additiver Bonus oder Malus auf die festgelegten Erlösobergrenzen in Ansatz gebracht. Hierzu wird die beobachtete Zuverlässigkeit des Netzbetreibers mit durch die Bundesnetzagentur festgelegten Referenzwerten verglichen. Aus der Qualitätsregulierung ergeben sich folglich direkte monetäre Auswirkungen für den Netzbetreiber.

1.2 Versorgungszuverlässigkeit

Die Versorgungszuverlässigkeit elektrischer Verteilungsnetze wird mithilfe von Kenngrößen bewertet, die üblicherweise auf der Häufigkeit, der Dauer und dem Ausmaß von Versorgungsunterbrechungen beim Letztverbraucher basieren. Die empirische Ermittlung der Kenngrößen erfordert demzufolge die statistische Erfassung und Auswertung aller Störungsereignisse mit Versorgungsunterbrechung. In Deutschland sind nach der Vorgabe des EnWG alle Netzbetreiber zur Erfassung und Meldung ihrer Störungsereignisse mit Versorgungsunterbrechung an die Bundesnetzagentur verpflichtet [3,10]. Darüber hinaus führt das Forum Netztechnik/Netzbetrieb im VDE (FNN) eine umfangreiche Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik, die Störungsereignisse mit und ohne Versorgungsunterbrechung berücksichtigt [11].

Die Kenngrößen zur Bewertung der Versorgungszuverlässigkeit werden üblicherweise auf den Zeitraum eines Kalenderjahres bezogen. Aufgrund des begrenzten Zeitintervalls unterliegen die in diesem Zeitraum zufällig und selten auftretenden Störungsereignisse einer stochastischen Streuung. Neben der Anzahl der Ereignisse liefern auch Dauer und Ausmaß der einzelnen Versorgungsunterbrechungen einen Beitrag zur Streuung der vorgenannten Kenngrößen. Die exemplarische Betrachtung der Kenngröße *Nichtverfügbarkeit* (siehe Kapitel 2.3) eines realen Mittelspannungsnetzbetreibers in Bild 1.1 macht die Größenordnung einer möglichen Streuung deutlich. Die dargestellten Werte stellen eine zufällige Stichprobe aus einer derzeit unbekannten Verteilung der Nichtverfügbarkeit dar. Selbst bei der Betrachtung der jährlich veröffentlichten gesamtdeutschen Zuverlässigkeitskenngrößen ist eine Streuung der Werte zu beobachten [11,12].

¹ Ein endgültiger Beschluss steht zum Zeitpunkt der Erstellung dieser Schriftfassung noch nicht fest. Grundlage ist das Eckpunktepapier der Bundesnetzagentur zur "Ausgestaltung des Qualitätselements Netzzuverlässigkeit Strom im Rahmen der Anreizregulierung" [8].



Bild 1.1:Statistisch erfasste Nichtverfügbarkeit der MS-Ebene eines exemplarischen
Netzbetreibers (aus FNN-Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik)

Für die Netzbetreiber hat die stochastische Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen über die Qualitätsregulierung einen direkten Einfluss auf die Erlösobergrenzen, was eine quantitative Beschreibung der zugrundeliegenden Verteilung der Kenngrößen aus Sicht des Netzbetreibers zur Abschätzung seiner finanziellen Risiken und aus Sicht der Regulierungsbehörde für eine angemessene Ausgestaltung des Qualitätselements erforderlich macht². Eine Auswertung der bisher nur über wenige Jahre erfassten Zuverlässigkeitskenngrößen einzelner Netzbetreiber lässt eine belastbare Aussage bezüglich der Verteilung jedoch nicht zu.

1.3 Stochastik der Zuverlässigkeitskenngrößen – Stand der Forschung

Bisherige Forschungsarbeiten konzentrierten sich bei der Bewertung der Versorgungszuverlässigkeit vor allem auf die Entwicklung probabilistischer Zuverlässigkeitsberechnungsverfahren, die heute vielfach bei der Netzplanung und zur Bewertung von Einflussfaktoren auf die Zuverlässigkeit eingesetzt werden [14-19]. Grundsätzlich basieren diese Verfahren auf Modellbetrachtungen, bei denen auf Basis eines Netzmodells das Ausfallverhalten der Betriebsmittel und die Störungsbeseitigung nachgebildet werden [20-22]. Vor dem Hintergrund der genannten Einsatzgebiete stehen die Ermittlung der Erwartungswerte der Zuverlässigkeitskenngrößen für unterschiedliche Netzvarianten und ihre Veränderung bei Variation potentieller Einflussfaktoren im Fokus des Interesses. Die in der Praxis überwiegend eingesetzten analytischen Verfahren sind üblicherweise nicht in der Lage, die Verteilung der Kenngrößen zu ermitteln.

² Erste Erkenntnisse und Ergebnisse dieser Arbeit wurden bereits im Rahmen der Ausgestaltung des Qualitätselements im durch die Bundesnetzagentur beauftragten Gutachten zur "Konzeptionierung und Ausgestaltung des Qualitätselements im Bereich Netzzuverlässigkeit Strom sowie dessen Integration in die Erlösobergrenze" [13] durch das Konsortium Consentec/FGH/Frontier bei Fragestellungen zur Behandlung und Dämpfung der Stochastik berücksichtigt.

Eine Alternative zu den analytischen Verfahren stellen simulative Verfahren dar, bei denen der betriebliche Ablauf des betrachteten Netzes durch eine stochastische Simulation nachgebildet wird [25,26]. Diese Verfahren ermöglichen die Berücksichtigung komplexer stochastischer Eingangsgrößen und die Ermittlung der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen. Aufgrund ihrer gegenüber den analytischen Verfahren sehr hohen Rechenzeit ist der Einsatz der simulativen Verfahren in der Praxis jedoch selten [24].

Die durch die Regulierung gestiegene Bedeutung der Versorgungszuverlässigkeit für das Risikomanagement hat in den letzten Jahren zu einer Weiterentwicklung der analytischen Zuverlässigkeitsberechnungsverfahren geführt. So existieren Forschungsarbeiten, bei denen durch die Annahme der Verteilungsfunktion die zugehörigen Funktionsparameter aus den Ergebnissen der analytischen Berechnung ermittelt [23] beziehungsweise die Modellierung der stochastischen Prozesse in die Modelle für das Ausfallverhalten der Betriebsmittel und die Störungsbeseitigung integriert werden [24].

Vor dem Hintergrund der kommenden Qualitätsregulierung ergeben sich bei der Betrachtung der stochastischen Streuung von Zuverlässigkeitskenngrößen eines Netzbetreibers unabhängig von der Art des Berechnungsverfahrens neue Herausforderungen:

- Die Störungsanzahl im Netz wird bei den analytischen und simulativen Verfahren üblicherweise über ein einfaches Modell konstanter Ausfallraten der Betriebsmittel abgebildet [14]. Analysen empirischer Daten und Modelluntersuchungen haben gezeigt, dass dieses Modell die tatsächliche Störungshäufigkeit nur in grober Näherung abbildet und in diesem Bereich weiterer Forschungsbedarf besteht [27,28] (siehe Kapitel 2.6.1).
- Die bisher entwickelten Verfahren basieren auf Modellbetrachtungen. Während bei der Abbildung der Netzmodelle eine große Abbildungsgenauigkeit erreicht wird, können die Modelle des Ausfallverhaltens der Betriebsmittel und der Störungsbeseitigung die Realität nur angenähert abbilden. Trotz des nachweislich erfolgreichen Einsatzes der existierenden Verfahren ist ein alternativer Ansatz ohne die Notwendigkeit einer Modellierung und Simulation des Netzbetriebs anzustreben.

Daher ist es wünschenswert, die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen von Netzbetreibern bei reduziertem Modellierungsaufwand ermitteln zu können. Dies betrifft die Netzmodelle, die ein Eingangsdatum der Verfahren bilden, und die Modelle für das Ausfallverhalten und die Störungsbeseitigung, die zentrale Elemente der Betriebssimulation darstellen.

Analog zur Auswertung empirischer Störungsdaten der FNN-Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik und zum Vergleich mit der bisherigen Modellierung der Störungshäufigkeit in den Zuverlässigkeitsberechnungsverfahren [27] können grundsätzlich auch die statistisch erfassten Versorgungsunterbrechungen für eine Analyse der stochastischen Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen herangezogen werden. Umfassende quantitative Untersuchungen zur Verteilung von Zuverlässigkeitskenngrößen auf Basis empirischer Daten existieren in Deutschland bisher allerdings nicht, da solche Untersuchungen eine umfangreiche und belastbare Datenbasis erfordern und die zentrale Erfassung von Daten zu Versorgungsunterbrechungen in der FNN-Statistik erst im Jahr 2004 bzw. bei der Bundesnetzagentur im Jahr 2005 begonnen wurde. In bisherigen Untersuchungen wurde primär die bereits angesprochene Streuung der Störungsanzahl beleuchtet und der theoretische Hintergrund für die beobachtete Streuung aufbereitet [27,29]. Erste Erkenntnisse zur Streuung der Kenngrößen einzelner Netzbetreiber wurden anhand der Spannweite und des Mittelwerts ihrer empirischen Werte erlangt [30]. Für den exemplarischen Netzbetreiber aus Bild 1.1 ergibt die Auswertung seiner Nichtverfügbarkeit einen Mittelwert von ca. 5 min/a und eine Spannweite von ca. 8 min/a.

In der Gesamtmenge empirischer Daten von Versorgungsunterbrechungen ist die Vielfalt stochastischer Einflüsse enthalten, die für die Ermittlung der stochastischen Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen analysiert und durch die Verwendung der empirischen Daten in einem Verfahren abgebildet werden kann. Durch die Verwendung empirischer Daten ist darüber hinaus eine deutliche Reduzierung des Modellierungsaufwands zu erwarten. Ein entsprechendes Verfahren zur Ermittlung der Verteilung von Zuverlässigkeitskenngrößen ausschließlich auf Basis empirischer Daten existiert bisher jedoch nicht.

1.4 Ziel und Aufbau der Arbeit

Vor dem dargestellten Hintergrund ist das Ziel dieser Arbeit die Ermittlung der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen für einzelne Netzbetreiber auf Basis empirischer Daten. In dem dafür notwendigen Verfahren wird die empirische Datenbasis der Störungsdaten genutzt, um ein neues und gegenüber den bisherigen Annahmen verbessertes Modell für die Störungshäufigkeit im Netz eines Netzbetreibers zu entwickeln. Die empirischen Daten der Versorgungsunterbrechungen ermöglichen die Abbildung ihrer stochastischen Verteilung für einen bestimmten Netzbetreiber und darauf aufbauend die Quantifizierung der Verteilung seiner Zuverlässigkeitskenngrößen. Als Datenbasis steht für diese Arbeit die FNN-Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik zur Verfügung.

In den folgenden Kapiteln wird zunächst die statistische Datenbasis analysiert und der Betrachtungsbereich abgegrenzt. Weiterhin werden die betrachteten Kenngrößen vorgestellt und die Ursachen für die stochastische Streuung der Kenngrößen identifiziert. Im Anschluss an die Analyse erfolgt die Ableitung und Umsetzung einer Simulationsmethodik zur Bestimmung der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen unter Verwendung der statistischen Daten. Abschließend wird die Funktionalität des Verfahrens anhand exemplarischer Untersuchungen nachgewiesen und die Auswirkungen netzspezifischer Einflussfaktoren auf die Verteilung der Kenngrößen untersucht.

2 ANALYSE

In diesem Kapitel werden zunächst für die Arbeit relevante Grundlagen zur verwendeten Datenbasis in Kapitel 2.2 und den verwendeten Kenngrößen in Kapitel 2.3 vorgestellt, bevor der Betrachtungsbereich in Kapitel 2.4 abgegrenzt wird. Der für die Analyse empirischer Daten notwendige Hintergrund zum Ablauf statistischer Datenanalysen wird anschließend in Kapitel 2.5 erläutert. Kapitel 2.6 umfasst abschließend die Analyseergebnisse zu den stochastischen Einflussparametern auf die Zuverlässigkeitskenngrößen.

2.1 Begriffsdefinitionen

Störung

Eine Störung im Sinne der FNN-Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik wird durch eine ungewollte Änderung des ,normalen Betriebszustandes' im Netz, den so genannten Fehler, ausgelöst. Die Störung beginnt mit dem Eintritt des Fehlers und umfasst alle Auswirkungen im Netz bis zur Störungsbeseitigung [32]. Bild 2.1 zeigt schematisch den grundsätzlichen zeitlichen Ablauf einer Störung [33]. Welche der angegebenen Schritte bei einer konkreten Störung durchlaufen werden, hängt von der individuellen Störungssituation und der Existenz entsprechender Automatisierungs- und Fernwirktechnik ab.



Bild 2.1: Schematischer Ablauf einer Störung

Versorgungsunterbrechung

Die Versorgungsunterbrechung ist eine mögliche Auswirkung einer Störung. Nach der Definition in der FNN-Statistik liegt eine Versorgungsunterbrechung vor, wenn ein oder mehrere Letztverbraucher nach dem Einsatz von Umschaltautomatiken oder automatischen Wiedereinschaltungen länger als eine Sekunde nicht versorgt sind [32]. Bei der Berechnung der DISQUAL Kenngrößen (siehe Kapitel 2.3) werden jedoch nur Versorgungsunterbrechungen mit einer Dauer von mehr als 3 min betrachtet. Mit der Wiederversorgung aller Letztverbraucher ist die Versorgungsunterbrechung beendet, während die Störung weiterhin andauern kann, da das fehlerhafte Betriebsmittel noch nicht instandgesetzt oder ersetzt wurde.

Netzkonzept

Der Begriff ,Netzkonzept' wird als Oberbegriff zur Beschreibung aller Aspekte des Netzes verwendet. Dazu gehören neben der Netztopologie der Einsatz von Automatisierungs- und Fernwirktechnik, die Wahl der Spannungsebene und die gewählte Sternpunktbehandlung.

Netztopologie (auch Netzstruktur)

Die Netztopologie oder auch Netzstruktur beschreibt die Struktur der Leitungsverbindungen zwischen den Netzstationen. Gängige Netztopologien sind Maschen-, Ringoder Strahlennetze. Die mögliche Redundanz von Verbindungen fällt ebenfalls unter diesen Begriff.

Netzzusammensetzung

Die Netzzusammensetzung beschreibt Art und Menge der eingesetzten Betriebsmittel. Bei gleicher Versorgungsaufgabe und Netztopologie können Netze durch den Einsatz unterschiedlicher Leitungs- oder Stationstypen unterschiedliche Netzzusammensetzungen aufweisen.

Störungshäufigkeit

Die Störungsanzahl in einem Jahr bezogen auf die eingesetzten Betriebsmittel wird als Störungshäufigkeit bezeichnet.

Versorgungszuverlässigkeit

Die Versorgungszuverlässigkeit beschreibt das Maß, in dem ein Energieversorgungssystem eine unterbrechungsfreie Energielieferung an die Verbraucher gewährleisten kann. Die Zuverlässigkeit wird üblicherweise über Kenngrößen beschrieben, die auf Versorgungsunterbrechungen beim Letztverbraucher basieren. Ein Beispiel hierfür sind die in Kapitel 2.3 beschriebenen und in dieser Arbeit betrachteten DISQUAL Kenngrößen.

2.2 Die FNN-Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik

2.2.1 Historische Entwicklung

Die FNN-Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik stellt neben der Datenerfassung der Bundesnetzagentur nach § 52 EnWG die einzige zentrale Erfassung von Störungsdaten in Deutschland dar. Gegenüber der gesetzlichen Meldepflicht der BNetzA beruht die Statistik des FNN auf einer freiwilligen Teilnahme von Netzbetreibern. Die FNN-Statistik existiert seit vielen Jahrzehnten, wobei sich das Erfassungsschema, also der Umfang der erfassten Informationen, über die Jahre den technischen und politischen Anforderungen, insbesondere auch infolge der Liberalisierung des Strommarktes, angepasst hat. Im Laufe der Jahre waren unterschiedliche Institutionen für die Statistik zuständig. Dies führte neben den gesellschaftsrechtlichen Auswirkungen der Liberalisierung zu einer schwankenden Anzahl teilnehmender Netzbetreiber. Aus Gründen der Vereinfachung wird mit dem Begriff ,FNN-Statistik' in den folgenden Kapiteln die gesamte Statistik unabhängig von der Zuständigkeit durch VDEW (bis zum Jahr 2000), VDN (bis zum Jahr 2007) oder FNN (ab dem Jahr 2008) bezeichnet.

Die ältesten für eine Analyse verfügbaren Daten stammen aus dem Jahre 1958. In diesem Jahr wurde durch die damalige VDEW und SfH ein überarbeitetes Erfassungsschema eingeführt, das in vielen Teilen bis heute unverändert ist [34]. In der damaligen Störungsund Schadensstatistik wurden nur Störungsdaten der Höchst-, Hoch- und Mittelspannungsebene erfasst. Bis 1993 existieren diese Daten nur in ausgewerteter Form als Jahresberichte mit einer kumulierten Betrachtung über alle Netzbetreiber [35]. Erst ab 1994 existieren Daten sowohl in Form einer digitalen Datenbank als auch differenziert nach Netzbetreibern und ermöglichen somit eine umfangreiche Analyse. Informationen zu aufgetretenen Versorgungsunterbrechungen beschränkten sich dabei bis 2003 auf die Angabe, ob infolge einer Störung eine Versorgungsunterbrechung auftrat. Erst ab der 110-kV-Ebene wurden zusätzliche Informationen zur Auswirkung der Versorgungsunterbrechung erfasst. Zwischen 1994 und 2003 nahmen insgesamt 80 Netzbetreiber an der Statistik teil, wobei sich die Teilnahme häufig nur auf einzelne Jahre beschränkt, so dass die Anzahl in den einzelnen Jahren deutlich unter diesem Wert liegt.

Im Jahr 2004 erfolgte die Einführung eines überarbeiteten Erfassungsschemas, bei dem die Erfassung der für die Ermittlung von Zuverlässigkeitskenngrößen notwendigen Informationen über Versorgungsunterbrechungen eine wesentliche Erweiterung darstellte (zur Definition der Kenngrößen siehe Kapitel 2.3). Gleichzeitig wurde eine Aufteilung des Erfassungsschemas für unterschiedliche Spannungsebenen eingeführt:

• Verfügbarkeitsstatistik (Erfassungsschema A): Hierbei handelt es sich um ein ,schlankes' Erfassungsschema für Mittel- und Niederspannungsnetze, bei dem ausschließlich Störungen mit Versorgungsunterbrechung erfasst werden. Die Daten ermöglichen die Berechnung der Kenngrößen der Versorgungszuverlässigkeit bei einem gleichzeitig geringen Erfassungsaufwand. Die nach diesem Erfassungsschema erfassten Daten können von den Netzbetreibern auch für die Meldung an die Bundesnetzagentur nach § 52 EnWG genutzt werden.

• Störungsstatistik (Erfassungsschema B): Die Erfassung nach Schema B erfolgt für die Höchst- bis zur Mittelspannungsebene und beinhaltet alle Störungsereignisse unabhängig von einer möglichen Versorgungsunterbrechung in einem gegenüber Schema A detaillierteren Umfang. Für die Mittelspannungsebene lassen sich auch hier analog zu Schema A die Kenngrößen der Versorgungszuverlässigkeit berechnen. Zusätzlich ist eine Beschreibung und Analyse des gesamten Störungsgeschehens möglich.



Bild 2.2: Erfasste Stromkreislänge der MS-Ebene in der FNN-Statistik über alle Netzbetreiber

Insgesamt sind die Zeiträume der Datenerfassung sowie der vorhandene Datenumfang für Störungs- und Versorgungsunterbrechungsdaten sehr unterschiedlich. Daher sind mögliche Analysen und Modellierungen, soweit sie auf statistischen Daten beruhen sollen, durch die unterschiedliche Datenverfügbarkeit der Statistik begrenzt. Insgesamt stellt die FNN-Statistik jedoch eine umfangreiche und belastbare Datenbasis für die Untersuchungen dar. Der Erfassungsgrad, also der Anteil der in der Statistik erfassten Stromkreislänge an der Gesamtstromkreislänge, ist mit leichten Unterschieden zwischen den Spannungsebenen von über 50 % im Jahr 1958 auf über 80 % im Jahr 2009 gestiegen. Bild 2.2 zeigt exemplarisch die Entwicklung der erfassten Stromkreislänge in der MS-Ebene differenziert nach Freileitung und Kabel (ab 2004 nach Erfassungsschema B).

2.2.2 Umfang der Datenerfassung

Da Aufbau und Umfang des Erfassungsschemas sehr komplex sind, werden im Folgenden nur die für die vorliegende Arbeit relevanten Strukturen und Erfassungsmerkmale vorgestellt. Weiterführende Informationen sind [32] zu entnehmen. Die für diese Arbeit wesentlichen Informationen, die zu jeder Störung erfasst werden, sind

- grundlegende Netzdaten,
- der Zeitpunkt der Störung,
- der Störungsanlass,
- der Fehlerort und
- Informationen über mögliche Versorgungsunterbrechungen.

Netzdaten

Als Netzinformation werden für jede Störung nur die Netzebene, die Art der Sternpunktbehandlung und die Netzart angegeben. Die Netzebene unterscheidet Nennspannungsgruppen wie beispielsweise 1 bis 12 kV (Bezeichnung 10 kV) und 12 bis 24 kV (Bezeichnung 20 kV). Die Netzart unterscheidet Kabelnetze (Kabelanteil > 90 %), gemischte Netze (Kabelund Freileitungsanteil zwischen 10 % und 90 %) und Freileitungsnetze (Freileitungsanteil > 90 %).

Neben den Daten zu den einzelnen Störungen werden für jeden Netzbetreiber quantitative Netzdaten erfasst, die sowohl für die Berechnung der Zuverlässigkeitskenngrößen als auch für die Betriebsmittelkenndaten als Bezugsgrößen benötigt werden. Die Daten umfassen neben Differenzierungsmerkmalen wie Spannungsebene und Sternpunktbehandlung nur Mengenangaben zu den eingesetzten Betriebsmitteln und der Anzahl angeschlossener Letztverbraucher (Niederspannungsebene) bzw. der installierten Bemessungsscheinleistung der Ortsnetz- und Letztverbrauchertransformatoren (Mittelspannungsebene). Informationen zum Netzkonzept und zu der eingesetzten Automatisierungs- und Fernwirktechnik sind in den Netzdaten nicht enthalten.

Störungsanlass

Der Störungsanlass beschreibt den Vorgang oder die Einwirkung, durch die eine Störung ausgelöst wird. Bild 2.3 zeigt exemplarisch zwei ausgewählte Anlassklassen und die Unterschiede der Ausprägungen zwischen Schema A und B.



Bild 2.3:Unterschiede in der Merkmalsausprägung zwischen Erfassungsschema A und
B am Beispiel des Merkmals Störungsanlass

Eine durch Tiefbauarbeiten veranlasste Störung wird beim Erfassungsschema A nur durch die übergeordnete Anlassklasse 'Fremde Einwirkung' beschrieben, während bei Schema B mit der Angabe 'Erd- und Baggerarbeiten' eine genauere Differenzierung des Anlasses möglich ist. Wenn die Ursache für eine Störung außerhalb des betrachteten Netzes liegt, wird der Anlass als Rückwirkung verschlüsselt. Das Netz wird dabei durch die Spannungsgruppe und die Grenzen der Zuständigkeit des Netzbetreibers definiert. So wird eine Störung in der 110-kV-Ebene mit Auswirkungen auf die unterlagerte MS-Ebene in dieser als Rückwirkungsstörung erfasst. Für die Niederspannungsebene erfolgt nach Erfassungsschema A keine Erfassung von Rückwirkungsstörungen.

Fehlerort

Der Fehlerort beschreibt die durch einen Fehler betroffenen Betriebsmittel. Das Erfassungsschema B unterscheidet hierbei zwischen der Freileitung, den unterschiedlichen Kabeltypen und der Lage (Sammelschiene, Trenner, Leistungsschalter) innerhalb unterschiedlicher Stationstypen. Dem gegenüber ist wie beim Störungsanlass der Unterscheidungsgrad bei Schema A deutlich geringer.

Versorgungsunterbrechung

Die Erfassungsmerkmale von Versorgungsunterbrechungen hängen von der betrachteten Spannungsebene ab. Neben einer einheitlichen Erfassung der Dauer, die den Zeitraum vom Beginn der Versorgungsunterbrechung bis zur Wiederherstellung der Versorgung erfasst, wird das Ausmaß in der Höchst- und Hochspannungsebene in Form des unterbrochenen Wirkleistungsflusses der Netzkuppeltransformatoren, in der Mittelspannungsebene in Form der unterbrochenen installierten Bemessungsscheinleistung der Ortsnetz- und Letztverbrauchertransformatoren und in der Niederspannungsebene in Form der unterbrochenen Letztverbraucher erfasst.

Gegenüber Störungen ohne Versorgungsunterbrechung, die naturgemäß stochastisch auftreten, können Versorgungsunterbrechungen auch aufgrund einer vom Netzbetreiber geplanten und angekündigten Abschaltung von Betriebsmitteln auftreten. Diese Versorgungsunterbrechungen werden als ,geplante Ausschaltung mit VU' erfasst. Solche Ausschaltungen sind häufig bei Wartungs- und Instandhaltungsarbeiten notwendig. Auch der Zählerwechsel fällt in diese Kategorie. Er wird in der Niederspannungsebene separat erfasst. Der Umfang der erfassten Merkmale in der FNN-Statistik ist bei diesen Ereignissen deutlich reduziert. So wird weder der genaue Anlass für die geplante Abschaltung erfasst noch das für die Maßnahme verantwortliche Betriebsmittel.

Um Versorgungsstufen infolge des Wiederversorgungsprozesses zu berücksichtigen wird zu jeder Versorgungsunterbrechung der Maximalwert des Ausmaßes und die Summe der Produkte aus Ausmaß und Dauer der jeweiligen Versorgungsstufen erfasst. Demgegenüber wird unter der Dauer einer Versorgungsunterbrechung der gesamte Zeitraum verstanden, in dem mindestens ein Letztverbraucher nicht versorgt ist. Bild 2.4 zeigt exemplarisch den möglichen Ablauf einer einfachen Versorgungsunterbrechung in der Mittelspannungsebene.





Die Auslösung des Leistungsschalters zum Zeitpunkt to = 0 führt zu einer Unterbrechung der dargestellten Ortsnetzstationen bis zur offenen Trennstelle. Im Zuge des Wiederversorgungsprozesses kommt es zunächst zu einer Teilwiederversorgung von zwei Stationen zum Zeitpunkt t1 und im weiteren Verlauf zur Wiederversorgung der verbleibenden Stationen zu den Zeitpunkten t2 und t3. Das in der Statistik erfasste Ausmaß ist die Summe aller in den Versorgungsstufen unterbrochenen Bemessungsscheinleistungen und entspricht in diesem Beispiel 4 MVA. Ebenfalls erfasst wird die Summe der Produkte aus unterbrochener Bemessungsscheinleistung *si* und Dauer *ti* der Versorgungsstufen:

Unterbrochene MVAmin =
$$s_1 \cdot t_1 + s_2 \cdot t_2 + s_3 \cdot t_3$$
 (2.1)

Die erfasste Dauer dieser Versorgungsunterbrechung entspricht der Zeit t_3 , nach der alle Stationen wiederversorgt sind.

2.3 Kenngrößen der Versorgungszuverlässigkeit

Die Beschreibung der Versorgungszuverlässigkeit kann über eine Vielzahl von Kenngrößen erfolgen. Die dabei am häufigsten verwendeten Zuverlässigkeitskenngrößen sind [36]:

•	Unterbrechungshäufigkeit	Hu
•	Unterbrechungsdauer	Tu
•	Nichtverfügbarkeit (Wahrscheinlichkeit einer VU)	Q_u
•	Unterbrochene Leistung	P_u
•	Nicht zeitgerecht gelieferte Energie	Wu
•	Unterbrechungskosten	K_u

Die Zuverlässigkeitskenngrößen beschreiben somit auf unterschiedliche Weise die beim Letztverbraucher beobachtete Unzuverlässigkeit auf Basis der aufgetretenen Versorgungsunterbrechungen. Unabhängig von der genauen Berechnungsvorschrift der Kenngrößen, die je nach Fragestellung sehr unterschiedlich sein kann, ist ein Zeitintervall zu definieren, über das die Werte ermittelt werden. Dieses ist üblicherweise ein Jahr.

In § 20 (1) der Anreizregulierungsverordnung sind diese Kenngrößen mit Ausnahme der Unterbrechungskosten als mögliche Kenngrößen für die Qualitätsregulierung aufgeführt [5]. Die Nichtverfügbarkeit stellt dabei eine zulässige Kombination der in der ARegV genannten Kenngrößen "Unterbrechungshäufigkeit" und "Unterbrechungsdauer" dar. Eine Definition zur Berechnung der Kenngrößen wird in der ARegV nur insoweit gegeben, als dass die Kenngrößen auf Netzbetreiberebene ermittelt werden müssen und sich daraus in Konsequenz die Berechnung der Kenngrößen als Mittelwert über alle Letztverbraucher im Netz eines Netzbetreibers ergibt. Gegenüber der möglichen Betrachtung eines einzelnen Letztverbrauchers werden solche Kenngrößen als *Systemkenngrößen* bezeichnet.

Die auch international am häufigsten verwendeten *Systemkenngrößen* sind die Kenngrößen der Arbeitsgruppe DISQUAL (**Dis**tribution **Qual**ity) der UNIPEDE [37]:

Unterbrechungshäufigkeit H_u	littlere Anzahl von Versorgungsunterbrechungen pro			
	Letztverbraucher und Jahr			
Nichtverfügbarkeit Qu	Mittlere Dauer der Versorgungsunterbrechung pro Kunde und Jahr			

Unterbrechungsdauer *T*^{*u*} Mittlere Dauer der Versorgungsunterbrechung

Für die Berechnung dieser Kenngrößen werden laut Definition nur Versorgungsunterbrechungen mit einer Dauer von mehr als 3 min betrachtet. In Tabelle 2.1 ist die Berechnungsvorschrift für die Kenngrößen aufgeführt. Dabei existieren für jede Kenngröße auf unterschiedlichen Größen basierende Definitionen, von denen die gebräuchlichsten beiden in der Tabelle aufgeführt sind. Bei Verfahren *a* werden die betroffenen Letztverbraucher betrachtet, während bei Verfahren *b* eine Betrachtung der installierten Bemessungsscheinleistung von in nachgelagerte Netze abspannenden Transformatoren erfolgt.

Die Datenerfassung der FNN-Statistik ermöglicht die Berechnung der Kenngrößen für die Niederspannungsebene nach Berechnungsverfahren a und für die Mittelspannungseben nach Berechnungsverfahren b. Die Betrachtung der unterbrochenen Bemessungsscheinleistung bei Verfahren b stellt ein Äquivalent für die betroffenen Letztverbraucher dar, das durch den Netzbetreiber mit relativ geringem Aufwand bestimmt werden kann. Netzbetreiber, bei denen das Niederspannungsnetz nicht zum eigenen Netzgebiet gehört, wären sonst auf Informationen des unterlagerten Netzbetreibers zur Anzahl von Letztverbrauchern an jeder Station angewiesen. Auch wird als Argument für die Verwendung des Verfahrens b angeführt, dass die Netzauslegung sich vorwiegend an den Leistungsanforderungen orientieren muss und somit eine bei Verfahren a erfolgende Gleichgewichtung aller Letztverbraucher unabhängig von ihrer über die Leistungsanforderung definierten Größe nicht sachgerecht ist.

Kenngröße		heit	Berechnung nach Verfahren a	Berechnung nach Verfahren b
Unterbrechungshäufigkeit H _u	ι 1/a		$H_u = \frac{\sum_j a_j}{A_{ges}}$	$H_u = \frac{\sum_{j} S_j}{S_{ges}}$
Unterbrechungsdauer Tu		in	$T_u = \frac{\sum_j a_j \cdot t_j}{\sum_j a_j}$	$T_u = \frac{\sum_j s_j \cdot t_j}{\sum_j s_j}$
Nichtverfügbarkeit Qu		n/a	$Q_u = \frac{\sum_j a_j \cdot t_j}{A_{ges}}$	$Q_u = \frac{\sum_j s_j \cdot t_j}{S_{ges}}$
Erläuterungen	aj	Anzahl der unterbrochenen Letztverbraucher je Versorgungsstufe		
		Anzahl der insgesamt versorgten Letztverbraucher		
	s _j Unterbrochene Bemessungsscheinleistung Versorgungsstufe			sscheinleistung je
	$S_{ m ges}$	s Insgesamt installierte Bemessungsscheinleistur		
	tj	Dauer der Versorgungsstufe		
	j	Versorgungsstufen bei Versorgungsunterbrechungen		

Tabelle 2.1: Definition der Zuverlässigkeitskenngrößen nach DISQUAL [32]

Für die Höchst- und Hochspannungsebene existieren trotz der Erfassung der Versorgungsunterbrechungen bisher keine allgemein anerkannten und mit der DISQUAL Definition vergleichbaren Kenngrößen. Bei einer zur Mittelspannungsebene analogen Berechnung der Kenngrößen ergäbe sich das Problem, die installierte Leistung der Umspannstationen beim Ausmaß der Unterbrechung vor dem Hintergrund der üblichen Redundanz geeignet zu bestimmen [13]. Alternativ wäre auch ein Bezug des erfassten unterbrochenen Wirkflusses auf die Gesamtenergieabgabe als Kenngröße möglich, sofern der reine Verbrauchsanteil im Wirkfluss ermittelt werden kann. Eine konkrete Definition für eine Kenngröße in dieser Richtung existiert bisher jedoch nicht.

Die durch die BNetzA und den FNN jährlich veröffentlichte Gesamtzuverlässigkeit aus Sicht des Letztverbrauchers in der Niederspannungsebene ergibt sich aus der Addition der Kenngrößen für die Mittel- und Niederspannungsebene. Dabei ist in den Kenngrößen für die Mittelspannungsebene auch ein Anteil von Versorgungsunterbrechungen enthalten, die aus Störungen in der Hoch- oder Höchstspannungsebene resultieren. So sind die Auswirkungen von Störungen in der Hoch- und Höchstspannungsebene trotz fehlender Kenngrößen in diesen Ebenen in der Gesamtzuverlässigkeit des Letztverbrauchers der MS- und NS-Ebene berücksichtigt.

Die Bundesnetzagentur sieht für die Qualitätsregulierung in einer Grundvariante zunächst nur die Verwendung der DISQUAL Kenngrößen zur Bewertung der Versorgungszuverlässigkeit vor und beschränkt die Betrachtung dabei auf die Mittel- und Niederspannungsebene [8]. Vor diesem Hintergrund und der Tatsache, dass die Statistik notwendige Daten für die Ermittlung alternativer Kenngrößen nicht enthält, werden in dieser Arbeit ausschließlich die DISQUAL Kenngrößen betrachtet.

2.4 Abgrenzung des Betrachtungsbereichs

In diesem Kapitel erfolgt eine Abgrenzung der nachfolgend zur Ermittlung der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen betrachteten Netzebenen und statistischen Daten.

Netzebenen

Störungen mit Versorgungsunterbrechung treten hauptsächlich in der Mittel- und Niederspannungsebene auf. Bild 2.5 (a) zeigt die Anzahl der für die Berechnung der Zuverlässigkeitskenngrößen relevanten Versorgungsunterbrechungen differenziert nach ihrem Ursprung über den Erfassungszeitraum 2004 - 2009. Auf die Niederspannungsebene entfallen über 80 % aller Versorgungsunterbrechungen, die verbleibenden ca. 20 % auf die Mittelspannungsebene. Der Anteil der Höchst- und Hochspannungsebene ist mit ca. 0,2 % sehr gering. Der Anstieg der Anzahl von Versorgungsunterbrechungen zwischen 2004 und 2006 ist auf die Einführung des neuen Erfassungsschemas im Jahr 2004 und eine über die ersten Jahre anteigende Anzahl teilnehmender Netzbetreiber zurückzuführen (vgl. Kapitel 2.2.1).

Bei der Betrachtung der Kenngrößen ist nicht nur die Anzahl der Versorgungsunterbrechungen relevant, sondern auch ihre Auswirkung. Bild 2.5 (b) zeigt die resultierende Unterbrechungshäufigkeit *H*^{*u*} über den betrachteten Zeitraum. Hier dominiert der Einfluss der Mittelspannungsebene mit etwa 85 %, während die Niederspannungsebene nur einen geringen Beitrag leistet. In der Hochspannungsebene führen Störungen aufgrund einer üblicherweise hohen Redundanz der Netztopologie (n-1 Sicherheit) nur selten und meist in Kombination mit anderen unvorhergesehenen Ereignissen zu einer Versorgungsunterbrechung beim Letztverbraucher. Da das Ausmaß der Versorgungsunterbrechung in solchen Fällen üblicherweise sehr groß ist, können auch wenige Versorgungsunterbrechungen zu einem signifikanten Beitrag bei den Zuverlässigkeitskenngrößen führen. Das gleiche gilt, in stärkerem Maße, auch für die Höchstspannungsebene, in der es durch Störungen nur in seltenen Extremsituationen zu einer Versorgungsunterbrechung kommt, was auch die starke Schwankung des geringen Beitrags in Bild 2.5 (a) erklärt. Dem gegenüber ist das Ausmaß der großen Anzahl von Versorgungsunterbrechungen in der Niederspannungsebene aufgrund kleiner Abschaltbereiche deutlich geringer. Dies führt zu einem geringen und über die Jahre relativ konstanten Beitrag zu den Kenngrößen. Vergleichbare Anteile ergeben sich auch bei der Betrachtung der Nichtverfügbarkeit.



Bild 2.5: Unterbrechungshäufigkeit H_{u} über alle Netzbetreiber (a) und die Anzahl kenngrößenrelevanter Störungen mit VU (b) in den Erfassungsjahren 2004 – 2009 (FNN-Statistik)

Aufgrund der fehlenden Definitionen für Zuverlässigkeitskenngrößen in der Höchst- und Hochspannungsebene, der geringen Datenbasis aufgrund der seltenen Ereignisse mit Versorgungsunterbrechung und der Tatsache, dass eine Betrachtung der Zuverlässigkeit dieser Ebenen auch durch die BNetzA nicht vorgesehen ist, wird in dieser Arbeit nur die Mittel- und Niederspannungsebene betrachtet. Dabei liegt der Fokus auf der Mittelspannungsebene, da für die Niederspannungsebene keine Störungsdaten vorliegen und durch die aufwandsminimale Datenerfassung (siehe Kapitel 2.2.2) eine differenzierte Analyse der Versorgungsunterbrechungen nur eingeschränkt möglich ist.

Datenbasis zu Störungen und Versorgungsunterbrechungen

Für diese Arbeit konnte auf die Daten der in Kapitel 2.2 vorgestellten FNN-Statistik zurückgegriffen werden. Aus der Definition der DISQUAL Kenngrößen ergibt sich für die Betrachtung der Versorgungsunterbrechungen bereits die Randbedingung einer Dauer größer als 3 min. Neben dieser Mindestdauer existieren bei der Auswahl der Störungen und Versorgungsunterbrechungen, die zur Berechnung der Kenngrößen verwendet werden, einige Freiheitsgrade. Der Betrachtungsbereich der statistischen Daten wird daher folgendermaßen eingegrenzt:

 Es werden ausschließlich stochastische Störungen betrachtet. Geplante Unterbrechungen beim Letztverbraucher unterliegen dem direkten Einfluss und damit einer guten Prognostizierbarkeit des Netzbetreibers. Stochastische Schwankungen bei der Anzahl geplanter Unterbrechungen ergeben sich aufgrund üblicherweise fester Investitionsbudgets und Personalstärken und der daraus folgenden festgelegten Einsatzplanung nur in begrenztem Umfang.

- -
- Rückwirkungsstörungen werden nicht betrachtet, d.h. Versorgungsunterbrechungen gehen nur in die Kenngröße eines betrachteten Netzes oder Netzbereiches ein, wenn die verursachende Störung dort ihren Ursprung aufweist. Damit wird auch erreicht, dass sich die Betrachtung auf den Einflussbereich des mit der Systemkenngröße zu beschreibenden Netzbetreibers beschränkt. Dementsprechend kommt dieses Vorgehen auch durch die BNetzA bei der Ausgestaltung der Qualitätsregulierung zur Anwendung.
- Störungen infolge höherer Gewalt werden ausgeschlossen. Aus der juristisch geprägten Definition des Begriffs der höheren Gewalt geht bereits hervor, dass es sich um sehr seltene Ereignisse handelt, die nicht prognostizierbar bzw. mit vertretbarem Aufwand beherrschbar sind [32]. Dies schließt eine im Verfahren notwendige Prognose der Eintrittswahrscheinlichkeit aus und macht eine Prognose der zu erwartenden Auswirkungen unmöglich. Exemplarische Fälle höherer Gewalt wurden durch die BNetzA in [38] eingegrenzt.
- Es erfolgt keine Berücksichtigung von sogenannten 'Erdschlusswischern' bei der Störungsanalyse. Diese Störungsereignisse, bei denen ein kurzzeitiger Erdschluss ohne eine Betriebsmittelausschaltung und daher ohne Versorgungsunterbrechung auftritt, werden nicht von allen Netzbetreibern erfasst.
- Grundlage f
 ür die Auswertungen der Mittelspannungsebene sind die Daten nach Erfassungsschema B der FNN-Statistik. Eine Analyse der Daten nach Erfassungsschema A ist aufgrund des geringen Erfassungsumfangs nicht mit dem notwendigen Detaillierungsgrad möglich. F
 ür die Niederspannungsebene werden mangels Alternativen die ausschließlich nach Erfassungsschema A erfassten Versorgungsunterbrechungen verwendet.

2.5 Analyse statistischer Daten

In diesem Kapitel werden statistische Grundlagen vorgestellt, die für die Analyse und Auswertung statistischer Daten notwendig sind.

Eine stochastische Größe wird mathematisch als Zufallsvariable X mit zugehöriger Verteilungsfunktion $F(x) = P(X \le x)$ beschrieben [39]. Die Verteilungsfunktion gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit die Zufallsvariable in einem betrachteten Raum- oder Zeitintervall einen Wert kleiner oder gleich *x* annimmt. Zuverlässigkeitskenngrößen sind Zufallsvariablen, die über ein Zeitintervall von einem Jahr ermittelt werden und deren räumlicher Betrachtungsbereich durch den Netzbetreiber gegeben ist. Die Anzahl, das Ausmaß und die Dauer von Versorgungsunterbrechungen sind ebenfalls Zufallsvariablen, die entsprechend der Erfassungs- und Berechnungsmethodik aus Kapitel 2.3 die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen bedingen. Diese Zufallsvariablen werden wiederum von einer Vielzahl Zufallsvariablen beeinflusst (in den folgenden Kapiteln auch stochastische Einflussfaktoren genannt), die anhand der statistischen Daten analysiert und quantifiziert werden sollen. Ausgangspunkt für die Analyse sind die in der FNN-Statistik erfassten Daten zu Störungen und Versorgungsunterbrechungen, die jeweils *Stichproben* aus der Menge aller möglichen Ereignisse einer Zufallsvariable, der so genannten *Grundgesamtheit*, darstellen.

Durch die Anwendung statistischer Verfahren können aus einer Stichprobe Rückschlüsse auf die unbekannte Grundgesamtheit gezogen werden. Dieser Teil der Statistik wird *induktive* oder zufallskritische Statistik genannt [39]. Hier werden anhand der Stichprobe bisher unbekannte Parameter der Grundgesamtheit geschätzt bzw. Hypothesen über die Grundgesamtheit geprüft. Bezogen auf die stochastische Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen eines Netzbetreibers würde dieses der Bestimmung der Verteilungsfunktion auf Basis der Stichprobenwerte seiner Kenngrößen entsprechen. Ein solches Schätzverfahren ist immer mit Unsicherheiten behaftet, die umso größer sind, je kleiner die Stichprobe ist. Aus diesem Grund ist für einen Netzbetreiber eine Aussage zur Verteilungsfunktion seiner Zuverlässigkeitskenngrößen allein auf Basis der Werte aus den Jahren 2004 bis 2009 nicht belastbar möglich.

Die *deduktive* Statistik – besser bekannt als Wahrscheinlichkeitsrechnung – schließt demgegenüber von den bekannten Informationen über die Grundgesamtheit auf das Verhalten zugehöriger Stichproben oder Einzelwerte. So lässt sich bei bekannter Verteilungsfunktion der Zuverlässigkeitskenngrößen beispielsweise die Wahrscheinlichkeit der Unter- oder Überschreitung gesetzter Grenzwerte berechnen oder auch die Wahrscheinlichkeit für das Erreichen eines bestimmten Bonus oder Malus.

2.5.1 Methodisches Vorgehen

Da die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen eines Netzbetreibers anhand seiner kleinen Stichprobe nicht bestimmt werden kann, ist eine geeignete Vergrößerung der Stichprobe anzustreben. Da eine Aussage über die Verteilung zeitnah erfolgen soll, ist die Erfassung der Zuverlässigkeitskenngrößen über weitere Jahre nicht zielführend. Darüber hinaus ist davon auszugehen, dass in den meisten Fällen das Netzkonzept eines Netzbetreibers über einen hinreichend langen Betrachtungszeitraum nicht konstant ist. Eine Zusammenfassung der Zuverlässigkeitskenngrößen mehrerer Netzbetreiber ist ebenfalls nicht zielführend, da auch hier Unterschiede beim Netzkonzept und zudem beim Netzbetrieb zu erwarten sind. Daraus ergibt sich die Notwendigkeit, die Zuverlässigkeitskenngrößen und ihre Verteilung für einen Netzbetreiber unter Berücksichtigung der stochastischen Einflüsse zu berechnen. Gemäß der Zielsetzung dieser Arbeit ist eine Berechnung auf Basis der empirisch erfassten Versorgungsunterbrechungen anzustreben.

Die jährlich ermittelten Zuverlässigkeitskenngrößen eines Netzbetreibers beruhen auf einer je nach Netzbetreibergröße und Störungsaufkommen unterschiedlich großen Anzahl jährlicher Versorgungsunterbrechungen. Die Versorgungsunterbrechungen eines Netzbetreibers enthalten dabei implizit eine Zusammensetzung der stochastischen Einflüsse, die sich in Abhängigkeit von den Netzeigenschaften und dem Netzbetrieb ergibt. Da die stochastischen Einflussfaktoren grundsätzlich für alle Netzbetreiber gleich sind, können zu ihrer Identifizierung und – in beschränktem Umfang – auch zu ihrer Quantifizierung die Versorgungsunterbrechungen des gesamten Netzbetreiberkollektivs betrachtet werden.

Bei der gemeinsamen Betrachtung der Versorgungsunterbrechungen aller Netzbetreiber stellt sich für die einzelne VU die Frage, ob sie in ihrer Ausprägung bei einem betrachteten Netzbetreiber vorkommen kann. Hat beispielsweise der Leitungstyp einen Einfluss auf die stochastische Streuung des Ausmaßes einer Versorgungsunterbrechung, so muss eine Differenzierung der Daten nach diesem *Unterscheidungsmerkmal* erfolgen. Der Einsatz von Kabeln oder Freileitungen wäre folglich ein charakteristisches Beschreibungsmerkmal für den Netzbetreiber. Durch die Möglichkeit, die Stichprobe nach relevanten Unterscheidungsmerkmalen mit Einfluss auf die stochastische Streuung der Einflussfaktoren zu differenzieren, kann die bereits angesprochene netzbetreiberübergreifende Analyse aller Versorgungsunterbrechungen erfolgen. Damit wird eine große und umfangreiche Datenbasis für die Untersuchungen geschaffen. Für den einzelnen Netzbetreiber kann die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen anschließend über eine individuelle Zusammensetzung der für ihn relevanten Versorgungsunterbrechungen ermittelt werden. Das dafür gewählte Verfahren wird in Kapitel 3 vorgestellt.

Bei der Analyse der statistischen Daten kommen Verfahren der induktiven Statistik zum Einsatz. Die Bestimmung stochastischer Einflussfaktoren erfolgt zunächst durch eine theoretische Analyse der kausalen Ursache-Wirkungs-Zusammenhänge. Mithilfe statistischer Verfahren kann die Signifikanz eines zu prüfenden Unterscheidungsmerkmals auf die identifizierten stochastischen Einflussfaktoren anhand der statistischen Daten geprüft werden. Darüber hinaus werden die Verfahren angewendet, um die Verteilung der stochastischen Einflussfaktoren zu beschreiben. Typische Fragestellungen bei der statistischen Analyse von Stichproben betreffen

- die Abhängigkeit zwischen zwei Zufallsvariablen. Hierzu werden Korrelationsuntersuchungen durchgeführt.
- die funktionale Beschreibung der Abhängigkeit zweier Zufallsvariablen. Hierbei werden *Regressionsverfahren* eingesetzt.
- die funktionale Beschreibung der Verteilung einer Zufallsvariable. Durch die Anwendung statistischer *Anpassungstests* kann geprüft werden, ob die Stichprobe einer angenommenen Verteilung entstammt.
- die Prüfung auf signifikante Unterschiede zweier Zufallsvariablen. Für diese Fragestellung werden ebenfalls statistische *Anpassungstests* eingesetzt.

Vor der Anwendung eines dieser Verfahren stellt die Identifizierung und Behandlung von Ausreißern einen wichtigen Teil der Datenaufbereitung dar. Die FNN-Statistik enthält automatisiert und manuell erfasste Störungsereignisse. Die manuelle Erfassung erfolgt dabei durch eine Vielzahl von Personen in den teilnehmenden Unternehmen. Ausreißer können folglich durch Datenfehler (falsche Eingaben) oder außergewöhnliche Begebenheiten (singuläre Ereignisse) entstehen. Diese Werte können bei der Anwendung von Regressionsund Anpassungsverfahren abhängig von der Anzahl und Größe der Ausreißer zu falschen oder verfälschten Ergebnissen führen. Neben einfachen mathematischen Verfahren wie beispielsweise dem Box-Plot oder 4-Sigma-Bereich [39], die einen Hinweis auf Ausreißer geben, obliegt dem Anwender die Entscheidung, welche Werte nach einer eingehenden Prüfung auszuschließen sind. Dies betrifft insbesondere Stichprobenwerte von Zufallsvariablen, bei denen im Vorfeld keine Aussagen über die zu erwartende Verteilung getroffen werden kann, was auf die meisten Variablen in dieser Arbeit zutrifft.

2.5.2 Korrelations- und Regressionsverfahren

Die Korrelation zweier Größen X und Y wird über sogenannte Korrelationskoeffizienten beschrieben. Dabei wird zwischen der linearen und nichtlinearen Korrelation unterschieden. Die Beschreibung der linearen Korrelation erfolgt üblicherweise anhand des Koeffizienten nach Pearson [40] gemäß Formel 2.2. Er gilt streng genommen nur für normalverteilte Variablen, wird aber in der Praxis für beliebig verteilte Zufallsgrößen als Maß für die Stärke und Richtung des stochastischen Zusammenhangs verwendet. Zu den bekannten verteilungsunabhängigen Abhängigkeitsmaßen gehört der Rang-Korrelationskoeffizient nach Spearman.

$$r = \frac{\sum_{i} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y})}{\sqrt{\sum_{i} (x_i - \overline{x})^2 \cdot \sum_{i} (y_i - \overline{y})^2}}$$
(2.2)

Der Koeffizient nimmt Werte zwischen -1 und 1 an. Bei vollständig korrelierten Größen (r = 1 oder -1) spricht man von einer funktionalen Korrelation. Bei Betragswerten größer 0 bis 1 existiert eine stochastische Korrelation.

Das Regressionsverfahren passt eine Funktion an eine gegebene Punktewolke aus Wertepaaren (x_i/y_i) von zwei Zufallsvariablen an. Bei einer stochastischen Korrelation bestimmt die Regression den funktionalen Anteil der Abhängigkeit. Im Fall einer linearen Abhängigkeit wird von einer linearen Regression der Form

$$Y = aX + b$$

gesprochen. Die Parameter a und b werden aus der Stichprobe geschätzt. Dabei wird die Methode der kleinsten Fehlerquadrate verwendet.

2.5.3 Statistische Tests

Statistische Tests dienen der Identifikation signifikanter Unterschiede zwischen

- einer Stichprobe und einer angenommenen Verteilungsfunktion für die Grundgesamtheit. Ausgehend von der vorliegenden Stichprobe werden üblicherweise die Parameter einer Verteilungsfunktion bestmöglich angepasst. Wenn aus der Stichprobe durch geeignete Aufbereitung und Visualisierung über Diagramme der Verteilungstyp nicht sofort ersichtlich ist, erfolgt die Parametrierung für unterschiedliche Verteilungsfunktionen (siehe auch Kapitel 2.5.4). Mithilfe statistischer Tests kann geprüft werden, ob die Stichprobe der angepassten Verteilungsfunktion entstammt.
- zwei Stichproben. Hierbei wird unabhängig von der Verteilungsfunktion geprüft, ob die Stichproben unterschiedlichen Grundgesamtheiten entstammen. In der vorliegenden Arbeit werden diese Verfahren genutzt, um die Signifikanz des Einflusses eines aus der theoretischen Analyse abgeleiteten Unterscheidungsmerkmals zwischen zwei Stichproben zu prüfen.

Da die in dieser Arbeit betrachteten Zufallsvariablen überwiegend einer Anzahl unterschiedlicher stochastischer Zufallsprozesse unterliegen, kann über die zu erwartende Form der Verteilung im Voraus keine Prognose abgegeben werden. Bei vielen statistischen Tests wird jedoch die Normalverteilung (siehe auch Kapitel 2.5.4) vorausgesetzt. Testverfahren, die keine Anforderungen an die betrachtete Zufallsvariable stellen, werden verteilungsunabhängige oder parameterfreie Testverfahren genannt. Als statistischer Test wird in dieser Arbeit der Kolmogoroff-Smirnoff-Test verwendet, der zu den verteilungsunabhängigen Tests gehört. Es handelt sich dabei um einen sehr genauen Homogenitätstest, der Unterschiede zwischen Verteilungen anhand des Mittelwertes oder Medians, der Streuung und der Schiefe erfasst. Eine genaue Beschreibung erfolgt in Anhang 0.

Bei der Verwendung von Stichproben treten aufgrund der Stichproben-Variation immer Unterschiede zwischen den Stichproben auf, selbst wenn sie aus der gleichen Grundgesamtheit stammen. Daher wird eine Grenze für den über eine *Prüfgröße* beschriebenen Unterschied festgelegt, ab der ein Unterschied mit einer verbleibenden *Irrtumswahrscheinlichkeit* α (auch Signifikanzniveau genannt) als signifikant angenommen wird. Beim Ergebnis eines Tests wird diese Wahrscheinlichkeit immer angegeben. Übliche Irrtumswahrscheinlichkeiten liegen zwischen 0,1 und 10 %.

Für die analytischen Untersuchungen in dieser Arbeit sind bei der Wahl der Irrtumswahrscheinlichkeit der Umfang der Stichproben und die spezifische Fragestellung zu berücksichtigen. Ist der Umfang der Stichproben klein und damit die Stichproben-Variation groß, wird eine zu kleine Irrtumswahrscheinlichkeit α auch bei einem existierenden Unterschied zwischen den Stichproben dazu führen, dass der statistische Test keinen Unterschied festgestellt. Bei großen Stichproben, die nach dem Gesetz der großen Zahl eine deutlich genauere Abbildung der Grundgesamtheit darstellen [39], können auch kleinere Unterschiede mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit nachgewiesen werden. Ein großes α führt dann zur Identifizierung potentiell kleinster Unterschiede, die aus praktischer Sicht keinen relevanten Einfluss haben. Neben der statistischen Signifikanz ist somit auch die für die Problemstellung ,praktische Relevanz' eines Unterschieds zu berücksichtigen, die einer nicht berechenbaren Expertenbeurteilung entspricht.

2.5.4 Statistische Verteilungen

Zur Ermittlung der Verteilungsfunktion einer Zufallsvariable werden die verfügbaren empirischen Stichproben ausgewertet. Über die Darstellung der empirischen Daten als Häufigkeitsverteilung in Histogrammen kann die zu erwartende Verteilungsfunktion häufig bereits stark eingegrenzt werden. Auf Basis der empirischen Daten erfolgt eine Anpassung der Parameter einer angenommenen Verteilungsfunktion über eine quadratische Fehlerminimierung. Dabei wird der Fehler zwischen empirischer Häufigkeit (Stichprobenhäufigkeit) und der berechneten Häufigkeit der Verteilungsfunktion mithilfe iterativer Optimierungsverfahren minimiert. Die im Zusammenhang mit stochastischen Prozessen am häufigsten vorkommenden Verteilungen werden hier kurz vorgestellt:

Poissonverteilung

Die Poissonverteilung ist eine diskrete Verteilung. Sie beschreibt seltene und voneinander unabhängig auftretende Ereignisse. Die stochastische Streuung der Störungsanzahl wird in der Praxis bisher als homogener Poisson-Prozess abgebildet, da grundsätzlich die Voraussetzung einer großen *Ereignismöglichkeit* (Betrachtung vieler Betriebsmittel) bei kleiner *Eintrittswahrscheinlichkeit* (Störung eines Betriebsmittels) erfüllt ist [39, 41]. Die Annahme dieser Verteilung setzt eine konstante Eintrittswahrscheinlichkeit der Ereignisse über den Betrachtungszeitraum voraus. Liegt eine Poissonverteilung vor, so existiert eine feste Kopplung zwischen der Streuung σ und dem Erwartungswert μ . Mit steigendem Erwartungswert nimmt die relative Streuung bei einem Poissonprozess inverswurzelförmig ab. Während dieser Effekt bei den empirischen Störungsdaten grundsätzlich bestätigt werden kann, liegt die relative Streuung der jährlichen Störungsanzahl bei der überwiegenden Anzahl von Netzbetreibern unabhängig von ihrer Größe deutlich über der erwarteten Streuung [27]. Daher wird in Kapitel 2.6.1 geprüft, wodurch diese Streuung verursacht wird und wie eine geeignete Abbildung der größeren Streuung erfolgen kann.

• Exponentialverteilung

Diese stetige Verteilung beschreibt bei einem poissonverteilten Zufallsprozess die Zeitdauer zwischen zwei unabhängigen Ereignissen.

• Normalverteilung

Die Normalverteilung ist bei Zufallsprozessen anzutreffen, die sich aus der Summe einer

großen Anzahl beliebig verteilter Zufallsvariablen zusammensetzen. Sie stellt damit eine mögliche Verteilung für die stochastischen Einflussfaktoren der Zuverlässigkeitskenngrößen dar.

• Weibullverteilung

Die Form der Weibullverteilung kann durch die Anpassung ihrer Parameter sehr flexibel variiert werden. Sie wird häufig bei Zufallsvariablen mit kleinem Erwartungswert verwendet, bei denen sich aufgrund nicht definierter negativer Werte eine rechtsschiefe Verteilung ergibt. Damit stellt sie eine mögliche Alternative für die Abbildung der Verteilung der Störungsanzahl dar.

Eine knappe Beschreibung der Verteilungen unter Einbeziehung der mathematischen Grundlagen ist in Anhang B zu finden.

2.6 Stochastische Einflussfaktoren auf die Zuverlässigkeit

Bei der Betrachtung von Einflussfaktoren auf die Versorgungszuverlässigkeit ist zwischen systematischen und stochastischen Einflussfaktoren zu unterscheiden. Untersuchungen zu Einflussfaktoren auf die Versorgungszuverlässigkeit wurden bisher überwiegend zur Identifizierung systematischer Einflüsse durchgeführt [9,18]. Systematische Einflussfaktoren wirken sich grundsätzlich auf den Erwartungswert der beobachteten Zufallsvariable aus. Sie haben keinen direkten stochastischen Charakter, sondern beschreiben überwiegend charakteristische Eigenschaften des betrachteten Netzes. Ein Beispiel ist der Unterschied zwischen Kabel und Freileitung als eingesetzter Leitungstyp. Ein stochastischer Einflussfaktor beeinflusst die Streuung um diesen Erwartungswert. Viele Einflussfaktoren wirken sowohl systematisch als auch stochastisch, so dass eine gemeinsame Betrachtung mit dem Fokus auf die Stochastik erfolgt.

Die Berechnungsmethodik der Zuverlässigkeitskenngrößen aus Kapitel 2.3 gibt bereits einen Hinweis auf die wesentlichen stochastischen Einflussfaktoren. Stochastische Schwankungen können sich nur aus den Summentermen im Zähler der Quotienten in Tabelle 2.1 ergeben. Die Werte dieser Summenterme schwanken sowohl bei einer schwankenden Anzahl der Versorgungsunterbrechungen als auch bei einer Schwankung der Auswirkungen der Versorgungsunterbrechungen. Aus Sicht der Zuverlässigkeitskenngrößen eines Netzbetreibers ergeben sich somit für die stochastischen Einflussfaktoren drei zu unterscheidende Bereiche. Diese in Bild 2.6 dargestellten Bereiche entsprechen dem kausalen Wirkungszusammenhang von der Störung bis zur Kenngröße.



Bild 2.6:Bereiche mit unterschiedlichen stochastischen Einflüssen auf die Kenngrößen
der Versorgungszuverlässigkeit

Die *Störungsanzahl*, also die Anzahl jährlicher Störungen in einem betrachteten Netz, hängt wesentlich von äußeren Einflussfaktoren und der Netzzusammensetzung ab. Die *Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung* umfasst die Einflüsse, die zu einer zufällig schwankenden Anzahl von Versorgungsunterbrechungen infolge der aufgetretenen Störungen führen. Hier stellt das Netzkonzept einen wichtigen Einflussfaktor dar. Der Bereich der *Auswirkung einer Versorgungsunterbrechung* umfasst die stochastisch streuenden Werte des Ausmaßes und der Dauer der auftretenden Versorgungsunterbrechungen. Die stochastische Streuung der Auswirkung hängt neben dem Netzkonzept von der Betriebsorganisation und damit vom Wiederversorgungsprozess ab.

2.6.1 Störungsanzahl

Die bei einem Netzbetreiber auftretende Störungsanzahl pro Jahr unterliegt einer stochastischen Streuung. Dabei hängt der Erwartungswert der Störungsanzahl von der Größe des betrachteten Netzes ab. Die Größe des Netzes bezieht sich zunächst vereinfacht betrachtet auf die Anzahl eingesetzter Betriebsmittel, die von einer Störung betroffen werden können. Da aus der Veränderung des Erwartungswertes bei einem Zufallsprozess auch eine Veränderung der Streuung folgt (vgl. Anhang B.1), ist auch ein Einfluss der Größe auf die stochastische Streuung gegeben. Die genaue Ursache für die Streuung um den Erwartungswert wird im Folgenden analysiert.

Analyse der Störungsursache

Eine Analyse der Störungsanzahl ist auf Basis der FNN-Statistik nur für die Mittelspannungsebene möglich, da für die Niederspannungsebene keine ausreichenden Störungsdaten vorliegen (vgl. Kapitel 2.2.2). Informationen zur Ursache einer Störung erhält man aus der FNN-Statistik über das Merkmal *Störungsanlass*. Bild 2.7 zeigt die Anteile der Störungsanlassklassen über den Erfassungszeitraum von 1958-2009 und den ermittelten Durchschnitt über den Betrachtungszeitraum. Durchschnittlich 45 % der Störungen werden durch atmosphärische Einwirkungen ausgelöst, gefolgt von 30 % Störungen ohne erkennbaren Anlass und von 16 % infolge fremder Einwirkungen. Die verbleibenden 8 % sonstige Anlässe umfassen die Betätigung von Schalteinrichtungen, Fehlbedienungen, Überlastungen von Betriebsmitteln und den Bereich der Hilfseinrichtungen. Über den Betrachtungszeitraum von 50 Jahren zeigen sich für die Anlassklassen der atmosphärischen und fremden Einwirkungen gegenläufige Trendbewegungen. Während der Anteil atmosphärischer Einwirkungen abnimmt, ist für die Klasse der fremden Einwirkungen eine Zunahme zu beobachten. Ursache für diese Entwicklung ist ein über diesen Zeitraum steigender Kabelanteil in den Netzen (vgl. Bild 2.2), der durch atmosphärische Einwirkungen nur selten betroffen ist. Der Kabelanteil stieg in den betrachteten MS-Netzen von ca. 25 % im Jahr 1958 auf ca. 70 % im Jahr 2009. Unter der Annahme einer von der Störungsursache abhängigen Verteilung der Störungsanzahl ist folglich nicht nur die absolute Anzahl eingesetzter Betriebsmittel relevant, sondern auch der eingesetzte Betriebsmitteltyp. Aus den eingesetzten Betriebsmitteltypen resultieren auch die Unterschiede der Anlasszusammensetzung bei der hier nicht dargestellten Analyse des Störungsanlasses in der jeweiligen Spannungsebene. In den im Jahr 2009 erfassten 10-kV-Netzen liegt der Freileitungsanteil durchschnittlich bei 12 %, wohingegen dieser Anteil in den 20-kV-Netzen bei 37 % liegt.



Bild 2.7:Anteil der Störungsanlassklassen an der Gesamtanzahl der Störungen nach
FNN-Statistik der Jahre 1958 – 2009

Störungen ohne erkennbaren Anlass umfassen Störungsereignisse, die nicht auf eine besondere äußere Einwirkung zum Zeitpunkt des Störungseintritts zurückgeführt werden können. Daher wird der Anteil dieser Störungen stark durch die eingesetzten Betriebsmittel und ihre betriebliche Zuverlässigkeit bestimmt. Indirekte Einflüsse in dieser Anlassklasse sind das Anlagenalter, die Instandhaltung oder die Betriebsmittelauslastung [42]. Für einen Netzbetreiber können diese Einflüsse über den Betrachtungszeitraum von mehreren Jahren in guter Näherung als konstant angenommen werden. Obwohl für einzelne Betriebsmittel durch den Alterungsprozess die Voraussetzung der konstanten Ausfallrate über die Lebensdauer verletzt wird, ergibt sich bei der Betrachtung einer großen Anzahl von Betriebsmitteln eines Netzes und der durchmischten Altersstruktur nährungsweise eine konstante Ausfallrate bei einem hinreichend konstanten Durchschnittsalter. Außerdem zeigen Analysen zur altersabhängigen Schadenshäufigkeit bei Betriebsmitteln, dass ein größerer Anstieg erst mit höherem Alter nachweisbar ist [43]. Für diese Anlassklasse erscheint daher weiterhin die Annahme einer Poissonverteilung gerechtfertigt. Der Erwartungswert der Poissonverteilung für die Störungsanzahl hängt von den eingesetzten Betriebsmitteln ab. Auch für die Störungen mit sonstigen Anlässen ist eine Poissonverteilung zu erwarten, da die unter dieser Anlassklasse zusammengefassten Ereignisse sehr selten eintreten und eine gegenseitige Abhängigkeit der Ereignisse in guter Näherung ausgeschlossen werden kann.

Für Störungen infolge atmosphärischer oder fremder Einwirkungen ergeben sich aus theoretischer Sicht mehrere Ansatzpunkte für eine gegenüber der Poissonverteilung größere Streuung der jährlichen Störungsanzahl. Wetterereignisse wie beispielsweise Sturm oder Gewitter führen im Vergleich zu einer ruhigen Wettersituation zu einer Erhöhung der Eintrittswahrscheinlichkeit einer Störung zum Zeitpunkt des Wetterereignisses. Die Wetterereignisse sind wiederum von der globalen Wetterlage abhängig, was zusätzlich zu Schwankungen der jährlichen Häufigkeit von Wetterereignissen über den Betrachtungszeitraum von mehreren Jahren führen kann. Damit ist die Voraussetzung einer konstanten Ausfallrate für die Poissonverteilung verletzt. Eine vergleichbare Abhängigkeit von externen Einflüssen wie beispielsweise der Tiefbauaktivität ist für die fremden Einwirkungen zu erwarten.

In Bild 2.8 sind die Anteile der Störungsanlässe in den zwei genannten Anlassklassen aufgeführt. Die Anlässe "Sturm" und "Gewitter" stellen mit 90 % einen dominanten Anteil der atmosphärischen Einwirkungen dar, mit einer wiederum klaren Dominanz der Gewitterereignisse. Unter den sonstigen atmosphärischen Einflüssen erfolgt eine Zusammenfassung von Anlässen mit einem jeweiligen Anteil unter 3 %.

Bei fremden Einwirkungen entfällt der größte Anteil auf Erd- und Baggerarbeiten. Für die entsprechende Störungsanzahl ist somit eine Abhängigkeit von der Tiefbauaktivität im Versorgungsgebiet des Netzbetreibers zu erwarten. Schwankungen bei der Bautätigkeit können zu Veränderungen der beobachteten Störungsanzahl sowohl innerhalb eines Jahres als auch von Jahr zu Jahr führen, die nicht durch stochastische Effekte hervorgerufen werden. Für Störungen durch Tiere oder Bäume besteht die Möglichkeit einer Veränderung der Eintrittswahrscheinlichkeit aufgrund saisonaler Einflüsse. Die Untersuchung des saisonalen Einflusses für die Anlassklassen in [44] weist jedoch auf einen unwesentlichen Einfluss für die Anlässe "Bäume" und "Tiere" hin.



Bild 2.8:Durchschnittlicher Anteil der Störungsanlässe in den Anlassklassen atmo-
sphärischer und fremder Einwirkungen in der MS-Ebene

Die saisonalen Einflüsse haben darüber hinaus keine Änderungen der jährlichen Eintrittswahrscheinlichkeit einer Störung zur Folge, so dass diese bei der Betrachtung der jährlichen Störungsanzahl als konstant angesehen werden kann. Folglich ist für die Einwirkungen durch Tiere und Bäume in guter Näherung von einer poissonverteilten Störungsanzahl beim Netzbetreiber auszugehen. Die sonstigen Störungsanlässe bei fremden Einwirkungen umfassen voneinander unabhängige Störungsanlässe mit einem Anteil von maximal 6 %. Die Eintrittswahrscheinlichkeit solcher Störungsereignisse ist bezogen auf die Gesamtanzahl aller Störungen äußerst gering und wird daher ebenfalls als poissonverteilt angenommen.

Die Störungsdaten der FNN-Statistik ermöglichen eine Analyse der stochastischen Streuung der Störungsanzahl einzelner Netzbetreiber ab 1994. Damit besteht die Stichprobe pro Netzbetreiber bis zum Jahr 2009 aus maximal 16 Werten. Während der Umfang der Stichprobe grundsätzlich für eine Prüfung auf Poissonverteilung ausreicht, birgt der Betrachtungszeitraum von 16 Jahren die Gefahr von Veränderungen im betrachteten Netz, die eine Auswirkung auf die stochastische Streuung haben können. Veränderungen entstehen beispielsweise durch strukturelle und konzeptionelle Maßnahmen im Netz, wozu z.B. auch die Veränderung des Kabelanteils gehört, oder durch Änderungen der Netzbetreibergröße, verursacht durch Netzerweiterungen oder -übergänge. Haben die Veränderungen im Netz einen Einfluss auf die Ereignismöglichkeit (Anzahl von Betriebsmitteln) oder die Eintrittswahrscheinlichkeit (Wahrscheinlichkeit pro Betriebsmittel) einer Störung, so resultiert aus
diesen Veränderungen ein zusätzlicher Beitrag zur Streuung der Störungsanzahl, der nicht aus einem stochastischen Prozess resultiert.

Wird die Streuung der empirisch erfassten Störungsanzahl, unterschieden nach den in Bild 2.7 und Bild 2.8 dargestellten Störungsanlässen, auf die Poissonverteilung anhand des Dispersionsindex (siehe Anhang B.1) geprüft, ergibt sich bei der Mehrheit der Netzbetreiber für alle betrachteten Anlässe ein signifikanter Unterschied. Bei der Verkürzung des Betrachtungszeitraums und einer damit verbundenen Reduzierung netzseitiger Veränderungen verbessert sich das Ergebnis bei Störungsanlässen mit einer theoretisch erwarteten Poissonverteilung der Störungsanzahl deutlich. Für einige Netzbetreiber tritt aber weiterhin eine signifikante Abweichung auf.

Bild 2.9 zeigt exemplarisch den Dispersionsindex für die jährliche Störungsanzahl ohne erkennbaren Anlass in der MS-Ebene von Netzbetreibern mit durchgehender Meldung in den Jahren 2004 bis 2009, aufsteigend sortiert nach dem Mittelwert \bar{x} der Störungsanzahl. Folgt die jährliche Störungsanzahl der Poissonverteilung, ist der Dispersionsindex D = 1. Bei einer Überschreitung der in Bild 2.9 dargestellten Grenze D_{max} kann bei gegebenen Stichprobenumfang von n = 6 mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5$ % nachgewiesen werden, dass die Stichprobe nicht einer Poissonverteilung entstammt. Dies trifft auf etwa die Hälfte der dargestellten Netzbetreiber zu. Für einige dieser Netzbetreiber resultiert die Grenzwert-überschreitung aus einer nennenswerten netzkonzeptionellen Änderung oder einem über die Jahre beobachtbaren Trend zu einer geringeren Störungsanzahl. Bei Netzbetreibern ohne erkennbare Trendbewegung der Störungsanzahl über die Jahre und konstanten Netzstrukturen wird der Grenzwert nicht überschritten.



Bild 2.9: Dispersionsindex der Störungsanzahl ohne erkennbaren Anlass in der MS-Ebene von Netzbetreibern mit durchgehender Meldung von 2004 bis 2009

Bei Störungsanlässen mit einer bereits aus der theoretischen Überlegung vermuteten Abweichung von der Poissonverteilung überschreitet der Dispersionsindex fast aller Netzbetreiber den Grenzwert deutlich und bestätigt damit die Vermutung einer stärkeren stochastischen Streuung der Störungsanzahl. Die aus theoretischen Erwägungen, aber auch mangels anderer möglicher Ansätze unterstellte Poissonverteilung der Störungsanzahl für einige Störungsanlässe kann nicht bei allen Netzbetreibern durch den Dispersionsindex bestätigt werden. Die Betriebsmittel- und Störungsdaten der Netzbetreiber weisen jedoch auf mögliche Ursachen für die Abweichungen hin, so dass der Ansatz der Poissonverteilung bei konstanter Netztopologie weiterhin als sachgerecht erscheint.

Betrachtung der Störungshäufigkeit

Um den Einfluss von Veränderungen im Netz eines Netzbetreibers über den Betrachtungszeitraum von mehreren Jahren bei der Ermittlung der Verteilung der Störungsanzahl auszuschließen und eine gemeinsame Betrachtung der Störungen aller Netzbetreiber zu ermöglichen, erfolgt eine Datenaufbereitung:

- Statt der Betrachtung der absoluten Störungsanzahl pro Jahr und Netzbetreiber wird im Folgenden die Störungshäufigkeit als Quotient aus der beobachteten jährlichen Störungsanzahl und der Anzahl betroffener Betriebsmittel des Netzbetreibers in diesem Jahr betrachtet. Treten in einem Jahr 10 Störungen auf 100 km Kabel auf und im darauffolgenden Jahr 12 Störungen auf 120 km, so resultiert die Differenz der Störungsanzahl nicht zwangsläufig aus dem stochastischen Prozess, sondern ist der vergrößerten Ereignismöglichkeit geschuldet. Die Störungshäufigkeit ist in diesem Fall unverändert.
- Bei konstanter Ereignismöglichkeit und damit einer konstanten Anzahl betrachteter Betriebsmittel kann es bei der Betrachtung der jährlichen Störungsanzahl über einen langen Zeitraum zu einer Überlagerung der stochastischen Streuung mit einer systematischen Veränderung der Eintrittswahrscheinlichkeit kommen. Diese Veränderung kann aus technischen Weiterentwicklungen bei den Betriebsmitteln und einer damit verbundenen Verbesserung des Schutzes gegen äußere Einwirkungen oder einer verbesserten technischen Zuverlässigkeit resultieren. In den empirischen Störungsdaten zeigt sich dieser Einfluss als Trendbewegung in der Störungsanzahl über die erfassten Jahre. Nachgewiesene Trendeffekte, die in den im Folgenden betrachteten Störungshäufigkeiten auf Basis der FNN-Statistik auftreten, werden korrigiert.

Bild 2.10 zeigt die Anteile der Fehlerorte aller Störungen differenziert nach den Störungsanlässen. Störungen infolge atmosphärischer Einwirkungen treten mit ca. 85 % beim Gewitter und 90 % beim Sturm überwiegend auf Freileitungen auf. Das gilt ebenfalls für Störungen durch Bäume bei den fremden Einwirkungen. Demgegenüber betreffen Erd- und Baggerarbeiten erwartungsgemäß fast ausschließlich Kabel. Seltene Ereignisse, die unter sonstige Einwirkungen fallen, betreffen häufiger auch die Ortsnetzstationen. Aus der Störungsanzahl n pro Jahr i jedes Netzbetreibers unterschieden nach Störungsanlass und Fehlerort ergeben sich unter Hinzunahme seiner Betriebsmitteldaten G in einem ersten Schritt Störungshäufigkeiten H pro Betriebsmittel und Anlass für jedes Jahr.



Bild 2.10: Fehlerorte der Störungen differenziert nach Störungsanlässen in der MS-Ebene

Die zusätzliche Unterscheidung der Störungsdaten nach der Spannungsebene führt zu unterschiedlichen Anteilen der Fehlerorte für die Anlässe infolge der deutlich unterschiedlichen Freileitungs- und Kabelanteile in den nach der Spannungsebene differenzierten Netzen. Ein Einfluss der Spannungsebene auf die Störungshäufigkeit ist für den überwiegenden Teil der Störungsanlässe nicht zu beobachten. Ein direkter Einfluss ist nur zu erwarten, wenn sich für die Betriebsmittel durch die unterschiedliche Spannungsebene technische Veränderungen und daraus resultierende Auswirkungen auf die Betriebsmittelzuverlässigkeit bzw. den Schutz gegen äußere Einwirkungen ergeben. Bei Störungen infolge atmosphärischer Einwirkungen und Störungen ohne erkennbaren Anlass kann dieser Effekt nicht beobachtet werden. Für Erd- und Baggerarbeiten bildet ein beobachteter Unterschied zwischen 10-kVund 20-kV-Netzen indirekt den Einfluss der Versorgungsaufgabe ab. In städtischen Gebieten mit einer dichten Infrastruktur ist im Vergleich zu ländlichen Gebieten eine stärkere Tiefbauaktivität pro Kilometer Stromkreislänge zu erwarten. Da 10-kV-Netze häufiger in städtischen Gebieten betrieben werden und der Einsatz von Freileitungen dort selten ist, entspricht der beobachtete Effekt den Erwartungen [45]. Der Einfluss der Spannungsebene auf die stochastische Streuung ist folglich nur bei fremden Einwirkungen und dabei insbesondere beim Anlass ,Erd- und Baggerarbeiten' zu prüfen.

Die nach Formel 2.3 ermittelte Störungshäufigkeit muss zur Bestimmung der für einige Anlässe noch unbekannten stochastischen Streuung zusätzlich nach der zu Beginn des Kapitels bereits dargestellten Netzbetreibergröße unterschieden werden. Da die Daten der FNN-Statistik eine Unterscheidung nach dem Anlass, jedem aufgetretenen Fehlerort und der Netzbetreibergröße aufgrund eines zu geringen Umfangs derzeit nicht zulässt, wird vereinfachend das von einem Störungsanlass überwiegend betroffene Betriebsmittel als Bezugsgröße für alle Störungen bestimmt, so dass die Unterscheidung zwischen unterschiedlichen Betriebsmitteln für einen Störungsanlass entfällt. Ein derartiges Vorgehen wurde bereits bei einer Auswertung der VDEW Statistik im Jahr 1986 verfolgt [46]. Für Störungen infolge atmosphärischer Einwirkungen, die Anlässe ,Tiere' und ,Bäume' sowie für sonstige fremde Einwirkungen wird als Bezugsgröße die Freileitungslänge gewählt. Bei diesen Anlässen dominiert dieser Fehlerort trotz eines deutlich geringeren Freileitungsanteils an der Gesamtstromkreislänge (vgl. Bild 2.2). Der große Anteil Störungen in Stationen für den Anlass , Tiere' betrifft bei einer eingehenden Betrachtung hauptsächlich die Maststation, die mit der Freileitungslänge korreliert ist. Für den Anlass ,Erd- und Baggerarbeiten' wird die Kabellänge als Bezugsgröße gewählt. Störungen ohne erkennbaren Anlass und durch sonstige Anlässe werden auf die gesamte Stromkreislänge bezogen. Für die Verfahrensentwicklung ist bei Störungen ohne erkennbaren Anlass jedoch zu berücksichtigen, dass der eingesetzte Kabeltyp einen signifikanten Einfluss auf den Erwartungswert der Störungshäufigkeit aufweist.

Tabelle 2.2 listet die resultierenden jährlichen Störungshäufigkeiten für die einzelnen Anlässe auf Basis der Daten von 1994-2009 als Mittelwert über alle Netzbetreiber auf. Ein abnehmender Trend der Störungshäufigkeit über den Betrachtungszeitraum tritt in unterschiedlich starker Form für die Anlässe ,Gewitter', ,Erd- und Baggerarbeiten' und ,kein erkennbarer Anlass' auf. Für Störungen ohne erkennbaren Anlass ist eine Trendkorrektur bei der angenommenen Poissonverteilung anhand des ermittelten Wertes für die Störungshäufigkeit einfach möglich, da die Verteilung über den Erwartungswert definiert ist. Für die Anlässe ,Gewitter' und ,Erd- und Baggerarbeiten' wird die Trendbewegung im Folgenden noch genauer betrachtet.

Anlass	Störungshäufigkeit H
Gewitter	$0,046 \text{ km}_{FL}^{-1}$
Sturm	$0,012 \ \mathrm{km_{FL}^{-1}}$
Rest atmos. Einwirkungen	$0,006~{\rm km}_{\rm FL}^{-1}$
Bagger	$0,008 \ \mathrm{km_{K}^{-1}}$
Bäume	$0,006 \text{ km}_{FL}^{-1}$
Tiere	$0,002 \ \mathrm{km}_{\mathrm{FL}}^{-1}$
Rest fremde Einwirkungen	$0,005 \text{ km}_{FL}^{-1}$
kein erkennbarer Anlass	$0,018 \text{ km}_{SKL}^{-1}$
Sonstige	0,003 km ⁻¹ _{SKL}

Tabelle 2.2:Auf Bezugsgröße bezogene mittlere Störungshäufigkeit differenziert nach
Anlass von 1994 -2009 in der MS-Ebene

Verteilung der Störungshäufigkeit

Anhand der Werte für die Störungshäufigkeit aus Tabelle 2.2 kann die mittlere jährliche Störungsanzahl für jeden Störungsanlass mithilfe der Leitungslängen des betrachteten Netzbetreibers berechnet werden. Für einen Netzbetreiber mit 500 km Freileitung und 500 km Kabel ergibt sich eine mittlere jährliche Anzahl von ca. 64 Störungen. Die durch eine Poissonverteilung abgebildete jährliche Störungsanzahl ist durch die mittlere Störungsanzahl als Eingangsparameter für die Poissonverteilung vollständig definiert (vgl. Anhang B.1). Im hier betrachteten Beispiel liegt die mittlere Störungsanzahl für Störungen ohne erkennbaren Anlass bei 18 Störungen.

Für die Störungsanzahl mit einer von der Poissonverteilung abweichenden stochastischen Streuung ist die Größe des Netzbetreibers als Einflussfaktor bei der Bestimmung der noch unbekannten Verteilung geeignet zu berücksichtigen. Da die Anzahl der an der Statistik teilnehmenden Netzbetreiber begrenzt ist und zudem über die Jahre stark schwankt, kann eine Berücksichtigung der Größe des Netzbetreibers nicht stetig, sondern nur über die Bildung von Größenklassen erfolgen. Insgesamt ergebenen sich aus der FNN-Statistik von 1994 bis 2009 etwa 730 Datensätze der für jeden Netzbetreiber analog zu Tabelle 2.2 berechneten Störungshäufigkeiten. Um die Verteilung auf Basis der Datensätze ermitteln zu können, werden Netzbetreiber ähnlicher Größe in Klassen zusammengefasst. Die Wahl der Klassen und den ermittelten Unterschieden der beobachteten Verteilungen. Wird die Anzahl der Klassen zu groß gewählt, sind die Stichproben in den Klassen für eine Analyse der stochastischen Streuung zu klein. Bei einer zu geringen Klassenanzahl kann der Einfluss der Netzbetreibergröße auf die stochastische Streuung nur ungenau abgebildet werden. Mit der kontinuierlichen Vergrößerung der Datenbasis in den nächsten Jahren kann die Wahl der Klassenanzahl und -grenzen angepasst und damit die Genauigkeit bei der Abbildung der stochastischen Streuung weiter verbessert werden.

Für die dominierenden Störungsanlässe ,Gewitter', ,Sturm' und ,Erd- und Baggerarbeiten', die exogene Einflüsse darstellen und denen die stochastische Streuung der Störungsanzahl nachweislich nicht der Poissonverteilung folgt, werden die Auswertung der empirischen Störungsdaten und die Bestimmung der Verteilung der Störungshäufigkeit im Folgenden detailliert vorgestellt. Tabelle 2.3 zeigt die gewählte Klasseneinteilung der Netzbetreibergröße.

Klasse	Bagger	Gewitter	Sturm	
1	$0 \text{ km} \le l_{\text{K}} < 100 \text{ km}$	$0 \text{ km} \le l_{\text{FL}} \le 10 \text{ km}$	$0 \text{ km} \le l_{\text{FL}} \le 50 \text{ km}$	
2	$100 \text{km} \le l_{\text{K}} < 500 \text{km}$	$10 \text{km} \le l_{\text{FL}} \le 50 \text{km}$	$50 \text{ km} \le l_{FL} < 1000 \text{ km}$	
3	$500 \text{ km} \le l_{\text{K}} \le 1000 \text{ km}$	$50 \text{ km} \le l_{FL} < 1000 \text{ km}$	$1000 \text{ km} \le l_{FL} \le 5000 \text{ km}$	
4	$1000 \text{km} \le l_{\text{K}} < 5000 \text{km}$	$1000 \text{ km} \le l_{FL} \le 5000 \text{ km}$	l_{FL} > 5000 km	
5	l _K >5000 km	l_{FL} > 5000 km		

Tabelle 2.3:Klassifizierung der Störungsdaten nach Größe des Netzbetreibers anhand der
Bezugsgröße für die betrachteten Anlässe

Die Größe der Netzbetreiber wird anhand der festgelegten Bezugsgrößen unterschieden. Diese sind die Kabellänge l_{κ} und die Freileitungslänge l_{FL} . Für Störungen durch Erd- und Baggerarbeiten und infolge von Gewittern werden fünf Größenklassen unterschieden. Der Anlass "Sturm" wird wegen der geringen Störungshäufigkeit in vier Größenklassen unterteilt.

Die Abhängigkeit der stochastischen Streuung von der Netzbetreibergröße wird bereits deutlich, wenn nur die Streubreite der empirischen Daten betrachtet wird. Bild 2.11 zeigt die Mittelwerte und die 5- bzw. 95 %-Quantile der empirischen Störungshäufigkeit durch Erd- und Baggerarbeiten für die gewählten Größenklassen. Die leichte Schwankung der Mittelwerte ist aufgrund der Stichprobe-Variation nicht ungewöhnlich. Der Wert des 95 %-Quantils nimmt mit steigender Netzbetreibergröße stark ab, wobei die Abnahme zwischen den Klassen kontinuierlich geringer wird. Betrachtet man den Mittelpunkt des Wertebereichs jeder Klasse als mittlere Netzbetreibergröße, so ergibt sich für die Werte der 95 %-Quantile ein hyperbelförmig fallender Verlauf. Daraus folgt, dass für große Netzbetreiber der Einfluss der Netzbetreibergröße auf die stochastische Streuung der Störungsanzahl kontinuierlich abnimmt.





Bild 2.12 zeigt die Häufigkeitsverteilung als Histogramm der beobachteten stochastischen Streuung der Störungshäufigkeit durch Erd- und Baggerarbeiten für Netzbetreiber mit einer Kabellänge zwischen 500 km und 1000 km (Klasse 3) und die entsprechende Summenhäufigkeit. In diese Größenklasse fallen 32 Netzbetreiber mit insgesamt 120 ermittelten Störungshäufigkeiten von 1994 bis 2009. Die Klassenbreite des Histogramms beträgt 0,002. Die Beschriftung der Abszisse gibt die Obergrenze der Histogrammklasse an. Somit repräsentieren die Balken der Histogrammklasse 0,012 die Störungshäufigkeiten zwischen $0,01 < x_i \le 0,012$.



Bild 2.12: Verteilung der Störungshäufigkeit durch Erd- und Baggerarbeiten bei Netzbetreibern mit einer installierten Kabellänge von 500 bis 1000 km (Klasse 3) in der MS-Ebene

Die Streuung der Störungshäufigkeit weist eine nach Bild 2.11 schon zu erwartende rechtsschiefe Verteilung auf. Bei der Anpassung möglicher Funktionsverläufe ist eine Normalverteilung daher ausgeschlossen. Die Ermittlung der Verteilungsfunktion für die empirische Verteilung erfolgt mithilfe eines statistischen Anpassungstests. Nach der Bestimmung der Funktionsparameter für eine zu prüfende Verteilungsfunktion mittels der quadratischen Fehlerminimierung erhält man durch die Anwendung des Kolmogoroff-Smirnoff-Tests (KS-Test) (siehe Kapitel 2.5.3 und Anhang 0) eine Aussage zur Übereinstimmung der Verteilungen. Die empirische Verteilung wird durch eine Weibullverteilung hinreichend genau abgebildet (siehe Anhang B.3). Der KS-Test kann auf dem 5 % Signifikanzniveau keinen Unterschied zwischen der empirischen und der angepassten funktionalen Verteilung feststellen. Die Übereinstimmung ist in Bild 2.12 gut zu erkennen.

Die für alle Größenklassen nach der vorgestellten Methode ermittelten Verteilungsfunktionen für die Störungshäufigkeit durch Erd- und Baggerarbeiten sind als Häufigkeitsverteilung in Bild 2.13 dargestellt.



Bild 2.13: Verteilung der Störungshäufigkeit durch Erd- und Baggerarbeiten für unterschiedliche Klassen von Netzbetreibergrößen in der MS-Ebene

Für die Klasse 1 ergibt sich eine extreme Verteilung, bei der in ca. 65 % der erfassten Jahre keine Störung durch Erd- und Baggerarbeiten auftritt und sich für die verbleibenden 35 % eine sehr starke Streuung bis zu sehr großen Störungshäufigkeiten ergibt. Eine funktionale Abbildung ist hier nicht belastbar möglich, da der Stichprobenumfang für eine Abbildung der sehr geringen Wahrscheinlichkeiten von einer und mehrerer Störungen zu gering ist. Die dargestellte Häufigkeitsverteilung stellt daher eine Näherung dar. Für die Klassen 2 bis 4 ergibt sich eine Weibullverteilung (Irrtumswahrscheinlichkeit $\alpha = 5$ %), wobei sich die Verteilungsform von einem stetig fallenden Verlauf für Klasse 2 und 3 zu unterschiedlich stark ausgeprägten unimodalen Verläufen ab der Klasse 4 verändert. Anschaulich stellen die bei einem kleinen Netzbetreiber selten auftretenden Bautätigkeiten ein größeres Risiko für

eine hohe Störungshäufigkeit dar, weil sie einen größeren Teil des Netzes betreffen. Bei einem großen Netzbetreiber ist eine geringe Bautätigkeit im Netz immer zu erwarten, wohingegen eine intensive netzweite Bautätigkeit unwahrscheinlich ist. Die Wahrscheinlichkeit von Jahren ohne Störung (Störungshäufigkeit gleich Null) insbesondere in den Klassen 1 und 2 kann bei einer Weibullverteilung nicht direkt abgebildet werden, da für die Wahrscheinlichkeit einer Weibullverteilung P(X=0) = 0 gilt. Durch den Diskretisierungseffekt bei der Rückrechnung einer Störungshäufigkeit in eine Störungsanzahl für einen betrachteten Netzbetreiber ergeben sich jedoch Wahrscheinlichkeiten für Jahre ohne Störungen in der für die Klassen beobachteten Größenordnung.

Bei einer zusätzlichen Differenzierung der Störungsdaten nach der Spannungsebene ergeben sich für die Störungshäufigkeit durch Erd- und Baggerarbeiten inkonsistente Entwicklungen des Formfaktors β sowohl zwischen den Klassen einer Spannungsebene als auch beim Vergleich gleicher Klassen zwischen den Spannungsebenen. Eine aufgrund des geringeren Erwartungswerts der Störungshäufigkeit in 20-kV-Netzen erwartete größere Streuung kann nicht nachgewiesen werden. Darüber hinaus ergibt sich auch keine systematische Reduzierung der Streuung durch die Differenzierung der Spannungsebenen, was auf einen zu vernachlässigenden Einfluss der Spannungsebene auf die stochastische Streuung der Störungsanzahl hinweist. Daher erfolgt die Berücksichtigung der Spannungsebene nur als systematischer Einflussfaktor über den Skalenfaktor λ .

Für Sturm- und Gewitterstörungen erfolgt die Untersuchung der stochastischen Streuung analog zum vorgestellten Vorgehen zu den Störungen durch Erd- und Baggerarbeiten. Die Verteilungen der empirischen Störungshäufigkeiten für die Netzbetreiber-Größenklassen lassen sich ebenfalls durch Weibullverteilungen beschreiben.

Stochastische Streuung exogener Störungsursachen

Die Betrachtung der Störungsanlässe unterschieden nach der Netzbetreibergröße zur Bestimmung der Verteilung der Störungsanzahl setzt für alle Netzbetreiber einheitliche atmosphärische Einflüsse und Bautätigkeiten voraus. Um die für einen Netzbetreiber spezifischen äußeren Einflüsse abbilden zu können,

- sind detaillierte und regional aufgelöste statistische Daten zu den exogenen Störungsursachen erforderlich und
- muss die Abhängigkeit zwischen den Daten der Störungshäufigkeit und der exogenen Störungsursache abgeleitet werden können.

Ohne die Durchführung von Tiefbauarbeiten im Gebiet eines Netzbetreibers treten Störungen durch Erd- und Baggerarbeiten nicht auf. Anhand statistischer Daten des Statistischen Bundesamtes [47] kann nachgewiesen werden, dass eine starke Korrelation zwischen dem Index der gesamtdeutschen Tiefbauinvestitionen und der Störungshäufigkeit durch Erdund Baggerarbeiten existiert. Dieser Zusammenhang ist in Bild 2.14 dargestellt. Der Korrelationskoeffizient zwischen den betrachteten Größen weist mit einem Wert größer als 0,9 auf eine starke Abhängigkeit hin. Eine anzustrebende Auswertung über einen längeren Zeitraum scheitert an der Verfügbarkeit der Indexreihe der Tiefbauinvestitionen. Neben dem begrenzten Betrachtungszeitraum liegen für die Indexreihe nur aggregierte deutschlandweite Werte vor, wodurch eine regional differenzierte Betrachtung der Indexreihe in Abhängigkeit der Lage und Größe eines Netzbetreibers nicht möglich ist.



Bild 2.14: Entwicklung des deutschlandweiten Index der Tiefbauinvestitionen und der Störungshäufigkeit durch Erd- und Baggerarbeiten in der MS-Ebene von 1991 – 2009

In Bild 2.14 wird der Rückgang der Störungshäufigkeit über die Jahre 1991 – 2004 bedingt durch die rückläufigen Tiefbauinvestitionen deutlich. Die Verteilungen der Störungshäufigkeit in Bild 2.13 enthalten folglich diese Trendbewegung, die aus den empirischen Stichprobenwerten nur über einen Korrekturfaktor und einer daraus resultierenden Anpassung des Skalenfaktors λ entfernt werden kann. Dabei wird als korrigierter Wert die mittlere Störungshäufigkeit des Betrachtungszeitraums von 2004 bis 2009 gewählt, in dem die Störungshäufigkeit ein stabiles Niveau erreicht hat.

Die atmosphärischen Einflüsse werden ebenfalls anhand zusätzlicher statistischer Daten beschrieben. Die dabei relevanten Wetterereignisse Sturm und Gewitter können anhand statistischer Datenreihen des Deutschen Wetterdienstes (DWD) analysiert werden. Hier stehen Messungen von 44 über Deutschland verteilten Wetterstationen zur Verfügung [48]. Bei der Auswahl der statistischen Wetterdaten erfolgt eine Abwägung

 zwischen der Auflösung der Daten – zeitlich und räumlich – und der Verfügbarkeit über einen möglichst langen Betrachtungszeitraum. So existieren beispielsweise statistische Messungen der Windgeschwindigkeit nur für eine geringere Anzahl von Messstationen und nur für einen kurzen Betrachtungszeitraum. Daten über den hier betrachteten Zeitraum von 1958 – 2009 enthalten dem gegenüber nur die Information, ob es an einem Tag im Jahr zu Windgeschwindigkeiten in festgelegten Geschwindigkeitsklassen gekommen ist.

 bei der Wahl der betrachteten Variable für die Störungsursache. Für Störungen durch Gewitter ist beispielsweise die Anzahl Blitze zwischen Wolke und Erde entscheidend. Diese Informationen werden seit 1992 durch den Blitz-Informationsdienst von Siemens (BLIDS) erfasst. Die Daten des DWD überdecken einen längeren Zeitraum, erfassen jedoch nur die Information, ob an einem Tag im Jahr ein Gewitterereignis stattgefunden hat. Die Intensität der Ereignisse, repräsentiert durch die Anzahl Blitze, ist hier nicht erfasst.

Da die Streuung der jährlichen Störungsanzahl untersucht wird und für eine belastbare Aussage bezüglich einer möglichen Abhängigkeit zwischen der Anzahl jährlicher Störungen und den Wetterereignissen ein möglichst langer Betrachtungszeitraum erforderlich ist, werden die frei verfügbaren statistischen Wetterdaten des DWD verwendet. Damit kann sowohl die stochastische Streuung der Wetterereignisse (Sturm oder Gewitter) in unterschiedlich großen Gebieten als auch der Einfluss der geografischen Lage untersucht werden. Zusätzlich existieren diese Daten für den Zeitraum vor dem Jahr 1994, für den die Störungsdaten nur als Summenwerte über alle Netzbetreiber der Statistik vorliegen.

Der Nachweis einer grundsätzlichen Abhängigkeit zwischen der Anzahl Störungen durch Sturm oder Gewitter und den entsprechenden Wetterereignissen erfolgt über die Betrachtung der aggregierten deutschlandweiten DWD-Wetter- und FNN-Störungsdaten, bei denen die stochastische Streuung minimiert wird. Bild 2.15 (a) zeigt exemplarisch die Entwicklung der jährlichen Anzahl von Tagen mit Windgeschwindigkeiten ab sechs Beaufort, was einer Geschwindigkeit von mehr als 10,8 m/s entspricht, und der Störungshäufigkeit durch Sturmereignisse zwischen 1958 – 2009. Während bei der dargestellten Störungshäufigkeit durch Sturmereignisse kein Trend über die Jahre erkennbar ist, nimmt die Störungshäufigkeit aufgrund von Gewittern über den Betrachtungszeitraum deutlich ab. Dieser Trend wird vor der Betrachtung einer möglichen Abhängigkeit korrigiert.



Bild 2.15: Sturmtage und Störungshäufigkeit im Zeitraum von 1958 – 2009 (a) und Beschreibung der Abhängigkeit beider Zufallsvariablen (b)

Gegenüber den Tiefbauarbeiten in Bild 2.14 ist hier bereits eine deutlich stärkere stochastische Streuung der Sturmtage und der Störungshäufigkeit zu beobachten. Die Abhängigkeit hat einen stärkeren stochastischen Charakter, was sich im geringeren Korrelationskoeffizienten von 0,7 wiederspiegelt. Neben der Anzahl ist die Intensität der Sturmereignisse von Bedeutung, was am Beispiel des Ausreißers der Störungshäufigkeit im Jahr 1990 deutlich wird. In diesem Jahr gab es im Februar mehrere Orkane, die keinen großen Einfluss auf die Anzahl der Sturmtage in diesem Jahr aber einen starken Einfluss auf die Anzahl an Sturmstörungen und damit auf die Störungshäufigkeit hatten.

Betrachtet man die Wertepaare aus der Anzahl jährlicher Sturmtagen und der jährlichen Störungshäufigkeit in Bild 2.15 (b), zeigt sich die Korrelation deutlicher. Über eine Regressionsanalyse wird der funktionale Zusammenhang zwischen der Anzahl von Sturmtagen und der erfassten Störungshäufigkeit ermittelt. Da ausschließlich die Anzahl der Sturmtage pro Jahr, ohne eine Berücksichtigung der Intensität der Stürme betrachtet wird und die nichtlineare Regression keine signifikant bessere Beschreibung der Datenpunkte liefert, kann ein linearer Zusammenhang abgebildet werden. Die resultierende Regressionsgerade ist in Bild 2.15 (b) dargestellt. Die Streuung der Datenpunkte um die Regressionsgerade enthält den Einfluss der Intensität der Sturmereignisse. Der Ausreißer aus dem Jahr 1990 sowie die drei Werte am rechten Rand der Abszisse werden bei Ermittlung der dargestellten Gerade nicht berücksichtigt. Für die drei Datenpunkte am rechten Rand der Abszisse ist von einer überhöhten Störungshäufigkeit auszugehen, die durch einzelne starke Sturmtage hervorgerufen wurde. Für den Datenpunkt aus dem Jahr 2007 ist die hohe Störungshäufigkeit auf das Orkantief ,Kyrill' zurückzuführen. Bei der Regressionsanalyse für die Gewitterstörungen tritt eine stärkere Streuung der Datenpunkte um die ermittelte Regressionsgerade auf, was sich auch in einem geringeren Korrelationskoeffizienten von 0,6 wiederspiegelt.

Durch den funktionalen Zusammenhang zwischen der Anzahl von Sturm- und Gewitterereignissen und der jeweiligen Störungshäufigkeit wird die stochastische Streuung der Störungsanzahl in die folgenden zwei Bestandteile zerlegt:

- Die stochastische Streuung der Sturm- und Gewittertage, die gemittelt über alle Wetterstationen als Durchschnitt oder regional differenziert anhand einzelner Wetterstationen ermittelt werden kann.
- Die stochastische Streuung der Störungshäufigkeit bei gegebener Anzahl von Sturm- und Gewittertagen, die in Abhängigkeit der Netzbetreibergröße anhand der Störungsdaten der FNN-Statistik bestimmt wird.

Aus der Analyse der Wetterstationsdaten ergibt sich eine regional aufgelöste Abbildung der stochastischen Streuung der Wetterereignisse, die dem einzelnen Netzbetreiber entsprechend seiner geografischen Lage zugeordnet werden kann. Die regionale Auflösung ist dabei nur durch die Anzahl der Wetterstationen begrenzt. Abzüglich der Stationen im Gebirge, auf Inseln und direkt an der Küste ergibt sich eine Abdeckung von ca. 10.000 km² pro Station [49]. Wird bei der Betrachtung eines großen Netzbetreibers diesem mehr als eine Station zugeordnet, reduziert sich die stochastische Streuung der dann über diese Stationen gemittelten Anzahl an Sturm- und Gewittertagen nur in geringem Maße. Für die Zusammenfassung von 4 Stationen ergibt sich eine Reduzierung der relativen Standardabweichung um durchschnittlich 5 % bei den Gewitterereignissen und 8-10 % bei den Sturmereignissen.

Die Verteilungen der über alle Stationen gemittelten Anzahl jährlicher Sturm- und Gewitterereignissen sind in Bild 2.16 dargestellt.



Bild 2.16: Verteilung der Anzahl von Ereignistagen gemittelt über alle Wetterstationen von 1958 – 2009

Es handelt sich um Normalverteilungen N mit den angegebenen Mittelwerten μ und Varianzen σ^2 . Die Analyse der Sturmdaten über alle Stationen zeigt eine Abnahme der Anzahl jährlicher Sturmtage von Norden nach Süden. Für die allgemeine Untersuchung wird dieser geografische Einfluss durch zwei Windzonen abgebildet. Die Zonengrenze orientiert sich an der DIN EN 50341-3-4:2001 für Freileitungen über 45 kV, die eine entsprechende Zoneneinteilung bei der Bewertung der Windlast betrachtet [50]. Für die Anzahl von Gewittertagen ergibt sich aus den Stationsdaten kein deutschlandweiter Trend. Allerdings existiert nach DIN VDE 0185 zum Thema Blitzschutz eine geografische Abhängigkeit der Blitzdichte als Maß für die Intensität von Gewittern [51]. Der Einfluss dieser Blitzdichte kann aber anhand der statistischen Störungsdaten der FNN-Statistik nicht belastbar nachgewiesen werden.

Der zweite Bestandteil bei der Abbildung der stochastischen Streuung der Störungsanzahl in Abhängigkeit der Sturm- und Gewittertage ist die stochastische Streuung um die Regressionsgerade, da diese Streuung die Auswirkung der Intensität der Wetterereignisse enthält und sich auch bei einer konstanten Anzahl und Intensität von Sturm- oder Gewittertagen eine stochastische Streuung der Störungshäufigkeit um den Wert der Regressionsgeraden einstellt. Die Störungshäufigkeit *X*^H ergibt sich daher gemäß Formel 2.4

$$X_H = aX_E + b + X_V \tag{2.4}$$

aus der Anzahl jährlicher Wetterereignistage X_E (Sturm oder Gewitter) und dem zusätzlichen stochastischen Streuterm X_V sowie den Funktionskonstanten *a* und *b* der Regressionsgeraden. Der Streuterm X_V ist dabei abhängig von der Netzbetreibergröße. Für die nach den vorgestellten Größenklassen differenzierten Störungshäufigkeiten werden die Differenzen zwischen Regressionsfunktion und Stichprobenwert ermittelt und darauf aufbauend die Verteilung des Streuterms X_V für jede Größenklasse bestimmt. Diese Verteilungen können mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % ebenfalls als Weibullverteilungen abgebildet werden. Bild 2.17 zeigt exemplarisch das Histogramm des Streuterms X_V für die Größenklasse 3 der Gewitterstörungen.



Bild 2.17: Verteilung des Streuterms für die Störungshäufigkeit von Gewitterstörungen in der Größenklasse 3

Fazit zur stochastischen Streuung der Störungsanzahl

Die stochastische Streuung der jährlichen Störungsanzahl bei einem Netzbetreiber lässt sich für die Mittelspannungsebene anhand der Störungsanlässe in poissonverteilte Prozesse und Prozesse mit stärkerer stochastischer Streuung unterteilen. Die Verteilung zur Beschreibung der stochastischen Streuung der Störungsanzahl kann für alle Störungsanlässe direkt aus den statistischen Störungsdaten der FNN-Statistik abgeleitet werden. Für die Störungsanzahl infolge von Sturm- und Gewitterereignissen existiert darüber hinaus die Möglichkeit ihre Verteilung aus statistischen Wetterdaten abzuleiten und damit eine genauere regionale Abbildung der Wetterereignisse beim Netzbetreiber zu erreichen. Die Betrachtung der Störungshäufigkeit ermöglicht die gemeinsame Auswertung der Störungsdaten aller Netzbetreiber. Die relevanten Differenzierungsmerkmale für die Verteilungen der Störungshäufigkeit sind:

• Netzbetreibergröße

Die Größe bezieht sich sowohl auf die Anzahl eingesetzter Betriebsmittel als auch auf die räumliche Ausdehnung des Netzgebietes.

• Betriebsmitteltyp

Die unterschiedlichen Betriebsmittel sind von den Störungsanlässen unterschiedlich stark betroffen. Der vorliegende Verkabelungsgrad hat dabei einen dominierenden Einfluss. Für Störungen ohne erkennbaren Anlass ist darüber hinaus der eingesetzte Kabeltyp relevant.

• Lage des Netzgebietes

Die Lage ist aufgrund der atmosphärischen Einwirkungen, insbesondere der Sturmstörungen, relevant.

• Spannungsebene

Der Einfluss der Spannungsebene ist für Störungen infolge von Erd- und Baggerarbeiten zu berücksichtigen.

Da für die Niederspannungsebene keine Störungsdaten in der FNN-Statistik existieren, ist unter der Annahme einer zur Mittelspannungsebene vergleichbaren Störungshäufigkeit für die einzelnen Betriebsmittel und Störungsanlässe eine Übertragung der Analyseergebnisse auf die Niederspannungsebene möglich. Abweichungen sind allerdings durch Unterschiede bei den eingesetzten Betriebsmitteln zu erwarten. Eine alternative Modellierung der stochastischen Streuung der Störungshäufigkeit auf Basis der erfassten Versorgungsunterbrechungen in der Niederspannungsebene setzt die Annahme voraus, dass alle Störungen zu einer Versorgungsunterbrechung größer als drei Minuten führen. Allerdings ist selbst unter dieser Voraussetzung ausschließlich eine stark vereinfachte Analyse für die Anlassklassen möglich, da differenzierte Daten zum Anlass der Versorgungsunterbrechung und damit der Störung in der Niederspannungsebene durch die FNN-Statistik nicht erfasst werden.

2.6.2 Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung

Das Auftreten einer Störung im Netz führt nicht zwangsläufig zu einer Versorgungsunterbrechung. Die Wahrscheinlichkeit für eine Versorgungsunterbrechung (VU-Wahrscheinlichkeit) infolge einer Störung hängt von der Störungsauswirkung und nachgeschaltet von der eingesetzten Netztopologie und Fernwirktechnik ab. Da Mittelspannungsnetze üblicherweise nicht als Maschennetze betrieben werden, bei denen die Versorgung der Kunden und Stationen über mehrere selektiv geschützte Leitungen zeitgleich erfolgt, führt eine Störung mit Schutzauslösung ohne entsprechende Automatisierungstechnik zu einer Versorgungsunterbrechung nach der FNN-Definition (siehe Kapitel 2.1). Da bei der Berechnung der Zuverlässigkeitskenngrößen nur Versorgungsunterbrechungen mit einer Dauer größer als 3 Minuten berücksichtigt werden, entfallen alle Störungen, die durch automatisierte Prozesse wie beispielsweise automatische Wiedereinschaltungen oder Umschaltautomatiken in weniger als 3 Minuten behoben werden. Auch fernbediente Maßnahmen können einen Einfluss auf die VU-Wahrscheinlichkeit haben, wobei Fernwirktechnik aufgrund ihres hohen technischen und finanziellen Aufwands in der Mittelspannungsebene nur punktuell eingesetzt und die Dauer der Maßnahmen in der Praxis mit durchschnittlich fünf Minuten bei geringer Streuung angenommen wird [22,24].

Aus der Analyse der FNN-Störungsdaten von 2004 bis 2009 geht hervor, dass durchschnittlich 40 % aller Störungen in der Mittelspannungsebene nicht zu einer Versorgungsunterbrechung führen. Der Anteil von Versorgungsunterbrechungen mit einer Dauer kleiner als 3 Minuten an der Gesamtanzahl der Versorgungsunterbrechungen ist mit 6 % sehr gering. Der geringe Wert entspricht dem geringen Einsatz von Fernwirktechnik und der durchschnittlich längeren fernbedienten Schaltdauer. Die FNN-Statistik enthält keine direkten Informationen zur eingesetzten Automatisierung- und Fernwirktechnik. Auch zur verwendeten Netztopologie sind keine Informationen in der FNN-Statistik erfasst. Die Abhängigkeit der erwarteten VU-Wahrscheinlichkeit von den genannten systematischen Einflussfaktoren kann daher nicht bestimmt werden. Für jeden Netzbetreiber wird daher nur der Mittelwert der VU-Wahrscheinlichkeit E(*Xvu*) aus den statistischen Daten ermittelt, der die Auswirkung der genannten Einflussfaktoren enthält. Die durchschnittliche VU-Wahrscheinlichkeit infolge einer Störung schwankt für 95 % der an der FNN-Statistik teilnehmenden Netzbetreiber zwischen 40 % und 100 %. Dabei liegt bei einem Drittel der Netzbetreiber die VU-Wahrscheinlichkeit zwischen 90 % und 100 %.

Die Ableitung der Verteilung auf Basis der Stichprobe der VU-Wahrscheinlichkeit eines Netzbetreibers ist aufgrund des geringen Stichprobenumfangs nicht möglich. Bild 2.18 zeigt daher nur die aus den statistischen Daten für den einzelnen Netzbetreiber ermittelte relative Standardabweichung *srel* als Maß für die stochastische Streuung über der Stromkreislänge des Netzbetreibers. Die Streuung steigt für kleine Netzbetreiber und damit kleine Störungsanzahlen deutlich an.



Bild 2.18:Abhängigkeit zwischen relativer Streuung der VU-Wahrscheinlichkeit und
der Stromkreislänge als Maß für die Netzbetreibergröße

Für Netzbetreiber der Niederspannungsebene kann die Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung aufgrund der fehlenden Störungsdaten nicht ermittelt werden. Es ist aber wegen des minimalen Einsatzes von Automatisierungs- und Fernwirktechnik davon auszugehen, dass die VU-Wahrscheinlichkeit in NS-Netzen in guter Näherung bei 100 % liegt.

2.6.3 Auswirkung einer Versorgungsunterbrechung

Die Zufallsvariablen einer Versorgungsunterbrechung sind nach Bild 2.6 das Ausmaß und die Dauer. Die Verteilung dieser Zufallsvariablen hängt wiederum von einer Reihe systematischer Einflussfaktoren ab. Aufgrund der Komplexität der Netzbetriebs- und Wiederversorgungsprozesse kann nicht jeder Einflussfaktor identifiziert und sein Einfluss auf Ausmaß und Dauer einer Versorgungsunterbrechung quantifiziert werden. Es wird vielmehr der Umstand ausgenutzt, dass nach der Identifizierung von Einflussfaktoren mit signifikantem Einfluss auf der Netzbetreiberebene alle weiteren Faktoren in den empirischen Daten enthalten sind. Die in der FNN-Statistik erfassten Daten über Ausmaß und Dauer von Versorgungsunterbrechungen werden in Kapitel 2.2.2 beschrieben. Die stochastische Streuung dieser Variablen kann grundsätzlich für die Mittel- und Niederspannungsebene untersucht werden. Aufgrund des geringen Erfassungsumfangs für die Niederspannungsebene (vgl. Kapitel 2.2.1) wird hier zunächst nur die Mittelspannungsebene betrachtet. Die notwendigen Vereinfachungen für die Niederspannungsebene werden im Anschluss kurz erläutert. Es sei an dieser Stelle erneut darauf hingewiesen, dass im Folgenden nur kenngrößenrelevante Versorgungsunterbrechungen größer drei Minuten betrachtet werden und damit nur Versorgungsunterbrechungen, die nach automatisierten Schalthandlungen fortbestehen. Datenbasis sind die Jahre 2004 bis 2009 aus der FNN-Statistik. Bei dieser Analyse steht mit Ausblick auf den Verfahrensansatz in Kapitel 3 die Identifizierung

signifikanter Unterschiede zwischen empirischen Verteilungen im Fokus und nicht die funktionale Beschreibung der einzelnen Verteilungen.

Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung

Das Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung beschreibt die maximal unterbrochene Bemessungsscheinleistung der betroffenen Ortsnetz- und Letztverbraucherstationen. Im Normalfall entspricht das Ausmaß bei einem Kurzschluss der unmittelbar nach der Schutzauslösung betroffenen Bemessungsscheinleistung im Schutzabschnitt, wie dies exemplarisch in Bild 2.4 dargestellt ist. Üblicherweise werden Mittelspannungsnetze als offene Ring- oder Strangnetze mit Umschaltreserve betrieben (Bild 2.19). Strahlen- oder Maschennetze kommen in der Mittelspannungsebene nur selten zum Einsatz.



Bild 2.19: Übliche Netzstrukturen im Mittelspannungsnetz

In ländlichen Regionen kann es häufiger auch zu Stichanbindungen einzelner Stationen an einen Ring oder Strang kommen. Der Schutzabschnitt, auch Abschaltbereich genannt, umfasst dabei typischerweise die Letztverbraucher- und Ortsnetzstationen zwischen dem auslösenden Leistungsschalter und einer oder mehrerer offener Trennstellen [53].

Der Erwartungswert für die unterbrochene Bemessungsscheinleistung pro Versorgungsunterbrechung bei einem Netzbetreiber hängt von der durchschnittlichen Anzahl und der durchschnittlichen Bemessungsscheinleistung der Stationen in einem Schutzabschnitt ab. Beides unterliegt grundsätzlich der netzplanerischen Freiheit des Netzbetreibers und wird zusätzlich von der exogen vorgegebenen Versorgungsaufgabe beeinflusst [52]. Für einen Netzbetreiber kann seine mittlere unterbrochene Bemessungsscheinleistung pro Versorgungsunterbrechung über die Jahre 2004 – 2009 aus den statistischen Daten berechnet werden. Dieser Wert liegt für 95 % aller Netzbetreiber zwischen 3,5 und 8 MVA und für 50 % zwischen 5 und 7 MVA. Der Gesamtmittelwert liegt bei 5,5 MVA. Der Einfluss der Versorgungsaufgabe auf die Zuverlässigkeitskenngrößen wurde bereits in mehreren Untersuchungen analysiert [13,18]. Bei der Betrachtung der Zuverlässigkeitskenngrößen in diesen Arbeiten wurden die drei in Bild 2.6 dargestellten Einflussbereiche Störungsanzahl, Wahrscheinlichkeit für eine Versorgungsunterbrechung und Auswirkung der Versorgungsunterbrechung aggregiert betrachtet. Aus Kapitel 2.2.2 geht hervor, dass die jeweilige Versorgungsaufgabe des Netzbetreibers aus der FNN-Statistik nicht direkt abgeleitet werden kann. Zur Untersuchung des Einflusses möglicher gebietsstruktureller Faktoren wurden allerdings parallel zu den Untersuchungen im Zuge der Ausgestaltung der Qualitätsregulierung in [13], die auf Basis der BNetzA Daten erfolgten, durch den FNN ebenfalls Strukturdaten erhoben, um vergleichbare Untersuchungen zum Einfluss gebietsstruktureller Eigenschaften auf Basis der FNN-Statistik durchführen zu können [30,54]. Die in den genannten Untersuchungen als zentrales Merkmal zur Beschreibung der Versorgungsaufgabe identifizierte Lastdichte aus Jahreshöchstlast pro geografischer Fläche kann durch die von den Netzbetreibern nach § 27 StromNEV zu veröffentlichende geografische Fläche und die in der FNN-Statistik erfasste installierte Bemessungsscheinleistung der MS-Ebene hinreichend genau abgebildet werden. Die mithilfe dieser Daten durchgeführte Prüfung des Einflusses der Lastdichte auf das Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung fällt negativ aus.



Bild 2.20: Durchschnittliches Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung in Abhängigkeit von der Lastdichte

Bild 2.20 zeigt das durchschnittliche Ausmaß der Versorgungsunterbrechungen für Netzbetreiber mit mindestens 30 Versorgungsunterbrechungen zwischen 2004 – 2009 über ihrer Lastdichte. Die Versorgungsaufgabe hat folglich auf Netzbetreiberebene keinen signifikanten Einfluss auf das mittlere Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung. Der Einfluss der Versorgungsaufgabe erfolgt demzufolge primär über die Anzahl der Versorgungsunterbrechungen infolge einer variierenden Betriebsmittelzusammensetzung und eines damit verbundenen variierenden Störungsaufkommens. Für kleinere Netzabschnitte oder die Betrachtung einzelner Kunden kann ein Einfluss der Versorgungsaufgabe jedoch durchaus existieren.

In der FNN-Statistik erfasste netzplanerische Freiheitsgrade sind die Spannungsebene, die Sternpunktbehandlung und die eingesetzten Betriebsmittel. Die Anzahl von Stationen pro Abgang bzw. Schutzabschnitt oder die Bemessungsscheinleistungen der einzelnen Stationen werden nicht erfasst³. Aus der installierten Leistung und der Stationsanzahl des gesamten Netzes eines Netzbetreibers kann nur eine mittlere installierte Leistung pro Station bestimmt werden. Bei der Betrachtung eines Netzbetreibers ist grundsätzlich davon auszugehen, dass in seinem Netzgebiet die Anzahl von Stationen pro Abgang und die Leistung pro Station aufgrund historischer Entwicklungen und unterschiedlicher Versorgungsbereiche variieren und damit eine Durchmischung netzplanerischer Strategien existiert.

Wird vereinfachend angenommen, dass ausschließlich die Stromtragfähigkeit für die Auslegung und Größenbegrenzung der Ringe und Stränge relevant ist, wird die durchschnittlich unterbrochene Bemessungsscheinleistung bei einer angenommen gleichmäßigen Durchmischung eingesetzter Leitungsquerschnitte nur von der gewählten Spannungsebene abhängen. Auch wenn ein Einfluss der Spannungsebene zu erwarten ist, ist die vereinfachte Betrachtungsweise in der Realität nicht haltbar. Ringe können in sehr ländlichen Gebieten mit geringen Lasten aus Spannungshaltungsgründen nicht beliebig groß gewählt werden. Zusätzlich werden die Schutzbereiche aus zuverlässigkeitstechnischer Sicht teilweise bewusst kleiner ausgelegt. Vor diesem Hintergrund ist die in Bild 2.20 beobachtete geringe Streuung und fehlende Abhängigkeit von der Versorgungsaufgabe durchaus nachvollziehbar. Die Auswertung der Versorgungsunterbrechungen über alle Netzbetreiber ergibt für die 10-kV-Ebene einen Mittelwert von 5,0 MVA und für die 20-kV-Ebene ein Mittelwert von 6,1 MVA. Für die sehr selten vorkommende 30-kV-Ebene ergibt sich ein Mittelwert von 8,6 MVA. Ein Einfluss in vergleichbarer Größenordnung ergibt sich für die Wahl der Sternpunktbehandlung. Tabelle 2.4 gibt eine Übersicht über das durchschnittliche Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung unterteilt nach den dominierenden Spannungsebenen und der Sternpunktbehandlung.

³ Zu den möglichen Einflussfaktoren auf die Bemessungsscheinleistung der Stationen und die Schutzkonzepte gehört auch die steigende Durchdringung mit dezentralen Erzeugungsanlagen in der Mittel- und Niederspannungsebene. Untersuchungen im Zuge einer Studie des FNN zu Einflussfaktoren auf die Versorgungszuverlässigkeit [55] konnten jedoch nur einen schwachen Einfluss der installierten Leistung dezentraler Erzeugungsanlagen auf die Zuverlässigkeitskenngrößen der Netzbetreiber nachweisen.

	kompensiert	niederohmig	kurzeitig niederohmig	isoliert
10 kV	5,2	4,3	5,5	4,9
$20\mathrm{kV}$	6,0	6,5	7,1	

Tabelle 2.4:Durchschnittliches Ausmaß [MVA] einer Versorgungsunterbrechung
unterteilt nach Spannungsebene und Sternpunktbehandlung

Die in Tabelle 2.4 dargestellte Bandbreite für das durchschnittliche Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung deckt bereits den Großteil der beobachteten Bandbreite in Bild 2.20 ab. Trotzdem wird zusätzlich der Einfluss folgender Betriebsmittel analysiert:

• Leitungstyp

Es erfolgt eine Unterscheidung von Kabel und Freileitung. Ein Einfluss des Kabeltyps auf die Auswirkung einer VU kann ausgeschlossen werden.

• Ortsnetzstationstyp (Stationstyp)

Unterschieden werden Maststation, Gebäudestation, Einbaustation und Kompaktstation.

• Schaltstationstyp (Schaltanlagentyp)

Für Schaltstationen, die in der Mittelspannungsebene häufig als Schwerpunktstationen bezeichnet werden, erfolgt eine Differenzierung nach Freiluft-, Innenraum- und gasisolierter Schaltanlage.

Für den Aufbau der Stationen und Schaltanlagen wird für die auf Netzbetreiberebene durchgeführte Betrachtung von einem einheitlichen Aufbau ausgegangen. Grundsätzlich ist zu beachten, dass bei der Untersuchung eines Parameters anhand statistischer Daten sein Einfluss sich mit dem Einfluss aller mit diesem Parameter korrelierten Parameter überlagert. So kann eine Unterteilung nach dem eingesetzten Leitungstyp bereits den Einfluss der Spannungsebene abdecken, da Freileitungen häufiger in 20-kV-Netzen eingesetzt werden und daher eine Korrelation zwischen dem Freileitungsanteil und der Spannungsebene existiert. Auf diese Weise bildet ein erfasstes Merkmal den Einfluss möglicher weiterer Einflussfaktoren indirekt mit ab.

In Bild 2.21 ist zunächst ausschließlich der Einfluss des von der Störung betroffenen Betriebsmitteltyps auf das Ausmaß einer VU als Häufigkeitsverteilung dargestellt.



Bild 2.21:Verteilung für das Ausmaß einer VU in Abhängigkeit des betroffenenBetriebsmittels (VU-Daten der FNN-Statistik)

Unterschiede zwischen den Verteilungen werden schon durch die Anteile des Ausmaßes ≤ 1 MVA deutlich. Für Versorgungsunterbrechungen aufgrund einer Stationsstörung ergibt sich eine Mischung von Versorgungsunterbrechungen, die nur die Station betreffen und damit ein kleines Ausmaß aufweisen, und Versorgungsunterbrechungen mit Auswirkungen auf den gesamten Abgang. Die größte Streubreite weist das Ausmaß bei Versorgungsunterbrechungen aufgrund von Schaltanlagenstörungen auf.

Bei einer weitergehenden Differenzierung der Versorgungsunterbrechungen nach Spannungsebene und Sternpunktbehandlung fallen die Unterschiede zwischen den Verteilungen des Ausmaßes teilweise nicht so deutlich aus. Auch ergeben sich bei dieser Unterscheidung sehr unterschiedliche Stichprobenumfänge, da insbesondere die gewählte Spannungsebene in Kombination mit der Wahl der Sternpunktbehandlung unterschiedlich stark in den statistischen Versorgungsunterbrechungsdaten vertreten ist. Anhand eines statistischen Signifikanztests (KS-Test, siehe auch Anhang 0) für die beobachteten Unterschiede kann bei kleinen Stichprobenumfängen überprüft werden, ob ein signifikanter Unterschied zwischen zwei Verteilungen besteht. Dem gegenüber wird für sehr große Stichprobenumfänge, bei denen der Signifikanztest schon bei geringen Unterschieden zwischen den Stichproben anschlägt, ein zusätzlicher Mindestwert für den beobachteten Unterschied festgelegt. Dieser Mindestwert betrifft den maximalen Unterschied zwischen der Summenhäufigkeit zweier Stichproben und wird in dieser Arbeit auf 10 % festgelegt. Dieser Wert bildet die praktische Relevanz des Unterschieds für die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen ab.



Bild 2.22: Häufigkeitsverteilung und Summenhäufigkeit des Ausmaßes von Versorgungsunterbrechungen aufgrund einer Kabelstörung in der 10-kV-Ebene unterteilt nach der Sternpunktbehandlung

Als Beispiel zeigt Bild 2.22 die Häufigkeitsverteilung und die Summenhäufigkeit des Ausmaßes von Versorgungsunterbrechungen aufgrund von Kabelstörungen in der 10-kV-Ebene unterteilt nach der Sternpunktbehandlung. Die empirischen Häufigkeitsverteilungen weisen erwartungsgemäß für alle Sternpunktbehandlungen einen Unterschied auf. Für die isolierte Sternpunktbehandlung und die kurzzeitig niederohmige Sternpunkterdung (knospe) ist der Unterschied bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % nicht signifikant und kann verworfen werden. Beim Vergleich dieser beiden Verteilungen mit der Verteilung bei kompensierter Sternpunktbehandlung weist der statistische Test einen signifikanten Unterschied aus, der absolut jedoch sehr gering ist. Dies wird anhand der dargestellten Summenhäufigkeiten in Bild 2.22 deutlich. Hier ergibt sich eine maximale Abweichung von ca. 6 %. Durch die Zusammenlegung dieser Verteilungen entsteht im Vergleich zu den differenziert betrachteten Verteilungen eine maximale Abweichung von etwa 3 %, die als vernachlässigbar angesehen wird. Somit muss nach dieser Analyse nur zwischen niederohmiger Sternpunkterdung und den restlichen Sternpunktbehandlungen unterschieden werden.

	20 kV				10 kV			
	komp	no	iso	knospe	komp	no	iso	knospe
Freileitung	1	2		2	3	4	4	5
Kabel	6	6		7	8	9	8	8
Maststation	10	11		11	12	12	12	12
Kompaktstation	13	14		13	15	16	15	15
GebStation	13	14		13	15	16	15	15
Einbaustation	13	14		13	15	16	15	15
Freiluftschaltanlage	17	17		17	18	18	18	18
gas. Schaltanlage	19	19		19	20	20	20	20
Innenraumschaltanl.	19	19		19	20	20	20	20

Tabelle 2.5:Unterscheidung der Versorgungsunterbrechungen nach der Verteilung des
Ausmaßes

Nach diesem Vorgehen erfolgt die Untersuchung notwendiger Unterscheidungen für alle Ausprägungen der genannten Einflussfaktoren. Für die Stationstypen zeigt sich erwartungsgemäß für die Maststation eine von den anderen Stationstypen abweichende Verteilung für das Ausmaß. Bei den Schaltanlagen hebt sich die Verteilung für die Freiluftschaltanlage gegen die Verteilungen der Innenraum- und gasisolierten Schaltanlagen ab. Bei der weiteren Differenzierung nach Spannungsebene und Sternpunktbehandlung zeigt sich nur für die Spannungsebene ein durchgehend relevanter Einfluss. Bei der Sternpunktbehandlung kann ein zu erwartender Unterschied für das Ausmaß aufgrund der möglichen Schaltmaßnahmen vor der Abschaltung im einpoligen Erdfehlerfall nur teilweise nachgewiesen werden.

Für die Verteilung der Auswirkung einer Versorgungsunterbrechung ergeben sich insgesamt 20 zu unterscheidende Datenkollektive, die in Tabelle 2.5 anhand einer Nummerierung der Kollektive angeben, für welche Kombinationen von Betriebsmitteln, Spannungsebenen und Sternpunktbehandlungen signifikante Unterschiede in der Verteilung auftreten.

Dauer einer Versorgungsunterbrechung

Während die Dauer einer Versorgungsunterbrechung in der FNN-Statistik als Zeitraum erfasst wird, in dem mindestens ein Letztverbraucher unterbrochen ist, gibt die mittlere Unterbrechungsdauer die mittlere Dauer einer Unterbrechung des Letztverbrauchers unter Berücksichtigung der Versorgungsstufen an (vgl. Bild 2.4). Im Folgenden wird diese mittlere Dauer betrachtet, da sie die relevante Dauer bei der Berechnung der Zuverlässigkeitskenngrößen darstellt und dort systematische Unterschiede eher sichtbar werden als bei der maximalen Unterbrechungsdauer, die bei einer Versorgungsunterbrechung maßgeblich von wenigen Letztverbrauchern mit sehr langen Unterbrechungsdauern – etwa bei einzelnen Stichen im Netz – bestimmt sein kann. Der Mittelwert dieser betrachteten Dauer einer Versorgungsunterbrechung, die sich für die einzelnen Netzbetreiber aus den Versorgungsunterbrechungsdaten der Jahre 2004 bis 2009 errechnen lässt, liegt bei 65 min. Für 70 % der Netzbetreiber liegt der Wert dabei zwischen 44 min und 80 min. Wie bei der Untersuchung des Ausmaßes einer Versorgungsunterbrechung hat die durch die Lastdichte repräsentierte Versorgungsaufgabe keinen relevanten Einfluss auf den Mittelwert der Dauer einer Versorgungsunterbrechung. Dieses Ergebnis stützt Erkenntnisse einer Untersuchung zur Abhängigkeit der Zuverlässigkeitskenngrößen von Gebietseigenschaften, bei der für die Kenngröße Unterbrechungsdauer Tu keine eindeutige Anhängigkeit von der Versorgungsaufgabe in der Mittelspannungsebene nachgewiesen werden konnte [58]. Damit wird auch die durchschnittliche Dauer einer Versorgungsunterbrechung ganz wesentlich durch Freiheitsgrade des Netzbetreibers bei der Wahl der Netzstruktur, dem Einsatz von Fernwirktechnik und der Störungsbeseitigungsstrategie bestimmt [22,56,57], deren Einflüsse mithilfe der statistischen Daten der FNN-Statistik nicht direkt beschrieben werden können. Die einzige Möglichkeit zur Abbildung dieser Einflüsse besteht über die indirekte Abbildung anhand der verfügbaren Netzdaten, falls Korrelationen mit diesen nicht erfassten Einflussfaktoren existieren. Darüber hinaus ist nur eine Anpassung der Erwartungswerte der verwendeten empirischen Verteilungen möglich.

Die Auswertung der empirischen Verteilung der Dauer einer Versorgungsunterbrechung erfolgt nach dem gleichen Vorgehen wie beim Ausmaß. Tabelle 2.6 gibt zunächst eine Übersicht über den Mittelwert der Dauer in Abhängigkeit von Spannungsebene und Sternpunktbehandlung. Der Unterschied zwischen den am häufigsten vorkommenden Sternpunktbehandlungen, kompensiert und niederohmig, ist innerhalb einer Spannungsebene als nicht relevant einzustufen. In der 20 kV-Ebene ist die Dauer unabhängig von der Sternpunkerdung länger.

	kompensiert	niederohmig	kurzeitig niederohmig	isoliert
10 kV	63,8	62,8	53,6	74,6
20 kV	77,1	74,4	88,0	

Tabelle 2.6:Durchschnittliche Dauer [min] einer Versorgungsunterbrechung bei unter-
schiedlicher Spannungsebene und Sternpunktbehandlung

Aus der großen Anzahl von Auswertungen bei Hinzunahme des Betriebsmitteltyps ist in Bild 2.23 exemplarisch die empirische Verteilung der Dauer einer Versorgungsunterbrechung infolge einer Freileitungsstörung in der 20-kV-Ebene unterteilt nach der Sternpunktbehandlung dargestellt.

Hier zeigt sich ein signifikanter Unterschied in der Verteilung der Dauer zwischen kompensierter und niederohmiger bzw. kurzzeitig niederohmiger Sternpunktbehandlung. Zunächst ist der Anteil kurzer Dauern bei kompensiert betriebenen Netzen gering, bevor er für eine Dauer von 20 bis 60 min deutlich ansteigt. Die Verteilungen für die niederohmige und kurzzeitig niederohmige Sternpunkterdung sind demgegenüber fast identisch. 20-kV-Netze mit isoliertem Sternpunkt kommen bei den an der Statistik teilnehmenden Netzbetreibern nicht vor.



Bild 2.23: Häufigkeitsverteilung und Summenhäufigkeit der Dauer einer Versorgungsunterbrechung aufgrund einer Freileitungsstörung in der 20-kV-Ebene bei unterschiedlicher Sternpunktbehandlung

Die Dauer einer Versorgungsunterbrechung kann allerdings nicht unabhängig von ihrem Ausmaß betrachtet werden. Bild 2.24 zeigt die Abhängigkeit zwischen Dauer und Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung.



Bild 2.24: Abhängigkeit zwischen Ausmaß und Dauer einer Versorgungsunterbrechung

Um die stochastische Komponente der Abhängigkeit zu reduzieren und eine aussagekräftige Darstellung zu ermöglichen, repräsentiert jeder Datenpunkt den Mittelwert über je 300 Werte der nach dem Ausmaß sortierten empirischen Versorgungsunterbrechungen. Wird die Dauer mit dem Ausmaß der Versorgungsunterbrechung gewichtet, wie dies bei der Berechnung der Kenngröße Unterbrechungsdauer Tu erfolgt (vgl. Kapitel 2.3), ergibt sich eine mittlere Dauer von ca. 54 min.

Der Funktionsverlauf in Bild 2.24 verdeutlicht nur die grundsätzliche Abhängigkeit. Für sehr große Ausmaße muss die Funktion streng genommen gegen einen Grenzwert konvergieren, da eine Mindestdauer auch für ein beliebig großes Ausmaß in der Theorie zu erwarten ist. Darüber hinaus ergibt sich für sehr kleine Ausmaße bei ausschließlicher Betrachtung dieses Bereiches ein mittlerer Maximalwert für die Dauer von ca. 90 bis 100 min.

Durch die Kopplung von Ausmaß und Dauer einer Versorgungsunterbrechung und die bereits durchgeführte Bestimmung der notwendigen Unterteilung für das Ausmaß kann der Einfluss der Dauer über die Betrachtung der in der FNN-Statistik erfassten Produkte aus Ausmaß und Dauer der Versorgungsunterbrechungen betrachtet werden (vgl. Bild 2.4). Aus dieser Untersuchung ergibt sich der gleiche Differenzierungsbedarf wie für das Ausmaß in Tabelle 2.5. Nur für die Dauer einer Kabelstörung in der 10-kV-Ebene mit isoliertem Sternpunkt muss eine zusätzliche Unterscheidung erfolgen.

Ausmaß und Dauer in der Niederspannungsebene

Für die Niederspannungsebene entfällt eine Unterteilung nach unterschiedlichen Spannungsebenen. Außerdem werden Niederspannungsnetze ausschließlich mit direkter Sternpunkterdung betrieben, so dass eine Erfassung der Sternpunktbehandlung in der FNN-Statistik nicht erfolgt. Der Unterscheidungsbedarf bei den Betriebsmitteln ist darüber hinaus geringer als in der Mittelspannungsebene.

Neben dem Leitungstyp sind in Bild 2.25 die Verteilungen für die NS-Verteilung und den Hausanschluss dargestellt. Damit sind 96 % aller Versorgungsunterbrechungen im Niederspannungsnetz über die vier dargestellten Betriebsmitteltypen abgedeckt. Die Verteilungen des Ausmaßes aufgrund von Freileitungs- oder Kabelstörungen weisen keinen relevanten Unterschied auf. Allerdings ist für die Dauer ein relevanter Unterschied zu beobachten. Die mittlere Dauer einer Versorgungsunterbrechung in der NS-Ebene liegt bei ca. 150 min.





Bild 2.25: Verteilung des Ausmaßes einer Versorgungsunterbrechung für unterschiedliche Fehlerorte in der NS-Ebene

Aus der Analyse ergibt sich für das zu entwickelnde Verfahren zur Ermittlung der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen auf Basis empirischer Daten die Anforderung einer Kombination unterschiedlich verteilter Einflussfaktoren für die Störungsanzahl aus Kapitel 2.6.1 und der Verwendung der in diesem Kapitel unterschiedenen Verteilungen der Auswirkungen der Versorgungsunterbrechungen. Die Gewichtung der unterschiedlichen Einflussfaktoren und Auswirkungsverteilungen bei der Ermittlung der Kenngrößenverteilung ist dabei von den Netzinformationen des betrachteten Netzbetreibers abhängig. Das hieraufhin entwickelte Verfahren wird im folgenden Kapitel vorgestellt.

3 VERFAHREN UND MODELLE

3.1 Verfahrensübersicht

Ausgehend von den Erkenntnissen der Analyse werden in diesem Kapitel Modelle für die einzelnen stochastischen Einflussbereiche aus Bild 2.6 und der gewählte Simulationsansatz zur Ermittlung der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen für einen Netzbetreiber vorgestellt. Den grundsätzlichen Verfahrensablauf zeigt Bild 3.1.



Bild 3.1: Verfahrensübersicht

Das Verfahren basiert auf einem mehrstufigen stochastischen Kombinationsprozess möglicher Störungsanzahlen und daraus resultierenden Versorgungsunterbrechungen nach der Monte-Carlo-Simulationsmethodik. Die Monte-Carlo-Simulation ist ein stochastischer Simulationsalgorithmus zur Lösung analytisch nur schwer lösbarer Aufgaben. Sie ermöglicht die Bestimmung der Verteilung einer unbekannten Zufallsvariablen, wie im vorliegenden Fall der Zuverlässigkeitskenngrößen, durch die häufige Durchführung von Zufallsexperimenten [59]. Die Wahl des Verfahrens ergibt sich aus der Notwendigkeit, eine große Anzahl unterschiedlich verteilter Einflussfaktoren für die Ermittlung der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen kombinieren zu müssen. Bei dem in dieser Arbeit vorgestellten Verfahren werden daher pro Verfahrensiteration, die der Berechnung der Kenngrößen für ein Jahr *i* entspricht, mehrere voneinander unabhängige Zufallsexperimente durchgeführt. Der Verfahrensansatz unterteilt die Blöcke *Störungsanzahl, Störungsauswirkung* und *Berechnung der Kenngrößen*.

Zunächst erfolgt die Ziehung einer zufälligen Störungsanzahl *n* für ein Jahr *i*. Die Verteilung der Störungsanzahl entspricht dabei einer gewichteten Kombination der Verteilungen der Störungshäufigkeit differenziert nach den Störungsanlässen aus Kapitel 2.6.1. Die Gewichtung hängt dabei von den Eingangsdaten des Netzbetreibers ab. Eine Beschreibung dieses Verfahrensblocks erfolgt in Kapitel 3.2. Für die zufällig ermittelte Störungsanzahl werden in einem nächsten Schritt zufällig Störungsauswirkungen aus dem statistischen Datenkollektiv der Versorgungsunterbrechungen gezogen. Analog zur Ziehung der Störungsanzahl erfolgt auch hier eine Zusammensetzung der Versorgungsunterbrechungsdaten entsprechend der netzcharakteristischen Eigenschaften des Netzbetreibers. Der genaue Ablauf der zufälligen Ziehung wird in Kapitel 3.3 erläutert. Auf Basis der gezogenen Versorgungsunterbrechungen merchungen werden im dritten Schritt die Kenngrößen für das Jahr *i* nach den Formeln in Tabelle 2.1 berechnet. Nach einer Simulationsdauer von *m* Jahren liegen folglich *m* Kenngrößendatensätze vor, aus denen sich ihre Verteilung ableiten lässt.

3.2 Störungsanzahl

Die stochastische Streuung der Störungsanzahl setzt sich aus der Verteilung der Störungshäufigkeiten unterschiedlicher Anlässe zusammen (vgl. Kapitel 2.6.1). Aus der Analyse ergeben sich die in Bild 3.2 dargestellte Zusammensetzung der Störungsanzahl nach Anlässen und die gewählte Abbildung ihrer stochastischen Streuung. Für einen Teil der Anlässe wird die stochastische Streuung der Störungsanzahl über eine Poissonverteilung abgebildet. Sowohl die theoretische Argumentation als auch die Analyse der empirischen Daten stützen diesen Ansatz. Für die Anlässe ,Sturm', ,Gewitter' und ,Erd- und Baggerarbeiten' wird die stochastische Streuung der Störungsanzahl über einen alternativen Modellansatz abgebildet, der sich aufgrund der unterschiedlichen statistischen Datenverfügbarkeit für atmosphärische und fremde Einwirkungen unterscheidet.



Bild 3.2:Störungsanlässe mit unterschiedlichen stochastischen Einflüssen auf die
jährliche Störungsanzahl des Netzbetreibers

Wie groß der Anteil der einzelnen Anlässe an der Gesamtstörungsanzahl ausfällt und wie groß die absolute Störungsanzahl ist, hängt wesentlich von der Anzahl und dem Typ der eingesetzten Betriebsmittel ab, die als Eingangsdaten in das Verfahren eingehen (siehe Kapitel 2.6.1).

3.2.1 Poissonverteilte Störungsanzahl

Der Teil der Störungen, der einer Poissonverteilung unterliegt, wird ausschließlich über die Erwartungswerte definiert (vgl. Anhang B.1). Da die Streuung nicht separat anhand von Parametern abgebildet werden muss, wird für die Bestimmung der Erwartungswerte der Störungsanzahl eine Störungshäufigkeitsmatrix nach Gleichung 2.3 in Kapitel 2.6.1 auf Basis der gesamten Störungsdaten der FNN-Statistik erstellt. Tabelle 3.1 zeigt die Matrix mit Werten pro 100 Einheiten (km oder Anzahl). Die Betriebsmitteltypen werden dabei analog zum Vorgehen in Kapitel 2.6.3 unterschieden. Neben den Leitungen weisen die Schaltanlagen und dabei insbesondere die Freiluftschaltanlagen die höchste Störungshäufigkeit auf. Aufgrund der im Vergleich zu den Leitungskilometern und der Stationsanzahl geringen Anzahl von Schaltanlagen in einem Netz haben diese hohen Störungshäufigkeiten nur einen kleinen Einfluss auf die Gesamtanzahl an Störungen.

	Sonstige AE	Bäume	Tiere	Sonstige FE	keA	Sonstige
Freileitung	0,35	0,59	0,22	0,31	1,19	0,05
Kabel	0,05	0,00	0,01	0,05	1,61	0,03
Maststation	0,10	0,05	0,45	0,03	0,81	0,05
Kompaktstation	0,02	0,00	0,01	0,02	0,17	0,04
GebStation	0,07	0,00	0,03	0,02	0,25	0,07
Einbaustation	0,03	0,00	0,02	0,03	0,27	0,26
Sonstige ONS	0,08	0,01	0,06	0,05	0,41	0,84
Freiluftschaltanlage	1,07	0,27	11,01	0,68	12,64	1,83
Gas. Schaltanlage	0,10	0,00	0,07	0,05	2,04	1,45
Innenraumschaltanl.	0,26	0,00	0,12	0,04	0,68	0,34
Sonst. Schaltanlage	0,09	0,00	0,13	0,06	0,73	0,25
Sonstige BM	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,06

Tabelle 3.1:Störungshäufigkeit pro 100 km Leitungslänge bzw. 100 Einheiten unterteilt
nach Betriebsmitteltyp und Anlass aus der FNN-Statistik

Anhand der berechneten Störungshäufigkeiten aus der FNN-Statistik, die aufgrund des großen Datenkollektivs eine hohe Genauigkeit aufweisen, und den Betriebsmitteldaten des betrachteten Netzbetreibers werden die Erwartungswerte der Störungsanzahl für jeden Anlass nach Gleichung 3.1 berechnet.

$$\lambda_{NB,Anlass} = \sum_{BM} H_{Anlass,BM} \cdot G_{NB,BM}$$
(3.1)

Aus den Erwartungswerten der Störungsanzahl pro Anlass können für den betrachteten Netzbetreiber auch die Störungshäufigkeiten für die festgelegten Bezugsgrößen berechnet werden. Exemplarisch ist in Gleichung 3.2 die Berechnungsformel für Baumstörungen angegebenen. Wenn die Betriebsmittelzusammensetzung des Netzbetreibers mit der Zusammensetzung in der FNN-Statistik übereinstimmt, ergibt sich für die Störungshäufigkeit der Wert aus Tabelle 2.2.

$$H_{Baum,FL} = \frac{\lambda_{NB,Baum}}{l_{FL}}$$
(3.2)

Eine belastbare Ableitung der Störungshäufigkeit pro Anlass aus den individuellen Netzbetreiberdaten ist insbesondere bei selten auftretenden Störungen nur für größere Netzbetreiber mit einer ausreichenden Anzahl von Störungen möglich.

Störungen ohne erkennbaren Anlass treten nach Bild 2.10 größtenteils auf Kabeln auf. Da die Störungshäufigkeit bei diesem Anlass wesentlich vom eingesetzten Kabeltyp abhängt, wird hier zusätzlich ein Korrekturfaktor für die Störungshäufigkeit in Abhängigkeit von

dem Kabeltyp eingeführt. Weicht der Anteil der bei einem betrachteten Netzbetreiber eingesetzten Kabeltypen vom Durchschnitt über alle Netzbetreiber ab, erfolgt eine entsprechende Anpassung der Störungshäufigkeit. Aus den resultierenden Poissonverteilungen für die einzelnen Anlässe werden anhand gleichverteilter Zufallszahlen *U* für jede Verfahrensiteration einzelne Werte gezogen (vgl. Anhang B.1).

3.2.2 Abbildung der Störungsanzahl durch Erd- und Baggerarbeiten

Die Störungsanzahl durch Erd- und Baggerarbeiten folgt je nach Netzbetreibergröße den in Bild 2.13 dargestellten Weibullverteilungen. Für die *k* Größenklassen ergibt sich die zufällig gezogene Störungshäufigkeit für einen Iterationsschritt aus der Inversen der angepassten Verteilungen nach Gleichung 3.3, die anschließend mit der Kabellänge l_{κ} des betrachteten Netzbetreibers zur Ermittlung der Störungsanzahl multipliziert wird (vgl. Anhang B.3).

$$F_{Bagger,k}^{-1}(u) = -\lambda_{Bagger}(\ln(u))^{\frac{1}{\beta_k}}$$
(3.3)

Der eingesetzte Skalenfaktor $\lambda_{Bagger} = 0,005$ entspricht dabei dem durchschnittlichen Erwartungswert der Störungshäufigkeit zwischen den Jahren 2004 und 2009 (vgl. Bild 2.14). Damit erfolgt eine Trendbereinigung des in Tabelle 2.2 noch für den Zeitraum von 1994 bis 2009 berechneten Wertes für die Störungshäufigkeit. Eine derart vereinfachte Korrektur des Trends bei fester relativer Streuung der Verteilung stellt eine Näherung dar, da eine Änderung des Erwartungswertes sich grundsätzlich auch auf die Streuung auswirkt. Die Auswirkung auf die Formfaktoren kann aber weder theoretisch belastbar abgeschätzt noch auf Basis der empirischen Daten ermittelt werden.

Der Wert des Skalenfaktors ist darüber hinaus für Netzbetreiber, die sowohl 10-kV- als auch 20-kV-Netze betreiben, hinreichend genau. Bei Netzbetreibern mit einheitlicher Betriebsspannung ist λ_{Bagger} für 10-kV-Netze um 12 % zu erhöhen und für 20 kV- bzw. 30 kV-Netze um 12 % zu reduzieren. Die Anpassung stellt eine indirekte Berücksichtigung der Versorgungsaufgabe dar, die eine Korrelation mit der Spannungsebene aufweist.

3.2.3 Modell der Anzahl von Gewitter- und Sturmstörungen

Für die Störungsanzahl durch Sturm- oder Gewitterereignisse ist grundsätzlich das gleiche Vorgehen wie für die Störungsanzahl durch Erd- und Baggerarbeiten möglich. Da hier jedoch statistische Daten zu den Ursachen der Störungen vorliegen und anhand dieser Daten eine genauere Abbildung der stochastischen Streuung für den individuellen Netzbetreiber möglich ist, wird das in Kapitel 2.6.1 bereits analysierte Modell auf Basis der Regressionsanalyse verwendet. Da der Erwartungswert der Wetterereignisse eine regionale Abhängigkeit aufweist und die stochastische Streuung von der geografischen Ausdehnung des Netzbetreibers abhängt, stellen regionale Lage und Ausdehnung neben den Betriebsmitteldaten zusätzliche Eingangsgrößen des Netzbetreibers dar.



Bild 3.3:Ablauf der Ermittlung zufälliger jährlicher Störungsanzahlen ausgehend von
der Verteilung der Ereignistage

Der Ablauf einer Verfahrensiteration zur Bestimmung der Störungsanzahl für ein Jahr *i* ist in Bild 3.3 dargestellt. Die zufällige Ermittlung einer Störungsanzahl nach der Monte-Carlo Methode erfolgt in zwei Schritten. Zunächst wird eine zufällige Anzahl von Wetterereignisse x_i^E aus der Normalverteilung für die Sturm und Gewitterereignisse gezogen. Die Parameter der Normalverteilung hängen von der regionalen Lage und der Fläche des Netzbetreibers ab. Mit diesem Wert erfolgt anhand der Regressiongerade die Bestimmung des Erwartungswertes y_i für die zugehörige Störungshäufigkeit. Zu diesem Erwartungswert wird anschließend ein zufälliger Wert v_i^E aus der Verteilung für den Streuterm um die Regressionsgerade addiert. Die Berücksichtigung der Netzbetreibergröße erfolgt über den Formfaktor β_k , der für die in Kapitel 2.6.1 vorgestellten Größenklassen k berechnet wird. Die Anzahl von Störungen x_i^{St} ergibt sich abschließend aus der Multiplikation der zufällig gezogenen Störungshäufigkeit mit der Freileitungslänge l_{FL} des Netzbetreibers nach Gleichung 3.4:

$$x_{i}^{St} = \left(p_{1}x_{i}^{E} + p_{2} + v_{i}^{E}\right) \cdot l_{FL}$$
(3.4)

3.3 Störungsauswirkung

In diesem Verfahrensblock werden für die im Verfahrensblock ,Störungshäufigkeit' ermittelte Störungsanzahl die möglichen Versorgungsunterbrechungen gezogen. Die ermittelte Störungsanzahl für ein Jahr wird dabei nach den Störungsanlässen unterschieden. Die Versorgungsunterbrechungen liegen als Datenkollektive nach den in Kapitel 2.6.3 identifizierten Differenzierungsmerkmalen

- Betriebsmitteltyp,
- Spannungsebene und
- Sternpunktbehandlung

vor. Daher muss eine geeignete Zuordnung der Störungsanzahl pro Anlass zu den Datenkollektiven der Versorgungsunterbrechungen erfolgen. Zusätzlich ist die in Kapitel 2.6.2 analysierte Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung geeignet zu berücksichtigen, so dass im Verfahren nicht jede Störung zu einer Versorgungsunterbrechung führt.

3.3.1 Störungszuordnung zu den Versorgungsunterbrechungen

Auf Basis der auf alle Anlässe erweiterten Störungshäufigkeitsmatrix aus Kapitel 3.2.1 und der Betriebsmitteldaten des betrachteten Netzbetreibers lassen sich nach Bild 3.4 Verteilungsschlüssel für die Zuordnung der Störungsanzahl pro Anlass zu den Datenkollektiven der Versorgungsunterbrechungen ermitteln.

Die Betriebsmittelanzahlen des Netzbetreibers werden in einer dreidimensionalen Matrix entsprechend der Differenzierungsmerkmale als Eingangsdaten übergeben. Jede Spalte dieser Matrix wird mit der Störungshäufigkeitsmatrix multipliziert, die sich für die einzelnen Anlässe nur hinsichtlich der Betriebsmittel unterscheidet. Aus den berechneten Störungsanzahlen pro Betriebsmittel, Spannungsebene und Sternpunktbehandlung, bezogen auf die Summe aller berechneten Störungen pro Störungsanlass, ergibt sich der prozentuale Verteilungsschlüssel, der auf die aus dem Block "Störungshäufigkeit" übergebene Störungsanzahl angewendet wird.



Bild 3.4:Ermittlung des Verteilungsschlüssels für die Zuordnung der Störungsanzahl
pro Anlass auf die unterteilten VU-Daten

Der Verteilungsschlüssel für einen betrachteten Netzbetreiber ist folglich konstant, während die übergebene Störungsanzahl eine stochastische Streuung aufweist. Die in Realität zu erwartende zusätzliche Schwankung des Verteilungsschlüssels wird an dieser Stelle vernachlässigt. Nach der Zuordnung der Störungsanzahl pro Anlass zu den nach Betriebsmittel, Spannungsebene und Sternpunktbehandlung unterschiedenen Versorgungsunterbrechungen folgt die in Kapitel 3.3.2 beschriebene Ziehung der Auswirkungen.

Eine alternative und vereinfachte Vorgehensweise, die sich für die Niederspannungsebene anbietet, ist die Unterteilung der Versorgungsunterbrechungsdaten nach dem Störungsanlass. Damit ist eine direkte Zuordnung der Störungsanzahlen zu den Versorgungsunterbrechungen möglich. Aus Kapitel 2.6.1 und Bild 3.4 ist bekannt, dass jeder Störungsanlass eine unterschiedliche Zusammensetzung der Fehlerorte aufweist. Somit wird über den Störungsanlass bereits indirekt der Einfluss des Fehlerortes der Störung berücksichtigt. Da die Niederspannungsebene eine einheitliche Spannungsebene und Sternpunktbehandlung aufweist und die Abbildung der Störungshäufigkeit nur näherungsweise erfolgen kann, liefert eine Zuordnungsmatrix hier keinen zusätzlichen Nutzen. In der Mittelspannungsebene würde bei diesem vereinfachten Vorgehen der Umstand ausgenutzt, dass zusätzlich eine Abhängigkeit zwischen der Wahl des Betriebsmittels und der Spannungsebene bzw. Sternpunktbehandlung existiert. In ländlichen Regionen findet man beispielsweise überwiegend 20-kV-Netze mit Erdschlusskompensation und höherem Freileitungsanteil vor. Der Anteil von Versorgungsunterbrechungen durch Störungen aufgrund atmosphärischer Einwirkungen enthält folglich neben dem dominierenden Fehlerort ,Freileitung' einen größeren Anteil Auswirkungen aus 20-kV-Netzen mit Erdschlusskompensation. Auch wenn diese Zusammenhänge für einen Großteil der Netzbetreiber zutreffen, kann es für den einzelnen Netzbetreiber zu nennenswerten Abweichungen kommen. Daher wird für die Mittelspannungsebene der Ansatz über die Zuordnungsmatrix nach Bild 3.4 verfolgt, der die spezifische Betriebsmittelzusammensetzung eines Netzbetreibers genauer berücksichtigt.

3.3.2 Ziehung der Versorgungsunterbrechungen

Aufgrund der Korrelation von Dauer und Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung (siehe Kapitel 2.6.3) erfolgt für jede Versorgungsunterbrechung eine gekoppelte Betrachtung in Form von Wertepaaren aus MVA und MVAmin. Bild 3.5 zeigt exemplarisch das Datenkollektiv der Versorgungsunterbrechungen durch Maststationsstörungen in 20-kV-Netzen mit Erdschlusskompensation. Die FNN-Statistik umfasst für diese Teilmenge ca. 2800 Versorgungsunterbrechungen.


Bild 3.5: Kollektiv der empirischen VU-Daten zur Abbildung von Versorgungunterbrechungen durch Maststationsstörungen in 20-kV-Netzen mit Erdschlusskompensation

Die Daten der Versorgungsunterbrechungen können als Vektor mit einer entsprechenden Anzahl von Einträgen betrachtet werden. Bei der Zuordnung von Störungen zu diesem Datenvektor anhand der Zuordnungsmatrix erfolgt eine zufällige Ziehung mit einer gleichverteilten Zufallszahl zwischen 0 und der Anzahl von Elementen des Datenvektors. Damit werden für alle Störungen zufällige Wertepaare aus den unterschiedlichen Datenkollektiven der Versorgungsunterbrechungen gezogen. Mit den iterativ gezogenen Versorgungsunterbrechungen werden anschließend die Zuverlässigkeitskenngrößen nach Verfahren b in Tabelle 2.1 berechnet.

3.3.3 Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung

Die Wahrscheinlichkeit, dass es infolge einer Störung nicht zu einer Versorgungsunterbrechung kommt, wird in den Verfahrensblock "Störungsauswirkung" und dabei in die Datenkollektive der Versorgungsunterbrechungen integriert. Die Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung wird aufgrund fehlender erfasster Daten für die in Kapitel 2.6.2 beschriebenen Einflussfaktoren im Verfahren als Erwartungswert abgebildet und stellt, da aus den individuellen Störungsdaten der Netzbetreiber ermittelt, für jeden Netzbetreiber eine Eingangsgröße dar. Die stochastische Streuung dieses Wertes wird im Verfahren derart berücksichtigt, dass die in Kapitel 3.3.2 zufällige Ziehung einer Versorgungsunterbrechung auch den Fall einer Störung ohne Versorgungsunterbrechung enthält, bei der Ausmaß und Dauer Null sind. Zu den in Bild 3.5 exemplarisch dargestellten Auswirkungen der Versorgungsunterbrechungen ist folglich eine Anzahl von Datenpunkten im Ursprungspunkt zu ergänzen, die im Verhältnis zur Anzahl von Versorgungsunterbrechungen die Wahrscheinlichkeit für eine Störung ohne Versorgungsunterbrechung abbildet.

Da die VU-Wahrscheinlichkeit für jeden Netzbetreiber anhand seiner empirischen Störungsdaten ermittelt wird, kann die VU-Wahrscheinlichkeit bei kleinen Netzbetreibern mit einer geringen Störungsanzahl nicht für alle unterschiedlichen Datenkollektive der Versorgungsunterbrechungen belastbar bestimmt werden. In diesen Fällen wird die über alle Netzbetreiber ermittelte mittlere VU-Wahrscheinlichkeit für die Datenkollektive verwendet. Bei einer Unterscheidung der Versorgungsunterbrechungen nach dem Störungsanlass lassen sich für kleinere Netzbetreiber die individuellen VU-Wahrscheinlichkeiten aufgrund des geringeren Differenzierungsgrades der Versorgungsunterbrechungen mit einer größeren Belastbarkeit ermitteln.

4 **EXEMPLARISCHE UNTERSUCHUNGEN**

In diesem Kapitel wird die mithilfe des in Kapitel 3 vorgestellten Verfahrens ermittelte Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen für unterschiedliche Netzbetreiber vorgestellt. In Kapitel 4.1 erfolgt zunächst die Ermittlung der Kenngrößenverteilung für einzelne Netzbetreiber aus der FNN-Statistik und ein anschließender Vergleich mit den vorliegenden empirischen Stichproben der Zuverlässigkeitskenngrößen dieser Netzbetreiber. Dadurch soll die grundsätzliche Übereinstimmung der simulierten stochastischen Streuungen mit den Stichproben aufgezeigt und damit die Funktionalität des Verfahrens nachgewiesen werden.

Anschließend folgt in Kapitel 4.2 die Betrachtung theoretischer Netzbetreiberszenarien, bei denen die Eingangsdaten den Durchschnitt der in der FNN-Statistik erfassten Netzbetreiber darstellen oder der Wert einzelner Eingangsparameter in einem theoretischen Eingangsdatensatz variiert wird. Anhand dieser Szenarien werden sowohl die Auswirkungen einzelner als auch mehrerer untereinander korrelierter Einflussfaktoren auf die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen aufgezeigt.

Abschließend erfolgt in Kapitel 4.3 ein Ausblick auf den Nutzen der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen im Kontext der Qualitätsregulierung. Soweit nicht explizit angegeben beziehen sich die Betrachtungen ausschließlich auf die Mittelspannungsebene. Die ermittelten Verteilungen basieren auf einer Simulationsdauer von 10.000 Jahren, so dass auch das Auftreten seltener Ereignisse, die durch die Monte-Carlo-Methodik zu erfassen sind, ausreichend berücksichtigt wird.

4.1 Kenngrößenverteilung realer Netzbetreiber

Im Folgenden werden exemplarisch reale Netzbetreiber aus der FNN-Statistik betrachtet und die simulierten Verteilungen für die Störungsanzahl und die Zuverlässigkeitskenngrößen mit den empirischen Stichproben der Netzbetreiber verglichen. Der Vergleich stellt eine bestmögliche Validierung des Verfahrens bei verbleibenden Unsicherheiten dar, da der Umfang der empirischen Stichproben weder die reale Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen des betrachteten Netzbetreibers hinreichend genau abbildet noch die simulierte Verteilung durch die Stichprobe belastbar bestätigt werden kann. Neben dem Hinweis auf die richtige Abbildung der Kenngrößenverteilung ergeben sich aus dem Vergleich zusätzlich Hinweise auf die natürlichen Grenzen der Simulation, die sich aus der in dieser Arbeit notwendigen Zusammenfassung von Störungs- und Versorgungsunterbrechungsdaten vieler Netzbetreiber und einer begrenzten Anzahl in der FNN-Statistik erfasster Differenzierungsmerkmale zwischen den Netzbetreibern ergeben.

Aus der Verfahrensbeschreibung zur Ermittlung der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen in Kapitel 3 ergeben sich für den einzelnen Netzbetreiber folgende Eingangsdaten:

• Betriebsmitteldaten

Die Zahl der Betriebsmittel repräsentiert die Größe des Netzbetreibers. Darüber hinaus ist der Betriebsmitteltyp sowohl für die Störungsanzahl als auch für die Auswirkung der Versorgungsunterbrechung relevant.

• Spannungsebene und Sternpunktbehandlung

Die primär die Auswirkung einer Versorgungsunterbrechung beeinflussende Spannungsebene und Sternpunktbehandlung bildet indirekt auch Einflüsse der Versorgungsaufgabe ab. Die Betriebsmittelanzahl wird daher nach der Spannungsebene und der Sternpunktbehandlung unterschieden.

• Geografische Lage und Fläche

Die geografische Lage ermöglicht die Berücksichtigung regionaler Besonderheiten der atmosphärischen Einwirkungen von Sturm und Gewitter. Für die betrachteten Netzbetreiberszenarien wird für die Sturmereignisse zwischen Nord- und Süddeutschland unterschieden. Die Netzausdehnung hat einen geringen Einfluss auf die stochastische Streuung der Sturm- und Gewittertage.

Die Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung stellt für die Netzbetreiber ebenfalls ein Eingangsdatum dar, soweit die Daten der Netzbetreiber ihre Bestimmung nach den zu unterscheidenden Betriebsmitteltypen, Spannungsebenen und Sternpunktbehandlungen zulassen (vgl. Kapitel 3.3.3). Insbesondere für kleine Netzbetreiber muss aufgrund zu kleiner empirischer Stichproben teilweise auf die aus der FNN-Statistik über alle Netzbetreiber gemittelten Wahrscheinlichkeiten zurückgegriffen werden.

4.1.1 Verteilung der Störungsanzahl

Zunächst wird die Verteilung der Störungsanzahl als wesentliche Ursache für die stochastische Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen betrachtet. Auswahlkriterium für die im Folgenden betrachteten drei Netzbetreiber war neben einer möglichst hohen zeitlichen Netzkonstanz eine hinreichende Durchmischung unterschiedlicher Größenklassen, geografischer Lagen und Freileitungsanteile. Als Eingangsdatensätze werden die Mittelwerte der Netzdaten über die Jahre 2004 bis 2009 verwendet, da es bei fast allen Netzbetreibern in der Statistik im Verlauf der Jahre zu kleineren oder größeren Änderungen im Netz kommt, die die Streuung der Störungsanzahl beeinflusst. Die Eckdaten der betrachteten Netzbetreiber sind in Tabelle 4.1 aufgelistet.

	NB 1	NB 2	NB 3
SKL [km]	1.700	2.900	20.000
Freileitungsanteil [%]	40	7	35
Fläche [km²]	< 10.000	<10.000	< 20.000
geografische Lage	Süd	Süd	Nord
Netzinformation	20 kV, komp	20 kV, komp	80 %: 20 kV, komp 20%: 10 kV, komp
Bemessungsscheinleistung [MVA]	650	2500	6100

Tabelle 4.1: Eckdaten der exemplarisch betrachteten Netzbetreiber

Bild 4.1 zeigt die simulierte Streuung der Störungsanzahl für Netzbetreiber 1 und die empirischen Stichproben (6 Werte) unterteilt nach den Anlassklassen. Die Streuung der empirischen Stichproben wird für die einzelnen Anlassklassen und die Summe der Störungsanzahl durch den 90 % Wertebereich der simulierten Verteilung abgedeckt. Der 90 % Wertebereich beschreibt den Bereich zwischen dem 5 %- und dem 95 %-Quantil.



Bild 4.1:Vergleich der simulierten Streuung der Störungsanzahl mit den empirischen
Stichproben für Netzbetreiber 1

Bei den Mittelwerten zeigen sich jedoch teilweise systematische Unterschiede zwischen der Simulation und der empirischen Stichprobe, insbesondere für Störungen ohne erkennbaren Anlass. Für den betrachteten Netzbetreiber weist die Stichprobe der Störungen ohne erkennbaren Anlass auf eine geringere mittlere Störungshäufigkeit hin, da der Mittelwert der Stichprobe deutlich vom Erwartungswert der simulierten Verteilung abweicht. Mögliche Ursachen können die Altersstruktur der Betriebsmittel oder eine aufwendige Instandhaltungsstrategie sein. Ferner ist ersichtlich, dass in der Simulation wie auch bei der empirischen Stichprobe die Streuung der Gesamtstörungsanzahl deutlich durch die Störungen infolge atmosphärischer Einwirkungen dominiert wird.

Anhand des KS-Tests kann nach einer gegebenenfalls nötigen Korrektur des systematischen Unterschieds vereinfacht geprüft werden, ob die Streuung der Stichprobe signifikant von der Streuung der Simulation abweicht. Durch die große Anzahl simulierter Jahre stellt die Stichprobe der simulierten Störungsanzahl in guter Näherung die Grundgesamtheit dar, mit der die empirische Stichprobe verglichen wird. Für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von $\alpha = 5 \%$ kann für Netzbetreiber 1 kein signifikanter Unterschied zwischen den simulierten Verteilungen und den Stichproben festgestellt werden. Dabei ist für die Gesamtstörungsanzahl keine Korrektur der mittleren Störungsanzahl erforderlich, wohl aber für die Störungsanzahl ohne erkennbaren Anlass.

Für Netzbetreiber 2 ist der Vergleich der Simulation mit der empirischen Stichprobe in Bild 4.2 dargestellt. Durch den deutlich geringeren Freileitungsanteil ergibt sich eine ähnliche Streuung der Störungsanzahl für alle Anlassklassen.



Bild 4.2:Vergleich der simulierten Streuung der Störungsanzahl mit den empirischen
Stichproben für Netzbetreiber 2

Die Streuung der Gesamtstörungsanzahl ist im Vergleich dazu deutlich größer. Systematische Abweichungen sind für diesen Netzbetreiber nicht zu erkennen. Der KS-Test zeigt für die einzelnen Anlassklassen keinen signifikanten Unterschied zwischen der empirischen Stichprobe und der Simulation. Für Störungen infolge atmosphärischer Einwirkungen und ohne erkennbaren Anlass liegt nur ein Stichprobenwert deutlich außerhalb des dargestellten 90 % Wertebereichs. Die Gesamtanzahl der Störungen zeigt einen signifikanten Unterschied zwischen Simulation und Stichprobe. Die deutlich größere Streuung der empirischen Stichprobe wird in diesem Fall durch einen ungewöhnlich hohen Anteil stark streuender sonstiger Störungen verursacht. Dieser Anteil, der bei einem Netzbetreiber in der Regel bei ca. 5 % liegt, überschreitet bei diesem Netzbetreiber 30 %.

Anhand des Vergleichs für Netzbetreiber 3 in Bild 4.3 wird deutlich, dass auch für sehr große Netzbetreiber die Streuung der Störungen infolge atmosphärischer Einwirkungen hoch ist und durch die empirischen Daten bestätigt wird.



Bild 4.3:Vergleich der simulierten Streuung der Störungsanzahl mit den empirischen
Stichproben für Netzbetreiber 3

Bei diesem Netzbetreiber ergibt die Simulation für alle Anlässe eine geringere mittlere Störungsanzahl als die Stichprobe erwarten lässt. Ohne eine Korrektur des Mittelwertes der Stichprobe ergibt sich mit Ausnahme der atmosphärischen Einwirkungen ein signifikanter Unterschied zwischen der Simulation und den Stichproben. Die Streubreite der Stichproben weicht aber auch in diesem Beispiel nicht signifikant von der simulierten Streuung ab.

Als Fazit ist festzuhalten, dass die simulierte stochastische Streuung der Störungsanzahl durch die empirischen Stichproben der betrachteten Netzbetreiber bestätigt wird. Analoge Ergebnisse wurden auch für weitere Netzbetreiber aus der FNN-Statistik ermittelt. Allerdings existieren in einigen Fällen insbesondere bei Störungen ohne erkennbaren Anlass signifikante Unterschiede bei der mittleren Störungshäufigkeit zwischen den Netzbetreibern. Dies führt beim Vergleich zwischen den Stichproben und der Simulation zu positiven und negativen systematischen Abweichungen. Dabei ist jedoch zu berücksichtigen, dass ein Mittelwert aus sechs Stichprobenwerten den Erwartungswert nur ungenau repräsentiert und eine genaue Übereinstimmung folglich nicht zu erwarten ist. Auch zeigt sich bei Störungen infolge atmosphärischer Einwirkungen bei großen Netzbetreibern vereinzelt eine geringere Streuung in der Stichprobe. Im konkreten Fall ist nach einer genaueren Parametrierung in Zusammenarbeit mit dem Netzbetreiber eine weitere Verbesserung des bereits guten Simulationsergebnisses zu erwarten. Das Verfahren zur Simulation der stochastischen Streuung der Störungsanzahl kann demnach als grundsätzlich belastbar bewertet werden.

4.1.2 Kenngrößenverteilung

Für die in Kapitel 4.1.1 betrachteten Netzbetreiber wird im Folgenden die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen berechnet und mit den empirischen Stichproben aus der FNN-Statistik verglichen. Der Erwartungswert der Störungsanzahl ohne erkennbaren Anlass wird für Netzbetreiber 1 und 3 im Verfahren auf die spezifischen empirisch beobachteten Mittelwerte angepasst.

Bezogen auf die Stromkreislänge hat Netzbetreiber 3 die geringste installierte Bemessungsscheinleistung. In Kombination mit dem hohen Freileitungsanteil und den höheren Störungsanzahlen sind für Netzbetreiber 3 die schlechtesten Werte der Zuverlässigkeitskenngrößen zu erwarten. Dem gegenüber ist für Netzbetreiber 2 aufgrund der hohen installierten Leistung und des geringen Freileitungsanteils von einem guten Kenngrößenniveau auszugehen.

Bild 4.4 zeigt die Streuung der Unterbrechungshäufigkeit H_{μ} anhand des 90 % Wertebereichs und die empirischen Stichproben aus der FNN-Statistik für die betrachteten Netzbetreiber. Für Netzbetreiber 1 und 3 liegen die Stichproben der Unterbrechungshäufigkeit im prognostizierten Bereich. Für Netzbetreiber 2 stellt sich eine etwas größere Streuung der empirischen Stichprobe aufgrund der bereits festgestellten größeren Streuung der Störungsanzahl in Bild 4.2 ein. Für ein durchschnittliches Maß sonstiger Störungen ist für einen Netzbetreiber mit vergleichbaren Eingangsdaten eine geringere Streuung zu erwarten.



Bild 4.4:Vergleich der simulierten Streuung der Unterbrechungshäufigkeit mit den
empirischen Stichproben für exemplarische Netzbetreiber

Durch die Angleichung der erwarteten Störungsanzahl ohne erkennbaren Anlass zwischen Simulation und empirischer Stichprobe und die damit näherungsweise Übereinstimmung der erwarteten Gesamtstörungsanzahl geben deutliche negative oder positive systematische Abweichungen der Stichprobe bei der Unterbrechungshäufigkeit einen Hinweis auf durchschnittlich kleinere oder größere Schutzbereiche bzw. installierte Bemessungsscheinleistungen im Netz des betrachteten Netzbetreibers. Dieses ist bei den hier betrachteten Netzbetreibern nicht zu beobachten. Ein vergleichbarer Effekt kann durch den flächendeckenden Einsatz von Umschaltautomatiken entstehen, die in der Mittelspannung aufgrund hoher Kosten und aufwendiger technischer Umsetzung bisher allerdings selten vorkommen.

In Bild 4.5 sind die Streuung der Nichtverfügbarkeit Q_{μ} und die empirischen Stichproben der exemplarisch betrachteten Netzbetreiber dargestellt. Für Netzbetreiber 1 und 3 ist ein signifikanter Unterschied zwischen der simulierten Verteilung und der empirischen Stichprobe gegeben. Die Abweichung resultiert aus einem systematischen Unterschied bei der Unterbrechungsdauer. Da für die Strategie der Netzbetreiber bei der Störungsbeseitigung kein beschreibendes Merkmal in der FNN-Statistik vorliegt und folglich auch kein Eingangsparameter für die Simulation existiert, ergibt sich aus der Simulation nur eine geringe Änderung der Unterbrechungsdauer in Abhängigkeit von den im Verfahren berücksichtigten Einflussfaktoren. Diese Änderung resultiert aus unterschiedlichen mittleren Dauern der Versorgungsunterbrechungsdauer von ca. 57 min für Netzbetreiber 1 und ca. 54 min für Netzbetreiber 3. Die empirischen Daten ergeben für Netzbetreiber 1 jedoch eine durchschnittliche Unterbrechungsdauer von 30 min und für Netzbetreiber 3 von 77 min.



Bild 4.5:Vergleich der simulierten Streuung der Nichtverfügbarkeit mit den empiri-
schen Stichproben für exemplarische Netzbetreiber

Liegt eine belastbare Prognose über die zu erwartende durchschnittliche Dauer einer Versorgungsunterbrechung für einen Netzbetreiber vor, kann dies über einen Korrekturfaktor bei den in der Simulation gezogenen Versorgungsunterbrechungen berücksichtigt werden, was einer systematischen Verschiebung der Verteilung bei gleicher relativer Streuung entspricht. Wird für Netzbetreiber 1 der Mittelwert der Stichprobe als belastbar angenommen, ergibt sich für die Unterbrechungsdauer ein Korrekturfaktor von ca. 0,53, der auf die Dauer jeder zufällig gezogenen Versorgungsunterbrechung angewendet wird. Im Vergleich zur Unterbrechungshäufigkeit, bei der systematische Unterschiede aufgrund individueller Strategien für die Schutzbereiche nur in geringem Maße vorkommen, sind die Auswirkungen individueller Strategien bei der Störungsbeseitigung in nennenswerter Größenordnung bei den exemplarisch betrachteten Netzbetreibern zu beobachten.

Insgesamt kann die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen mithilfe des Verfahrens verlässlich ermittelt werden. Grenzen der Anwendbarkeit ergeben sich jedoch durch systematische Abweichungen in den Auswirkungen einer Versorgungsunterbrechung aufgrund nicht erfasster individueller Eigenschaften des Netzbetreibers gegenüber dem Durchschnitt aller Netzbetreiber in der FNN-Statistik. Mit Ausnahme sehr großer Netzbetreiber (z.B. Netzbetreiber 3) beschreiben die Versorgungsunterbrechungsdaten der individuellen Netzbetreiber die stochastische Streuung der Auswirkung aufgrund des geringen Umfangs nicht hinreichend genau. Daher erfolgt, auch vor dem Hintergrund der beobachteten übereinstimmenden Streuung zwischen Simulation und Stichprobe bei ähnlichen Erwartungswerten, die Berücksichtigung der systematischen Abweichung in den Auswirkungsverteilungen durch die Anpassung der Erwartungswerte anhand von Korrekturfaktoren.

4.2 Kenngrößenverteilung für Netzbetreiberszenarien

Nach der Betrachtung realer Netzbetreiber in Kapitel 4.1 folgt in diesem Kapitel die Ermittlung der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen für theoretische Netzbetreiberszenarien. Anhand der Szenarien wird der Einfluss einzelner Einflussfaktoren auf die Kenngrößenverteilung durch die Variation der in Kapitel 4.1 dargestellten Eingangsdaten dargestellt. Die Ergebnisse geben einem Netzbetreiber konkrete Hinweise auf die für ihn zu erwartende Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen. Der Einfluss der Lage und der geografischen Fläche wird nur anhand des Basisszenarios in Kapitel 4.2.1 untersucht. Aufgrund des geringen Einflusses dieser Faktoren wird für alle weiteren Szenarienbetrachtungen eine geografische Fläche kleiner als 10.000 km² und Süddeutschland als geografische Lage angenommen.

4.2.1 Basisszenario

Zunächst erfolgt die Ableitung eines vereinfachten Basisszenarios, das hinsichtlich der Betriebsmittelzusammensetzung und der weiteren Netzcharakteristiken dem Durchschnitt der Netzbetreiber der FNN-Statistik entspricht und als Basis für die weiteren Untersuchungen dient. Dabei werden die 30-kV- und 60-kV-Ebene vernachlässigt, da auf diese Spannungsebenen weniger als 3 % der in der FNN-Statistik erfassten Stromkreislänge entfallen. Da in der 20-kV- und 10-kV-Ebene über 80 % der Stromkreislänge zu Netzen mit Erdschlusskompensation gehören, wird für das Basisszenario ausschließlich diese Sternpunktbehandlung betrachtet. In Tabelle 4.2 sind die Grundgesamtheit der Betriebsmittel aus der FNN-Statistik als Summe über die Jahre 2004 bis 2009 und die Aufteilung auf die Spannungsebenen dargestellt.

	Gesamt	Anteil [%] 10 kV, kompensiert	Anteil [%] 20 kV, kompensiert
Freileitung [km]	540.529	12	88
Kabel [km]	951.824	26	74
Maststation	167.457	10	90
Kompaktstation	332.537	19	81
GebStation	484.832	17	83
Einbaustation	51.694	47	53
Station o.U.	255.485	41	59
Freiluftschaltanlage	260	15	85
Gas. Schaltanlage	2.609	16	84
Innenraumschaltanl.	13.359	19	81
Schaltanlage o.U.	16.121	4	96

Tabelle 4.2:In der FNN-Statistik erfasste Summe der Betriebsmittel über die Jahre2004 – 2009 und deren Aufteilung auf die Mittelspannungsebenen

Der Freileitungsanteil an der Gesamtstromkreislänge liegt im Basisszenario bei ca. 36 %. Von der Gesamtstromkreislänge entfallen etwa 20 % auf die 10-kV-Ebene. Anhand der Aufteilung der Betriebsmittel auf die Spannungsebenen zeigen sich der in der Analyse erläuterte Einfluss der Versorgungsaufgabe auf den Einsatz der Betriebsmittel und zusätzlich die Abhängigkeit der Betriebsmittel untereinander. Freileitungen werden häufiger in ländlichen Gebieten und damit in der in diesen Gebieten häufigeren 20-kV-Ebene eingesetzt. Damit entfällt auch der Großteil der erfassten Maststationen auf die 20-kV-Ebene, während bezogen auf die Stromkreislänge ein großer Teil der Einbaustationen in der 10-kV-Ebene eingesetzt wird. Die Kabelstromkreislänge teilt sich zu ca. 46 % auf VPE, 24 % auf papierisolierte, 9 % auf PE und 21 % auf sonstige Kabel auf. Ebenfalls angegeben sind die Anzahl der Stationen und Schaltanlagen ohne Unterscheidung (o.U.) des Typs zur realitätsnahen Abbildung der Betriebsmittelanzahl pro Kilometer Stromkreislänge. Nach der Festlegung der Gesamtstromkreislänge für das Basisszenario auf 3200 km, was einer durchschnittlichen Netzbetreibergröße entspricht, lassen sich die Betriebsmittelanzahlen aus den in Tabelle 4.2 aufgeführten Daten über das Verhältnis der festgelegten Stromkreislänge zur dargestellten Gesamtstromkreislänge berechnen. Die installierte Leistung wird mit 0,5 MVA pro Kilometer Stromkreislänge angenommen und beträgt damit 1600 MVA.

Verteilung der Störungsanzahl

In Bild 4.6 sind zunächst die Verteilungen für die Störungsanzahl pro Jahr in Form von Histogrammen dargestellt. Neben der Verteilung der Gesamtanzahl in Bild 4.6 (d) werden die unterschiedlichen Verteilungen der Störungsanzahl der dominierenden Anlässe in den Diagrammen (a) – (c) dargestellt.



Bild 4.6: Simulierte Verteilung der Störungsanzahl pro Jahr für das Basisszenario:(a) für fremde Einwirkungen, (b) ohne erkennbaren Anlass,(c) für atmosphärische Einwirkungen und (d) für die Gesamtanzahl

Die Verteilung der jährlichen Störungsanzahl infolge fremder Einwirkungen in Bild 4.6 (a) zeigt durch die rechtsschiefe Verteilung deutlich den Einfluss der weibullverteilten Anzahl an Störungen durch Erd- und Baggerarbeiten. Die relative Streuung, ermittelt aus der Standardabweichung dividiert durch den Mittelwert der Verteilung, ist daher für die Störungsanzahl infolge fremder Einwirkungen mit 27 % deutlich größer als der bei einer Poissonverteilung mit 20 %. Die Störungsanzahl ohne erkennbaren Anlass in Bild 4.6 (b) folgt demgegenüber der hier angesetzten idealen Poissonverteilung.

Die Verteilung der Störungsanzahl infolge atmosphärischer Einwirkungen entstammt dem Modell für die Gewitter- und Sturmstörungen (vgl. Kapitel 3.2.2) und einem Anteil poissonverteilter Störungen für sonstige atmosphärische Einwirkungen. Die Überlagerung sorgt in Seite 82

Bild 4.6 (c) für einen steilen Anstieg der relativen Häufigkeit bei geringen Störungsanzahlen und einen flachen Auslauf bei hohen Störungsanzahlen. Die Streuung der Störungsanzahl ist im Vergleich zu den Störungen infolge fremder Einwirkungen und Störungen ohne erkennbaren Anlass deutlich größer, was sich in der Wahl der Histogrammklassen auf der Abszisse widerspiegelt. Die stochastische Streuung der Störungen infolge atmosphärischer Einwirkungen beeinflusst die Streuung der Gesamtanzahl der Störungen in Bild 4.6 (d) daher wesentlich. Der 90 % Wertebereich liegt für die Gesamtanzahl der Störungen zwischen 95 und 238 Störungen pro Jahr. Die relative Standardabweichung ist mit ca. 29 % deutlich größer als bei einer Poissonverteilung, die eine relative Standardabweichung von 8 % aufweist.

Somit ist auch für die Gesamtstörungsanzahl die übliche Annahme einer Poissonverteilung nicht realitätsnah. Ihr Einsatz, auch in bisher verwendeten Zuverlässigkeitsberechnungsverfahren, führt zu einer Unterschätzung der realen Streuung. Die in dieser Arbeit vorgestellten Modelle erlauben hingegen eine deutlich realitätsnähere Modellierung der zu erwartenden Streuung der Störungsanzahl.

Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen

Die Verteilung der jährlich ermittelten Kenngrößen ist für die Unterbrechungshäufigkeit H_u und die Nichtverfügbarkeit Q_u in Bild 4.7 dargestellt. Beide Verteilungen weisen eine starke Ähnlichkeit mit der Verteilung der Störungsanzahl aus Bild 4.6 (d) auf. Bei einem Erwartungswert von E(H_u) = 0,33 1/a ergibt sich für die Unterbrechungshäufigkeit ein 90 % Wertebereich zwischen 0,19 1/a und 0,48 1/a.



Bild 4.7:Verteilung der Kenngrößen Unterbrechungshäufigkeit Hu und Nichtverfüg-
barkeit Qu für das Basisszenario

Für die Nichtverfügbarkeit ergibt sich ein Erwartungswert von $E(Q_u) = 18,1$ min/a mit einer Streuung zwischen 9,9 min/a und 29,1 min/a. Für die Unterbrechungsdauer T_u ergibt sich ebenfalls eine rechtsschiefe Verteilung. Der 90 % Wertebereich liegt zwischen 41,7 min und 71,2 min. Der Erwartungswert liegt bei E(T_u) = 55 min. Die relative Standardabweichung ist bei der Unterbrechungsdauer mit 17 % deutlich niedriger als bei der Unterbrechungshäufigkeit mit 29 % und der Nichtverfügbarkeit mit 33 %. Für die Nichtverfügbarkeit ist gegenüber der Unterbrechungshäufigkeit immer eine höhere Streuung zu erwarten, da sie sich aus dem Produkt von Unterbrechungshäufigkeit und Unterbrechungsdauer ergibt und zwischen diesen Größen keine funktionale Abhängigkeit besteht.

Anhand des Basisszenarios erfolgt zusätzlich eine Abschätzung des Einflusses der Lage des Netzbetreibers und der Ausdehnung seines Netzgebietes auf die stochastische Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen. Aus der Analyse in Kapitel 2.6.1 geht hervor, dass sich die Lage des Netzbetreibers - bei konstanter Größe - nur systematisch in Form eines unterschiedlichen Erwartungswertes der Sturmtageanzahl auf die Störungsanzahl auswirkt (vgl. Bild 2.16). Da Sturmereignisse nur 15 % aller atmosphärischen Störungen ausmachen und weniger als 10 % der Versorgungsunterbrechungen durch Sturmereignisse hervorgerufen werden, ist der Einfluss bei der Betrachtung des Basisszenarios gering. So ändert sich bei der Wahl unterschiedlicher Windzonen der Erwartungswert der Unterbrechungshäufigkeit und der Nichtverfügbarkeit um weniger als 3 %. Auch bei einem größeren Freileitungsanteil an der Gesamtstromkreislänge, bei dem der Anteil atmosphärischer Störungen und Versorgungsunterbrechungen dementsprechend steigt, bleibt der Anteil von Sturmstörungen gegenüber den dominierenden Gewitterstörungen gering. Da die geografische Fläche für 80 % der Netzbetreiber unter 10.000 km² liegt und der Einfluss der Fläche auf die stochastische Streuung der Wetterereignisse erst bei Netzbetreibern mit einer geografischen Fläche über 30.000 km² mit etwa 5-7 % ein relevantes Maß erreicht, wird die Fläche des Netzbetreibers bei der Betrachtung der folgenden Netzbetreiberszenarien nicht weiter berücksichtigt.

Kenngrößenverteilung in der Niederspannungsebene

Bei der Betrachtung der Niederspannungsebene wird das Verfahren zur Bestimmung der Störungsanzahl aus der MS-Ebene übernommen. Eine Anpassung der für die Betriebsmittel der Mittelspannungsebene ermittelten Störungshäufigkeiten an die Niederspannungsebene erfolgt nur für Störungen ohne erkennbaren Anlass, die über eine Poissonverteilung abgebildet werden und für die sich in der Niederspannungsebene ein höherer Erwartungswert ergibt. Weitere Anpassungen der Störungshäufigkeit können nicht vorgenommen werden, da die weiteren Anlässe in der NS-Ebene in Anlassklassen zusammengefasst sind (vgl. Kapitel 2.2.2). Bei der gleichen Gesamtstromkreislänge wie in der MS-Ebene wird der Freileitungsanteil für das Szenario der NS-Ebene auf 14 % – dem Durchschnitt der Netzbetreiber in der FNN-Statistik – reduziert. Die Anzahl der angeschlossenen Letztverbraucher wird mit 150.000 angenommen.

Für die Störungsanzahl ergibt sich ein Erwartungswert von E(Xst) = 130. Der 90 % Wertebereich liegt zwischen 99 und 168 Störungen. Die Streuung ist aufgrund des geringeren Freileitungsanteils im Vergleich zum Basisszenario in der Mittelspannungsebene geringer. Für die Ziehung der Versorgungsunterbrechungen wird das vereinfachte Verfahren angewendet, bei dem die nach den Anlassklassen unterteilte Störungsanzahl den ebenfalls nach diesem Kriterium unterteilten Versorgungsunterbrechungsdaten zugeordnet wird (vgl. Kapitel 3.3.1).

Bild 4.8 zeigt die hierfür ermittelte Verteilung der Nichtverfügbarkeit. Der Erwartungswert der Verteilung beträgt 2,1 min/a und der 90 % Wertebereich liegt zwischen 1,3 min/a und 2,9 min/a. Die relative Standardabweichung liegt bei ca. 25 %. Für die Unterbrechungshäufigkeit mit einem Erwartungswert von 0,015 1/a ergibt sich eine relative Standardabweichung von ca. 19 %.



Bild 4.8: Verteilung der Nichtverfügbarkeit für einen durchschnittlichen Netzbetreiber in der NS-Ebene

Das Auftreten einer zur hier durchgeführten Simulation vergleichbaren Streuung bei einer Vielzahl realer Netzbetreiber aus der FNN-Statistik weist trotz des vereinfachten Ansatzes auf eine praxistaugliche Näherung der Kenngrößenverteilung in der Niederspannungsebene hin. Da die Untersuchungen für die Niederspannungsebene mit einem vereinfachten, aber zum Vorgehen in der Mittelspannungsebene ähnlichen Simulationsansatz durchgeführt werden, sind die grundsätzlichen Aussagen der Untersuchungen in der Mittel- auf die Niederspannungsebene übertragbar. Daher wird bei den weiteren Untersuchungen nur die Mittelspannungsebene betrachtet.

4.2.2 Einfluss des Freileitungsanteils

In diesem Kapitel wird eine Sensitivitätsuntersuchung zum Einfluss des Freileitungsanteils auf die Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen durchgeführt. Dies kann in einfacher Form mithilfe des Basisszenarios und einer kontinuierlichen Veränderung des Freileitungsanteils an der Gesamtstromkreislänge erfolgen. Vereinfachend wird hierbei angenommen, dass keine Korrelationen zwischen dem Freileitungsanteil und den weiteren Betriebsmitteln, beispielsweise der Spannungsebene oder der Sternpunktbehandlung existieren. Bild 4.9



zeigt die Entwicklung des Erwartungswertes und der 5 %- und 95 %-Quantile für die Unterbrechungshäufigkeit und Nichtverfügbarkeit in Abhängigkeit des Freileitungsanteils.

Bild 4.9:Abhängigkeit der stochastischen Streuung von Unterbrechungshäufigkeit und
Nichtverfügbarkeit vom Freileitungsanteil im Netz

Bezogen auf ein reines Kabelnetz führt ein steigender Freileitungsanteil erwartungsgemäß zu einer deutlichen Abnahme der absoluten Versorgungszuverlässigkeit bei gleichzeitigem Anstieg der Streuung. Die wesentliche Ursache für diese Entwicklung ist der deutliche Anstieg der Störungsanzahl und dabei insbesondere der Anstieg atmosphärischer Störungen, die eine größere Streuung aufweisen als beispielsweise Störungen durch Erd- und Baggerarbeiten. Der etwas stärkere Anstieg des Erwartungswertes der Nichtverfügbarkeit ist eine Folge der Überlagerung gegenläufiger Tendenzen bei der Unterbrechungsdauer und dem Ausmaß der Versorgungsunterbrechungen. Während die Unterbrechungsdauer mit steigendem Freileitungsanteil um ca. 20 % steigt, sinkt das Ausmaß einer Versorgungsunterbrechung um etwa 10 % (vgl. Bild 2.21).

Um eine gegenüber der Betrachtung des grundsätzlichen Zusammenhangs anhand des Basisszenarios möglichst realistische Abschätzung der stochastischen Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen in der Praxis zu erhalten, werden zusätzlich Szenarien aus den statistischen Netzbetreiberdaten generiert, bei denen die Betriebsmittelzusammensetzungen und die eingesetzte Spannungsebene und Sternpunktbehandlung in Abhängigkeit vom Freileitungsanteil bestimmt werden. Tabelle 4.3 zeigt die Änderungen der durchschnittlichen Netzdaten in Abhängigkeit vom Freileitungsanteil, wie sie sich aus der FNN-Statistik ergeben. Tabelle 4.3:Durchschnittliche Netzzusammensetzungen in Abhängigkeit vom Freilei-
tungsanteil nach FNN-Statistik (Die Prozentangaben für die Betriebsmittel
beziehen sich für den Kabel- und Freileitungsanteil auf die Gesamtstromkreis-
länge, für den Stationstypenanteil auf die Summe der Stationen und für den
Typ der Schaltanlagen auf die Summe der Schaltanlagen)

Szenarien ,Anteil Freileitung'	0 %	0 % - 20 %	20 % - 40 %	40 % - 60 %	>60 %
Freileitung	0%	7 %	32 %	49 %	65 %
Kabel	100 %	93 %	68 %	51%	35 %
Maststation	0%	4%	21 %	20 %	26 %
Station (Kompakt/Gebäude/ Einbau)	100 %	96 %	79 %	80 %	74 %
Freiluftschaltanlage	0%	3%	1%	0 %	4%
Schaltanlage (gasisol./Innenraum)	100 %	97 %	99 %	100 %	96 %
SKL 10 kV	88 %	61 %	30 %	6 %	0 %
SKL 20 kV	12 %	39 %	70 %	94~%	100 %
SKL isoliert	17 %	4 %	2 %	0 %	0 %
SKL kompensiert	22 %	68 %	88 %	100~%	100 %
SKL no/knospe	61 %	27 %	10%	0 %	0 %
Leistung [MVA]	2490	1860	1180	1150	1000

Da in ländlichen 10-kV- und 20-kV-Netzen der Freileitungsanteil bei maximal 70 % liegt, erfolgt die Klassifizierung der statistischen Netzdaten nur bis zur Klasse größer 60 % Freileitungsanteil. Die Größe des betrachteten Netzbetreiberszenarios wird wie beim Basisszenario über die Stromkreislänge von 3200 km festgelegt.

Mit dem Freileitungsanteil korreliert sind die Anzahl der Maststationen, die Spannungsebene und die Sternpunktbehandlung. Bei der Anzahl an Schaltanlagen zeigt sich für keinen Anlagentyp eine Abhängigkeit vom Freileitungsanteil. Die Zusammenfassung der Stationen und Schaltanlagen entspricht dabei den in Kapitel 2.6.3 ermittelten Unterschieden in der Auswirkungsverteilung. Da sich die Auswirkungsverteilungen der Versorgungsunterbrechungen für die Fehlerorte Maststationen und Freiluftschaltanlagen von den Auswirkungsverteilungen der anderen Stations- und Schaltanlagentypen deutlich unterscheiden, werden diese hier einzeln aufgeführt. In der letzten Zeile von Tabelle 4.3 ist die auf die Stromkreislänge von 3200 km skalierte Leistung für die Szenarien angegeben. Bei steigendem Freileitungsanteil und einer damit zunehmend ländlichen Versorgungsaufgabe sinkt die installierte Bemessungsscheinleistung pro Kilometer Stromkreislänge deutlich.

Für die betrachteten Szenarien zeigt Bild 4.10 die Verteilung der Nichtverfügbarkeit Q_{μ} . Die Häufigkeiten der Histogrammklassen sind zur besseren grafischen Darstellung nicht über Balken sondern durch Punkte und eine verbindende Linie dargestellt.



Bild 4.10:Verteilung der Nichtverfügbarkeit Qu für die Netzbetreiberszenarien aus
Tabelle 2.1

Gegenüber der Veränderung des Freileitungsanteils beim Basisszenario ergeben sich durch die zusätzliche Veränderung des Netzsaufbaus und der installierten Leistung deutlich größere Unterschiede zwischen den Szenarien. Die Kenndaten der Verteilungen sind in Tabelle 4.4 aufgelistet.

Szenario		E(X)	σ _{rel} [%]	5 %-Quantil	95 %-Quantil
	Q _u [min/a]	5,4	30	3,2	8,5
0 %	H _u [1/a]	0,09	27	0,06	0,14
	T _u [min]	58	20	42,3	78
	Q _u [min/a]	9,8	26	6,1	14,4
0 % - 20 %	H _u [1/a]	0,19	24	0,13	0,27
	T _u [min]	51	17	39	67
	Q _u [min/a]	22,2	29	12,9	33,8
20 % - 40 %	H _u [1/a]	0,41	28	0,25	0,6
	T _u [min]	54	17	42	70
	Q _u [min/a]	27,6	38	13,5	46,7
40 % - 60 %	H _u [1/a]	0,49	35	0,26	0,8
	T _u [min]	56	17	43	73
	Q _u [min/a]	36,7	41	16,5	64,9
>60 %	H _u [1/a]	0,64	38	0,31	1,09
	T _u [min]	57	16	44	73

Tabelle 4.4:Eckdaten der Kenngrößenverteilung für die untersuchten realitätsnahen
Netzbetreiberszenarien

In dicht besiedelten Gebieten mit hoher Lastdichte kommen überwiegend reine Kabelnetze zum Einsatz. Die größere installierte Leistung führt in Kombination mit einer geringeren mittleren Auswirkung der Versorgungsunterbrechungen (vgl. Tabelle 2.4) zu einer gegenüber der vereinfachten Betrachtung des Basisszenarios in Bild 4.9 deutlichen Verringerung der erwarteten Nichtverfügbarkeit auf 5,4 min/a. Die relative Streuung der Nichtverfügbarkeit liegt jedoch für beide Szenarien bei ca. 30 %. Demgegenüber steigt der Wert der Nichtverfügbarkeit für das Szenario "> 60 %" im Mittel auf über 36 min/a an. Dieser Wert liegt 30 % über dem Wert der Nichtverfügbarkeit beim Basisszenario mit 100 % Freileitungsanteil.

Für die Unterbrechungshäufigkeit zeigt sich eine zur Nichtverfügbarkeit vergleichbare Entwicklung der Werte. Dabei ist die relative Standardabweichung nur geringfügig geringer. Die Streuung der Dauer einer Versorgungsunterbrechung führt demzufolge nur zu einer geringen Vergrößerung der Streuung der Nichtverfügbarkeit. Die Verteilung der Unterbrechungshäufigkeit wird wesentlich durch die stochastische Streuung der Störungsanzahl beeinflusst. Die Unterbrechungsdauer zeigt wie erwartet keine starke Abhängigkeit vom Freileitungsanteil bzw. von der damit indirekt abgebildeten Versorgungsaufgabe. Die höhere Unterbrechungsdauer im Szenario "0 %" stützt jedoch die These, dass in städtischen Versorgungsgebieten die Fahrt- und Zugangszeiten durch gestiegenes Verkehrsaufkommen, längere Standzeiten an Ampeln und nicht direkt zugängliche Stationen gegenüber Gebieten mit geringer Lastdichte wieder ansteigt. Die Unterbrechungsdauer weist darüber hinaus eine abnehmende relative Standardabweichung bei steigendem Freileitungsanteil auf.

4.2.3 Einfluss der Netzbetreibergröße

Als bestimmender Parameter für die Sensitivitätsuntersuchung der Größe eines Netzbetreibers wird die Stromkreislänge betrachtet. Gegenüber der alternativ möglichen Wahl der installierten Bemessungsscheinleistung hat die Stromkreislänge den Vorteil, dass sie – gleiche Anteile der Leitungstypen und Vernachlässigung der weiteren Betriebsmittel unterstellt – näherungsweise proportional zur erwarteten Störungsanzahl ist. Für die Untersuchung wird ein kompensiert betriebenes 20-kV-Netz betrachtet, bei dem die Betriebsmittelzusammensetzung und -anzahl über eine Skalierung anhand der Stromkreislänge erfolgt. Ausgangspunkt für die Skalierung ist das Basisszenario aus Kapitel 4.2.1. Aus den in der FNN-Statistik erfassten Netzbetreibergrößen ergeben sich die hier exemplarisch betrachteten Stromkreislängen 80 km, 550 km, 2.000 km, 7.500 km und 20.000 km.

Bild 4.11 zeigt die Verteilung der Nichtverfügbarkeit Q_{μ} für das Basisszenario bei Variation der Stromkreislänge. Bei dem hier unterstellten konstanten Verhältnis zwischen Stromkreislänge und installierter Bemessungsscheinleistung ergeben sich gleiche Erwartungswerte für die unterschiedlichen Netzbetreibergrößen. Aus den Verteilungen wird deutlich, dass insbesondere für kleine Netzbetreiber ein geringer Unterschied in der Stromkreislänge bereits einen signifikanten Unterschied in der Verteilung der Zuverlässigkeitskenngröße hervorruft. Für das Szenario mit 80 km Stromkreislänge ergibt sich ein 95 %-Quantil von 70 min/a, bei 550 km reduziert sich das Quantil bereits deutlich auf 37 min/a. Werte in dieser Größenordnung treten in der FNN-Statistik für kleine Netzbetreiber durchaus auf und sind als realistisch anzusehen. Zwischen den Szenarien mit 2.000 km, 7.500 km und 20.000 km Stromkreislänge ist ebenfalls ein deutlicher Unterschied zu beobachten, der allerdings bezogen auf den absoluten Anstieg der Stromkreislänge immer geringer wird. Anhand der Ergebnisse wird allerdings deutlich, dass auch für sehr große Netzbetreiber eine nennenswerte Streuung verbleibt.





Bild 4.11: Verteilung der Nichtverfügbarkeit in Abhängigkeit der Größe des Netzbetreibers

In Bild 4.12 ist ergänzend die Abnahme der Kenngrößenstreuung bei steigender Stromkreislänge anhand des 90 % Wertebereichs für die Kenngrößen Unterbrechungshäufigkeit H_u und Unterbrechungsdauer T_u dargestellt. Für beide Kenngrößen folgt die Abnahme der Streuung mit steigender Stromkreislänge einem hyperbelförmigen Verlauf. Eine derartige Abnahme der Streuung ergibt sich für alle ideal und näherungsweise zufälligen Ereignisprozesse, wie bereits in Kapitel 2.5.4 bei der Beschreibung der Poissonverteilung theoretisch erläutert und in Kapitel 2.6.1 am Beispiel der Störungen durch Erd- und Baggerarbeiten beobachtet. Unter der Annahme einer poissonverteilten Störungsanzahl fällt die Abnahme der Streuung allerdings deutlich stärker aus. Dadurch ergibt sich insbesondere für große Netzbetreiber ein deutlicher Unterschied in der verbleibenden Streuung. Die relative Standardabweichung der Unterbrechungshäufigkeit liegt in Bild 4.12 im Szenario mit 20.000 km Stromkreislänge bei 21 % gegenüber 7 % bei der Annahme einer poissonverteilten Störungsanzahl.



Bild 4.12: Streuung der Kenngrößen Unterbrechungshäufigkeit H_u und Unterbrechungsdauer T_u in Abhängigkeit der Netzbetreibergröße

Der Erwartungswert der Zuverlässigkeitskenngrößen ist mit Ausnahme des Szenarios mit 80 km Stromkreislänge konstant. Die geringe Abweichung für das kleinste Szenario folgt aus der größeren Unsicherheit der im Verfahren verwendeten Modelle für kleine Stromkreislängen. Bei der Unterbrechungsdauer fällt darüber hinaus auf, dass sich die zunächst rechtsschiefe Verteilung für große Netzbetreiberszenarien einer symmetrischen Normalverteilung nähert.

Bei Betrachtung der Netzbetreiberszenarien mit 90 % Freileitungs- bzw. 90 % Kabelanteil aus Bild 4.9 ergibt die Untersuchung zum Einfluss der Größe qualitativ die gleichen Ergebnisse. Aufgrund der bei Freileitungsstörungen höheren stochastischen Streuung der Störungsanzahl liegt die relative Standardabweichung für das größte Szenario mit 90 % Freileitungsanteil mit ca. 40 % deutlich über dem Wert von ca. 15 % beim Szenario mit 90 % Kabelanteil.

4.2.4 Einfluss von Spannungsebene und Sternpunktbehandlung

Gegenüber dem Basisszenario, in dem der Durchschnitt über alle Netzbetreiber durch die überwiegend kompensiert betriebenen 20-kV-Netze dominiert wird, erfolgt in diesem Kapitel die Betrachtung von Netzbetreiberszenarien mit unterschiedlichen Kombinationen von Spannungsebene und Sternpunktbehandlung. Die Analyse der Netzbetreiberdaten zeigt, dass in über 80 % der Fälle die Netze eines Netzbetreibers eine einheitliche oder stark dominierende Spannungsebene und in etwa 90 % der Fälle eine einheitliche oder stark dominierende Sternpunktbehandlung aufweisen, was auf die langfristig verfolgten gleichbleibenden Planungs- und Betriebsgrundsätze zurückzuführen ist.

In den betrachteten Szenarien entsprechen die Größe des Netzbetreibers bzw. seine Stromkreislänge und die Zusammensetzung der Kabeltypen den Werten des Basisszenarios. Darüber hinaus werden zwei unterschiedliche Ansätze verfolgt:

- Berücksichtigung der Abhängigkeiten zwischen den Parametern (vgl. Kapitel 4.2.2) durch Anpassung der Betriebsmittelzusammensetzung. Durch die Anpassung der Betriebsmittelzusammensetzung in Abhängigkeit von der betrachteten Spannungsebene und Sternpunktbehandlung ergeben sich durchschnittliche Szenarien, bei denen die Unterschiede der Kenngrößenverteilungen aus den Änderungen aller Einflussfaktoren resultieren.
- Betrachtung einer einheitlichen Betriebsmittelzusammensetzung und installierten Leistung für die betrachteten Spannungsebenen und Sternpunktbehandlungen wie im Basisszenario. Dabei bleibt die Störungsanzahl für alle Szenarien konstant, da sich aus dem verwendeten Modell für die Störungshäufigkeit keine Unterschiede ergeben. Eine Veränderung der Kenngrößenverteilung resultiert folglich nur aus den Unterschieden der Auswirkungsverteilungen und der Wahrscheinlichkeit des Eintritts einer Versorgungsunterbrechung.

Tabelle 4.5 zeigt die mit Berücksichtigung von Abhängigkeiten zwischen den Einflussfaktoren untersuchten Szenarien für die betrachteten Spannungsebenen und Sternpunktbehandlungen.

Szenario	10 kV	20 kV	iso	komp	no	knospe
Freileitung	14%	39 %	12 %	36 %	7%	14 %
Kabel	86 %	61%	88%	64%	93 %	86 %
Maststation	6%	17 %	1%	16 %	2 %	8 %
Station						
(Kompakt/Gebäude/	94%	83 %	99 %	84%	98 %	92 %
Einbau)						
Freiluftschaltanlage	0%	3%	5%	0 %	0 %	0%
Schaltanlage	100 %	07%	95 %	100 %	100 %	100 %
(gasiso./Innenraum)	100 /0	97 /0	95 78	100 /0	100 /0	100 /0
SKL 10 kV	100 %	0%	100 %	21 %	70%	79 %
SKL 20 kV	0%	100 %	0%	79 %	30 %	21 %
SKL isoliert	11 %	0%	100 %	0 %	0%	0 %
SKL kompensiert	56%	94%	0 %	100 %	0%	0 %
SKL niederohmig	20 %	4%	0 %	0 %	100~%	0 %
SKL knospe	13 %	2 %	0 %	0 %	0%	100 %
Leistung [MVA]	1930	1191	2490	1260	2500	2070

Tabelle 4.5:Szenarien als Durchschnitt der FNN-Netzbetreiberdaten für die
Einflussfaktoren Spannungsebene und Sternpunktbehandlung

Die für die Szenarien ermittelte Kenngrößenstreuung der Nichtverfügbarkeit Q_u zeigt Bild 4.13 anhand des 90 % Wertebereichs.



Bild 4.13: Streuung der simulierten Kenngrößenverteilung für die unterschiedlichen Durchschnittsszenarien

Da die Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen maßgeblich durch die Streuung der Freileitungsstörungen bestimmt wird, kann der Einfluss von Spannungsebene und Sternpunktbehandlung auf die Verteilungen nicht eindeutig identifiziert werden. So ist zwischen dem Szenario "10 kV" und dem Szenario mit isoliertem Sternpunkt "iso" bis auf einen unterschiedlichen Erwartungswert aufgrund der installierten Bemessungsscheinleistung kein relevanter Unterschied festzustellen. Dieses Problem bleibt auch bei einer weiteren Differenzierung durch eine Kombination von Spannungsebene und Sternpunktbehandlung bestehen. Um mögliche Einflüsse der Spannungsebene und Sternpunktbehandlung zu ermitteln, sind daher, ausgehend vom Basisszenario mit einer festen Betriebsmittelzusammensetzung, wie in der Folgeuntersuchung unterschiedliche Kombinationen von Spannungsebene und Sternpunktbehandlung zu betrachten.

In Bild 4.14 und Bild 4.15 sind die Kenngrößenstreuungen der Unterbrechungshäufigkeit und der Nichtverfügbarkeit für die Szenarien mit einer Variation von Spannungsebene und Sternpunktbehandlung aber konstanter Betriebsmittelzusammensetzung dargestellt.





Bild 4.14: Streuung der simulierten Verteilung der Nichtverfügbarkeit für unterschiedliche Szenarien



Bild 4.15:Streuung der simulierten Verteilung der Unterbrechungshäufigkeit für
unterschiedliche Szenarien

Wie erwartet weicht das Szenario "20 kV, komp" nur geringfügig vom Basisszenario aus Kapitel 4.2.1 ab, da im Basisszenario etwa 80 % der Stromkreislänge bei einer Betriebsspannung von 20 kV kompensiert betrieben werden. Die geringere Streuung und der niedrigere Erwartungswert der Nichtverfügbarkeit des Szenarios "10 kV, komp" führt beim Basisszenario, bei dem etwa 20 % der Stromkreislänge diesem Betriebskonzept entsprechen, zu einer etwas geringeren Streuung und einem etwas niedrigeren Mittelwert. Dass die Reduzierung nicht deutlicher ausfällt, liegt am wiederum stärkeren Einfluss der Freileitungen, die zu ca. 90 % auf das 20-kV-Netz entfallen.

Anhand des Vergleichs der Szenarien "20 kV, no" und "20 kV, komp" lässt sich der Einfluss der Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung bei einer gleichzeitig größeren mittleren Auswirkung der Versorgungsunterbrechung gut verdeutlichen. Es ist allerdings zu beachten, dass 20-kV-Netze mit niederohmiger Sternpunkterdung in der Praxis bisher nur selten vorkommen. Bei dem in Bild 4.6 dargestellten Erwartungswert von 155 Störungen für das Basisszenario entfallen im Durchschnitt über 50 % auf den Fehlerort Freileitung. Die Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung ist bei Freileitungsstörungen in 20-kV-Netzen mit kompensierter Sternpunkterdung ca. 35 % niedriger als bei Netzen mit niederohmiger Sternpunkterdung. Durch den höheren Anteil der stark streuenden Anzahl von Versorgungsunterbrechungen durch Freileitungen erhöht sich neben dem Erwartungswert auch die Streuung.

Der Vergleich zwischen den Szenarien mit einer Betriebsspannung von 10 kV und 20 kV zeigt für die 10-kV-Szenarien eine deutlich geringere Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen, bedingt durch eine geringere Streuung der Auswirkungen von Versorgungsunterbrechungen. Die Wahrscheinlichkeit einer Versorgungsunterbrechung ist in der 10-kV-Ebene für die unterschiedlichen Sternpunktbehandlungen ähnlich und hat daher anders als in der 20-kV-Ebene nur einen geringen Einfluss auf den Erwartungswert und die Streuung der Kenngrößen.

4.3 Die Kenngrößenverteilung im Kontext der Qualitätsregulierung

Dieses Kapitel gibt einen Ausblick auf die Verwendung der ermittelten Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen im Kontext der Qualitätsregulierung. Die Qualitätsregulierung sieht zur Reduzierung stochastischer Effekte bei den Zuverlässigkeitskenngrößen eine Mittelwertbildung über drei Jahre vor [8]. Daher wird zunächst betrachtet, welchen Effekt die Mittelwertbildung über mehrere Jahre auf die Verteilung der Kenngrößen hat. Auf Basis der Simulationsergebnisse kann die Auswirkung einer Zusammenfassung auf die Streuung der Kenngrößen für unterschiedliche Netzbetreiberszenarien bewertet werden.

In Bild 4.16 ist exemplarisch die Streuung der in der Qualitätsregulierung zunächst betrachteten Nichtverfügbarkeit für Netzbetreiberszenarien unterschiedlicher Größe dargestellt, deren Betriebsmittelzusammensetzung dem Basisszenario in Kapitel 4.2.1 entspricht. Die Reduzierung der Streubreite folgt für alle drei Netzbetreibergrößen einem hyperbelförmigen Verlauf. Zwar nimmt die Streuung mit einer steigenden Anzahl an zusammengefassten Jahren kontinuierlich ab, doch geht dieser Effekt schnell in eine Sättigung über.



Bild 4.16: Reduzierung der Streuung der Nichtverfügbarkeit durch eine Mittelwertbildung über unterschiedliche Zeiträume für unterschiedliche Netzbetreibergrößen

Aus der Untersuchung ergibt sich eine Reduzierung der relativen Standardabweichung als Maß für die Streuung bei der Zusammenfassung von 3 Jahren um durchschnittlich mehr als 40 % gegenüber einem Jahr, bei weiterer Vergrößerung des Zeitraums auf 5 Jahre um ca. 55 %. Dabei unterscheidet sich das Ausgangsniveau für die Netzbetreiber abhängig von der Größe, wie in Bild 4.16 dargestellt, und der Betriebsmittelzusammensetzung deutlich. Auch bei einer Mittelwertbildung über mehrere Jahre verbleibt grundsätzlich eine relevante Streuung, insbesondere bei kleineren Netzen oder Netzen mit einem großen Freileitungsanteil. Aus Sicht des Risikomanagements muss ein kleiner Netzbetreiber folglich mit einer größeren Streuung bei den monetären Zu- oder Abschlägen rechnen. Die in der Qualitätsregulierung gewählte Mittelwertbildung über drei Jahre stellt einen Kompromiss dar zwischen einer möglichst starken Reduzierung der stochastischen Kenngrößenschwankungen und einer möglichst zeitnahen Wirkung der vom Netzbetreiber durchgeführten Maßnahmen auf die Zuverlässigkeitskenngrößen. Bei einer Mittelwertbildung über fünf Jahre würde die Auswirkung einer durchgeführten Maßnahme zunächst nur zu einem Fünftel in die gemittelte Kenngröße eingehen.

Die in der Qualitätsregulierung geplante Mittelwertbildung über drei Jahre führt für das Basisszenario zu der in Bild 4.17 dargestellten Veränderung der Kenngrößenverteilung am Beispiel der Nichtverfügbarkeit.



Bild 4.17: Auswirkung der Mittelwertbildung über 3 Jahre auf die Streuung der Nichtverfügbarkeit des Basisszenarios

Die für den Netzbetreiber kritische Wahrscheinlichkeit hoher Kenngrößenwerte wird anhand des 95 %-Quantils betrachtet. Durch die Zusammenfassung der Kenngröße über drei Jahre reduziert sich diese Grenze von 29 min/a auf 24 min/a.

Für die monetäre Risikobewertung wird beispielhaft angenommen, dass durch den Netzbetreiber 1 Mio. Letztverbraucher versorgt werden. Mithilfe des durch die Bundesnetzagantur festgelegten Monetarisierungsfaktors von 0,18 €/min/Letztverbraucher/a [8] und des Referenzwertes für die Nichtverfügbarkeit konnte der Netzbetreiber bisher nur seinen potentiellen Bonus oder Malus abschätzen bzw. die Grenzkosten für die Wirtschaftlichkeitsbewertung potentieller Maßnahmen in seinem Netz ableiten. So sind für das Basisszenario Maßnahmen, die eine Verbesserung der Nichtverfügbarkeit um eine Minute erreichen und deren annuitätische Kosten 180.000 € unterschreiten, unabhängig vom Referenzwert grundsätzlich wirtschaftlich.

Mit der ermittelten Verteilung der Zuverlässigkeitskenngrößen kann der Netzbetreiber jetzt bei Vernachlässigung möglicher Kappungsgrenzen und unabhängig vom Referenzwert die zu erwartenden Bandbreite der finanziellen Auswirkungen bestimmen. Für das betrachtete Beispiel einer Zusammenfassung über 3 Jahre streut die Nichtverfügbarkeit mit einer Wahrscheinlichkeit von 90 % zwischen 13 min/a und 24 min/a. Aus der Streuung der Zuverlässigkeitskenngröße von 11 min/a ergibt sich eine finanzielle Bandbreite *K* von:

$$K = 0,18 \in /\min/LV/a \cdot 1.000.000 LV \cdot 11 \min/a = 1.980.000 \notin a$$
 (4.1)

Nur durch die stochastische Streuung der Kenngröße ergibt sich somit eine potentielle jährliche Schwankung der Boni oder Mali von ca. 1,98 Mio. €/a.

In Bild 4.18 wird zusätzlich ein Referenzwert $Q_{u,ref}$ unterhalb des Erwartungswertes der Nichtverfügbarkeit des Basisszenarios definiert, so dass ein Netzbetreiber mit dieser Verteilung der Nichtverfügbarkeit im Durchschnitt einen Malus erwartet. Außerdem wird eine Kappungsgrenze bei einem Malus von 1,26 Mio. € unterstellt. Für den betrachteten Netzbetreiber wird diese Grenze bei 23 min/a erreicht.



Bild 4.18: Wahrscheinlichkeiten für die Nichtverfügbarkeit bei gegebenem Referenzwert

Für den Erwartungswert der Nichtverfügbarkeit $E(Q_u) = 18 \text{ min/a}$ ergibt sich ein Malus von 360.000 €. Die Verteilung ermöglicht nun die Bestimmung der Wahrscheinlichkeit, mit der die Kappungsgrenze überschritten wird. Diese Wahrscheinlichkeit liegt bei 9 %. Durch die Verteilung lässt sich ebenfalls die Wahrscheinlichkeit für eine Unterschreitung des Referenzwertes und damit die Vermeidung eines Malus bestimmen. Die Wahrscheinlichkeit, einen Bonus zu erhalten, liegt für die vorliegende Verteilung bei 28 %.

Anhand der vorgestellten Beispiele wird deutlich, dass die Verteilung der Kenngrößen eine wichtige Eingangsgröße für die Bewertung des finanziellen Risikos der Netzbetreiber ist und bei der Ausgestaltung der Qualitätsregulierung berücksichtigt werden sollte. Trotz der Mittelwertbildung über 3 Jahre verbleiben für die Netzbetreiber nennenswerte Unsicherheiten bei der konkreten finanziellen Auswirkung in einem Jahr. Diese Unsicherheit steigt, je kleiner der Netzbetreiber ist. Um die Auswirkung der stochastischen Streuung möglichst schnell auszugleichen, ist ein hoher, am besten jährlicher Aktualisierungszyklus für die Festlegung der Boni und Mali anzustreben.

5 NUTZEN DER ERZIELTEN ERGEBNISSE

Durch die geplante monetäre Bewertung der Kenngrößen der Versorgungszuverlässigkeit im Zuge der Qualitätsregulierung stellt die Stochastik der Zuverlässigkeitskenngrößen einen finanziellen Risikofaktor für Netzbetreiber dar. Die Einschätzung dieses Risikos erfordert die Quantifizierung des stochastischen Verhaltens der Kenngrößen und damit die Bestimmung ihrer Verteilung. Bei kleineren Netzbetreibern, oftmals kleinere und mittlere Unternehmen, kommt es aufgrund der geringen Anzahl von Störungsereignissen naturgemäß zu einer besonders großen Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen. Die Ergebnisse dieser Arbeit ermöglichen dem Netzbetreiber bereits eine erste Abschätzung der in seinem Netz zu erwartenden Streuung der Kenngrößen anhand seiner Netzdaten. Durch den Einsatz des Verfahrens kann darüber hinaus die Bestimmung der Kenngrößenverteilung erfolgen, die als Grundlage zur Abschätzung des finanziellen Risikos dient (vgl. Kapitel 4.3).

Ein weiterer Nutzen des Verfahrens bietet sich durch die Berücksichtigung der Ergebnisse in der sachgerechten Regulierung der Versorgungszuverlässigkeit. Erkenntnisse aus dieser Arbeit wurden bereits bei Fragestellungen zur Berücksichtigung der stochastischen Streuung der Zuverlässigkeitskenngrößen in einem durch die Bundesnetzagentur beauftragten Gutachten zur Ausgestaltung des Qualitäts-Elements im Bereich Netzzuverlässigkeit Strom eingebunden [13]. Netzbetreiber werden somit bei der Diskussion mit der Bundesnetzagentur bezüglich einer diskriminierungsfreien Behandlung in der Qualitätsregulierung unterstützt. Bei diesen Diskussionsprozessen sowie der Gestaltung der Regulierungsmechanismen und der Auswahl von Maßnahmen bei Netzbetreibern werden von den Netzbetreibern wie Aufsichtsbehörden vielfach Beratungsunternehmen eingebunden. Auch für diese Unternehmensgruppe ergibt sich durch die Ergebnisse des Forschungsprojektes eine erheblich verbesserte Arbeitsgrundlage.

6 ERGEBNISTRANSFER IN DIE WIRTSCHAFT

Basierend auf den Ergebnissen des Vorhabens wurden nachfolgende Transfermaßnahmen durchgeführt:

Nr.	Transfermaßnahme	Ziel	Zeitraum
1	Publikation als Dissertation	Bereitstellung der Ergebnisse	Anfang 2012
		für interessierte Wissenschaft-	
		ler und Anwender	
2	Information des FGH-	Bewertung und Diskussion der	halbjährlich
	Forschungsbeirates	Ergebnisse im Expertenkreis	
3	Publikation auf CIRED Konferenz	Information der fachlichen	0609.06.2011
	2011 in Frankfurt	Öffentlichkeit	
4	Beitrag auf IAEW-FGH-	Austausch mit der Fachwelt	06.04.2011
	Zuverlässigkeitsseminar in Aachen		
5	Vorstellung der Zwischenergebnisse	Steuerung des Entwicklungs-	01.03.2011
	auf der Sitzung des Projektbegleiten-	prozesses durch direkte	
	den Ausschusses	Rückmeldung der beteiligten	
		Unternehmen	
6	Beitrag auf FNN-Infotag ,Versor-	Austausch mit der Fachwelt	01.12.2010
	gungszuverlässigkeit und Q-Element		
	in Würzburg		
7	Beitrag auf FGH-Fachtagung ⁴ 2010 in	Austausch mit der Fachwelt	2324.10.2010
	Heidelberg		
8	Anwendung im Gutachten ,Konzepti-	Berücksichtigung der Erkennt-	Oktober 2010
	onierung und Ausgestaltung des	nisse zur Streuung der Zuver-	
	Qualitäts-Elements im Bereich Netz-	lässigkeitskenngrößen bei der	
	zuverlässigkeit Strom sowie dessen	sachgerechten Regulierung	
	Integration in die Erlösobergrenze' im		
	Auftrag der Bundenetzagentur		
	(veröffentlicht auf Homepage der		
	Bundesnetzagentur)		
9	Beitrag auf Jahrestagung der Deut-	Austausch mit der Fachwelt	14.09.2010
	schen Statistischen Gesellschaft 2010,		
	Session ,Energie', Nürnberg		

⁴ Die FGH veranstaltet einmal pro Jahr eine Fachtagung zu ausgewählten Themen und Problemstellungen der elektrischen Energieversorgung, auf der aktuelle Trends aus Forschung und Entwicklung präsentiert werden.

LITERATURVERZEICHNIS

- Europäisches Parlament und Rat der Europäischen Union: Richtlinie 96/92/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 19. Dezember 1996 betreffend gemeinsame Vorschriften für den Elektrizitätsbinnenmarkt. Januar 1997 – Amtsblatt der Europäischen Union Nr. L027
- [2] Europäisches Parlament und Rat der Europäischen Union: Richtlinie 2003/54/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 26. Juni 2003 über gemeinsame Vorschriften für den Elektrizitätsbinnenmarkt und zur Aufhebung der Richtlinie 96/92/EG. Juli 2003 – Amtsblatt der Europäischen Union Nr. L176
- [3] Gesetz über die Elektrizitäts- und Gasversorgung (Energiewirtschaftsgesetz EnWG): Juli 2005 – BGBl I, S. 1970 und 3621
- [4] Verordnung über die Entgelte für den Zugang zu Elektrizitätsversorgungsnetzen (Stromnetzentgeltverordnung StromNEV). Juli 2005 BGBI I, S. 2225
- [5] Verordnung über die Anreizregulierung der Energieversorgungsnetze (Anreizregulierungsverordnung – ARegV). Oktober 2007 – BGBl I, S. 2529
- [6] SUMICSID (Hrsg.): Development of benchmarking models for German electricity and gas distribution. Januar 2007 www.bundesnetzagentur.de
- [7] SUMICSID, EE² (Hrsg.): Projekt Gerner IV Ergebnisdokumentation: Bestimmung der Effizienzwerte Verteilnetzbetreiber Strom – Endfassung. November 2008, www.bundesnetzagentur.de
- [8] Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahnen (Hrsg.): Eckpunktepapier zur Ausgestaltung des Qualitätselements Netzzuverlässigkeit Strom im Rahmen der Anreizregulierung – Konsultationsfassung. Dezember 2010, www.bundesnetzagentur.de
- [9] Wirtz, F.: Zusammenhang von Zuverlässigkeit und Kosten in Mittelspannungsnetzen.1. Aufl. Aachen: Klinkenberg Verlag, 2009. Dissertation, RWTH Aachen
- Bundesnetzagentur Abteilung 6 (Hrsg.): Allgemeinverfügung nach § 52 S. 5 EnWG zur Vorgabe zur formellen Gestaltung des Berichts nach § 52 S. 1 EnWG. Februar 2006 (Az. 605/8135) – www.bundesnetzagentur.de
- [11] Forum Netztechnik/Netzbetrieb (FNN) im VDE, Verband der Netzbetreiber (VDN) beim VDEW (Hrsg.): Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik – Auswertebroschüren. Mehrere Jahrgänge 2004 – 2009, www.vde.com
- [12] Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahnen (Hrsg.): Jahresbericht 2010, www.bundesnetzagentur.de

- [13] Consentec, FGH, Frontier: Konzeptionierung und Ausgestaltung des Qualitätselements (Q-Element) im Bereich Netzzuverlässigkeit Strom sowie dessen Integration in die Erlösobergrenze. Oktober 2010, www.bundesnetzagentur.de
- [14] Haubrich, H.-J. (Hrsg.): Zuverlässigkeitsberechnung von Verteilungsnetzen. 1. Aufl. Aachen: Klinkenberg Verlag, 1991
- [15] Forschungsgemeinschaft für Elektrische Anlagen und Stromwirtschaft e.V. (Hrsg.): INTEGRAL 7 – Interaktives Grafisches Netzplanungssystem – Kurzbeschreibung. Version 2010, www.fgh-ma.de
- [16] Cheng, S.; Vennegeerts, H.; von Sengbusch, K.: Rechnergestützte probabilistische Zuverlässigkeitsanalyse – Weiterentwicklung von Ramses. Jahresbericht des Instituts für Elektrische Anlagen und Energiewirtschaft (IAEW) der RWTH Aachen, Klinkenberg Verlag, 2003
- [17] Schwan, M.; Zdrallek, M.; Sorg, A.; Weber, T.: Programm zur Berechnung der Versorgungszuverlässigkeit in Netzen der Elektrischen Energieversorgung – Handbuch. Forschungsgemeinschaft für Elektrische Anlagen und Stromwirtschaft e.V., Mannheim, 2000
- [18] Fritz, W.; Linke, C.; Wolffram, P.; Quadflieg, D.: Abhängigkeit der Netzzuverlässigkeit von Versorgungsaufgabe und Netzkonzept. Elektrizitätswirtschaft Jg. 105 (2006), Heft 14-15, S. 44-51
- [19] von Sengbusch, K.; Osterholt, A.; Sorg, A.; Schilling, K.: Anlagenkonzepte und Versorgungssicherheit in Verteilungsnetzen. ETG-Fachbericht 98, Technische Innovationen in Verteilungsnetzen', VDE Verlag Berlin, 2005
- [20] Koglin, H.-J.: Versorgungszuverlässigkeit. Hütte Taschenbücher der Technik, Elektrische Energietechnik, Band 3 Netze, Springer Verlag Berlin, 1988
- [21] Vennegeerts, H.: Modellierung des Störungsgeschehens. FGH-AKEI-Seminar ,Zuverlässigkeitsanalyse für elektrische Energieversorgungssysteme, Deidesheim, Oktober 2004
- [22] Rolauffs, S.: Aufwand- und Nutzen-Bewertung einer rechnergeführten Störungsbeseitigung in Mittelspannungsnetzen. 1. Aufl. Aachen: Klinkenberg Verlag – Dissertation, RWTH Aachen
- [23] Schwan, M.: Aspekte der Zuverlässigkeitsberechnung elektrischer Energieversorgungsnetze im liberalisierten Markt. 1. Aufl. Berlin, Logos Verlag, 2003 – Dissertation, Universität des Saarlandes
- [24] Krahl, S.: Berechnung der Wahrscheinlichkeitsverteilung von Zuverlässigkeitskenngrößen in elektrischen Verteilungsnetzen. 1. Aufl. Aachen: Klinkenberg Verlag, 2010 – Dissertation, RWTH Aachen

- [25] Sorg, A.: Risikoorientierte Ansätze zur Bewertung der Zuverlässigkeit elektrischer Energieversorgungsnetze. 1. Aufl. Aachen: Shaker Verlag, 2004 – Dissertation, Universität-Gesamthochschule Siegen
- [26] Wellssow, W.: Ein Beitrag zur Zuverlässigkeitsberechnung in der Netzplanung. Darmstädter Dissertationen, 1986 – Dissertation, Technische Hochschule Darmstadt
- [27] Ziemann, O.; Chabowski, H.; Vennegeerts, H.: Erhebung der Versorgungszuverlässigkeit – Einflussfaktoren und Praxiserfahrung. Elektrizitätswirtschaft Jg. 104 (2005), Heft 14-15, S. 38-51
- [28] Koglin, H.-J.; Roos, E.: Versorgungszuverlässigkeit bei witterungsbedingten Ausfallhäufungen. Archiv für Elektrotechnik 70, Springer Verlag, 1987
- [29] Mahn, U.; Vennegeerts, H.; Obergünner, M.: Erhebung der Versorgungszuverlässigkeit
 ein Würfelspiel. Elektrizitätswirtschaft Jg. 104 (2005), Heft 14-15, S. 38-51
- [30] Vennegeerts, H.; Nolde, A.; Krahl, S.: Einflussgrößen auf die Versorgungszuverlässigkeit. FNN-Infotag ,Versorgungszuverlässigkeit und Q-Element', Würzburg, Dezember 2010
- [31] Obergünner, M.; Schwan, M.; Krane, C.; Pietsch, K. von Sengbusch, K.; Bock, C.; Quadflieg, D.: Ermittlung von Eingangsdaten für Zuverlässigkeitsberechnungen aus der VDN-Störungsstatistik. Elektrizitätswirtschaft (2004), Heft 15, S. 32-36
- [32] Forum Netztechnik/Netzbetrieb (FNN) im VDE (Hrsg.): Störungs- und Verfügbarkeitsstatistik – Anleitung. 6. Auflage – Januar 2010, www.vde.com
- [33] Vossiek, P.: Berücksichtigung von Wiederversorgungsstrategien bei der Zuverlässigkeitsberechnung elektrischer Verteilungsnetze. 1. Aufl. Aachen: Klinkenberg Verlag, 1998 – Dissertation, RWTH Aachen
- [34] Vereinigung Deutscher Elektrizitätswerke (VDEW) (Hrsg.): Anleitung zur VDEW-Störungs- und Schadensstatistik. 1962, Verlags- und Wirtschaftsgesellschaft der Elektrizitätswerke mbH, Frankfurt am Main
- [35] Vereinigung Deutscher Elektrizitätswerke (VDEW) (Hrsg.): Störungs- und Schadensstatistik. Mehrere Jahrgänge 1958 – 1993, Verlags- und Wirtschaftsgesellschaft der Elektrizitätswerke mbH, Frankfurt am Main
- [36] Council of European Energy Regulators (CEER) (Hrsg.): 4th Benchmarking Report on Quality of Electricity Supply 2008. Dezember 2008, Brüssel, www.energy-regulators.eu
- [37] Union Internationale des Producteurs et Distributeurs d'Energie Electrique (UNIPEDE): Distribution Study Committee: Power Quality: Availability of Supply Indices, 1997, Ref. 05005REN 9733

- [38] Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahnen (Hrsg.): Hinweis zur Zuordnung von Versorgungsunterbrechungen zum Störungsanlass Höhere Gewalt. April 2011, Bonn, www.bundesnetzagentur.de
- [39] Sachs, L.: Angewandte Statistik Anwendung statistischer Methoden. 9. Auflage Berlin, Springer Verlag, 1999
- [40] Toutenberg, H.; Heumann, C.: Deskriptive Statiatik. 6. Auflage Berlin, Springer Verlag, 2008
- [41] VDN-Projektgruppe Störungsstatistik: Neues Erfassungsschema der VDN-Störungsund Verfügbarkeitsstatistik. Elektrizitätswirtschaft Jg. 103 (2004), Heft 4, S. 30-33
- [42] Schwan, M.; Wellßow, W. H.; Schnettler, A.: Einflussfaktoren auf die Zuverlässigkeit. ETG-Fachbericht 92 ,Zuverlässigkeit in der Stromversorgung', VDE Verlag, 2003
- [43] Forschungsgemeinschaft f
 ür elektrische Anlagen und Stromwirtschaft e.V. (Hrsg.): Asset-Management von Verteilungsnetzen - Komponentenverhalten und Analyse des Kostenrisikos. Technischer Bericht 299, 2005
- [44] Obergünner, M.: Bewertung und Optimierung des Instandhaltungsaufwands elektrischer Verteilungsnetze. 1. Aufl. Aachen: Klinkenberg Verlag, 2005 – Dissertation, RWTH Aachen
- [45] Haubrich, H.-J. (Hrsg.): Elektrische Energieversorgungssysteme. 5. Auflage Aachen, 2001
- [46] Recker, M.; Reisner, H.; Waste, W.: Das Störungs- und Schadensgeschehen in den Hochspannungsnetzen der Bundesrepublik Deutschland in den Jahren 1963 bis 1983. August 1986, Verlags- und Wirtschaftsgesellschaft der Elektrizitätswerke mbH, Frankfurt am Main
- [47] Statistisches Bundesamt Deutschland: Auftragsbestand (Wert-, Volumenindex) im Bauhauptgewerbe1991-2010 – Öffentlicher Tiefbau, www-genesis.destatis.de/, Stand 2011
- [48] Deutscher Wetterdienst (DWD): Klimadaten Deutschland. www.dwd.de, Stand 2011
- [49] Tepe, M.: Stochastik der Störungshäufigkeit in Verteilungsnetzen. Diplomarbeit RWTH Aachen, 2009 (nicht veröffentlicht)
- [50] DIN Deutsches Institut f
 ür Normung e.V. und VDE Verband der Elektrotechnik Elektronik Informationstechnik e.V.: DIN EN 50341-3-4 (VDE 0210 Teil 3):2002-03 ,Freileitung über AC 45 kV'. März 2002, VDE Verlag Berlin
- [51] DIN Deutsches Institut f
 ür Normung e.V. und VDE Verband der Elektrotechnik Elektronik Informationstechnik e.V.: DIN VDE 0185-2:2002-11 ,Blitzschutz'. November 2002, VDE Verlag Berlin

- [52] Löppen, S.: Strukturmerkmale zur vergleichenden Bewertung von Mittelspannungsnetzen. 1. Aufl. Aachen: Klinkenberg Verlag, 2007 – Dissertation, RWTH Aachen
- [53] Clemens, G.: Zuverlässigkeitsorientiertes Zusammenwirken von Netz- und Kraftwerksbetreibern im Verteilungssektor. 1. Aufl. Aachen, Klinkenberg Verlag, 1999 – Dissertation, RWTH Aachen
- [54] Quadflieg, D.; Vetter, F. (FNN Projektgruppe ,Einflussgrößen auf die Versorgungszuverlässigkeit'): Einflussgrößen auf die Versorgungszuverlässigkeit. Elektrizitätswirtschaft Jg. 109 (2010), Heft 12, S. 27-28
- [55] Forum Netztechnik/Netzbetrieb (FNN) im VDE: Versorgungszuverlässigkeit im Kontext der Qualitätsregulierung - Untersuchungsergebnisse und Ausblick. FNN-Hinweis, August 2011, www.vde.com
- [56] Hiller, T.: Methoden und Werkzeuge zur Optimierung des Störungsmanagements in Verteilungsnetzen. 1. Aufl. Aachen: Shaker Verlag, 2004 – Dissertation, Technische Universität Dresden
- [57] Forschungsgemeinschaft für elektrische Anlagen und Stromwirtschaft e.V. (Hrsg.): Technischer Bericht 302 – Ein Werkzeug zur Optimierung der Störungsbeseitigung für Planung und Betrieb von Mittelspannungsnetzen. Technischer Bericht 302, Januar 2008
- [58] Scherer, U.: Qualitätsregulierung aus Sicht eines Netzbetreibers. ETG-Fachtagung Versorgungsqualität, 5. November 2008, München
- [59] Ermakow, S. M.: Die Monte-Carlo-Methode und verwandte Fragen. 1. Aufl. Berlin, VEB Deutscher Verlag der Wissenschaft, 1975
- [60] Waldmann, K.-H.; Stocker, U. M.: Stochastische Modelle. 1. Aufl. Berlin, Springer Verlag, 2004
- [61] Koch, K. R.: Einführung in die Bayes-Statistik. 1. Aufl. Berlin, Springer Verlag, 2000
- [62] Stahel, W.: Statistische Datenanalyse. 4. Aufl. Wiesbaden: Vieweg Verlag, 2002
- [63] Eckstein, P.: Repetitorium Statistik. 6. Aufl. Wiesbaden: Betriebswirtschaftlicher Verlag Gabler, GWV Fachverlag, 2006
ANHANG

A KOLMOGOROFF-SMIRNOFF-TEST

Statistische Tests können grundsätzlich nur Unterschiede zwischen Grundgesamtheiten und damit auch zwischen den betrachteten Sti feststellen. Zunächst stellt die Annahme der Übereinstimmung, die so genannte *Nullhypothese H*₀, den Ausgangspunkt jedes Tests dar. Liegt ein realer Unterschied zwischen den Grundgesamtheiten vor, wird die Nullhypothese anhand einer *Prüfgröße* zugunsten der *Alternativhypothese H*₄ verworfen [39]. Durch das Widerlegen der Nullhypothese wird die Alternativhypothese, und damit der Unterschied zwischen den Stichproben, indirekt nachgewiesen.

Der Kolmogoroff-Smirnoff-Test (KS-Test) ist ein Anpassungstest, der prüft, ob eine Stichprobe einer angenommenen Verteilung entstammt oder ob zwei Stichproben der gleichen Verteilung unterliegen. Dieser Test lässt sich sowohl auf Messwerte als auch auf Häufigkeitsdaten anwenden, was bei größeren Stichproben eine Verringerung des Arbeitsaufwands darstellt. Der KS-Test gehört zu den schärfsten Homogenitätstests, da er alle Merkmale der Verteilung vom Mittelwert oder Median über die Streuung und die Schiefe der Verteilung erfasst [39]. Da hauptsächlich Unterschiede der Verteilungen im mittleren Bereich identifiziert werden, weist der Test eine gewisse Robustheit gegenüber Ausreißern auf, die die Verteilungsenden beeinflussen. Die Nullhypothese H_0 nimmt die Gleichheit der Verteilungen $F_1 = F_2$ beim Vergleich zweier Stichproben bzw. die Entstehung der beobachteten Stichprobenverteilung F_0 an. Die Alternativhypothese H_4 geht demgegenüber von einem Unterschied aus.

$$H_0: F_1 = F_2$$
 bzw. $F = F_0$ (B.1)

$$H_A: F_1 \neq F_2 \text{ bzw. } F \neq F_0 \tag{B.2}$$

Die Prüfgröße \hat{D} ist der maximale Absolutbetrag der Ordinatendifferenz zwischen den relativen Summenhäufigkeiten der zu vergleichenden Stichproben bzw. der Stichprobe und den Werten der angenommenen Verteilung. \hat{F} ist dabei die absolute Summenhäufigkeit und *n* der Umfang der Stichprobe.

$$\hat{D} = \max\left(\frac{\hat{F}_1}{n_1} - \frac{\hat{F}_2}{n_2}\right)$$
(B.3)

Der Grenzwert D_{α} für die Entscheidung H_0 zu verwerfen, hängt von der Irrtumswahrscheinlichkeit α und dem Umfang der Stichprobe n ab und kann üblicherweise aus existierenden Tabellen entnommen werden [39]. Für große Stichprobenumfänge lässt sich der Grenzwert aber auch nach Formel B.4 approximieren, wobei $K_{(\alpha)}$ eine von α abhängige Konstante ist.

$$D_{\alpha} = K_{(\alpha)} \sqrt{\frac{n_1 + n_2}{n_1 \cdot n_2}}$$
(B.4)

Wird der Grenzwert durch die Prüfgröße erreicht oder übertroffen, liegt ein signifikanter Unterschied der Stichproben auf dem verwendeten α -Niveau vor.

Zu weiteren Aspekten statistischer Tests wie der Trennschärfe oder Robustheit wird auf die einschlägige Literatur verwiesen [39].

B STATISTISCHE VERTEILUNGEN

B.1 Poissonverteilung

Die homogene Poissonverteilung repräsentiert den klassischen Zufallsprozess, bei dem die Wahrscheinlichkeit für den Eintritt eines Ereignisses bei einer großen Zahl von Ereignismöglichkeiten klein ist [60]. Die Poissonverteilung ist eine diskrete Verteilung, bei der die Zufallsvariable nur ganze Werte > 0 annehmen kann. Sie beschreibt Zählprozesse wie beispielsweise die Anzahl von Pannen in einer sehr großen Fahrzeugflotte. Die Eintrittswahrscheinlichkeit des Ereignisses ist dabei zu jeder Zeit konstant und von bisher eingetretenen Ereignissen unabhängig. Man spricht dabei von einem gedächtnislosen Prozess. Verteilungsfunktion F(x) und Verteilungsdichtefunktion f(x) werden über den Parameter λ in Formel C. und C. vollständig beschrieben, da λ zugleich dem Erwartungswert μ und der Varianz σ^2 der Verteilung entspricht.

$$F(x) = e^{\lambda} \sum_{k=0}^{x} \frac{\lambda^{k}}{k!}, \qquad \lambda > 0, \quad x \ge 0, \text{ ganzzahlig}$$
(C.1)

$$f(x) = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}, \qquad \lambda > 0, \quad x \ge 0, \text{ ganzzahlig}$$
(C.2)

Bild 6.1 zeigt die Veränderung der Verteilungsdichtefunktion für unterschiedliche Parameter λ . Bezogen auf das Beispiel der Fahrzeugflotte wäre der Erwartungswert μ =2 für die Anzahl von Fahrzeugpannen im Zeitintervall *t*. Beobachtet man die Fahrzeugflotte mehrere Zeitintervalle hintereinander, ergibt sich eine Verteilung der Anzahl beobachteter Pannen entsprechend der Poissonverteilung mit λ =2.



Bild 6.1: Verteilungsdichte der Poissonverteilung für unterschiedliche Parameter λ

Die feste Kopplung zwischen Erwartungswert und Varianz führt zudem zu einer Abnahme der relativen Standardabweichung σ_{rel} bezogen auf den Erwartungswert mit einem inverswurzelförmigen Verlauf. Diese Eigenschaft ist häufig auch bei Zufallsprozessen zu beobachten, die nicht unmittelbar einer Poissonverteilung folgen. Sobald die Eintrittswahrscheinlichkeit im Betrachtungszeitraum nicht konstant ist oder eine Abhängigkeit der Ereignisse existiert, treten Abweichungen von der Poissonverteilung auf. Ob eine Stichprobe einer Poissonverteilung folgt, lässt sich auf einfache Weise anhand des Dispersionsindex *D* prüfen.

$$D = \frac{s^2}{\overline{x}} \tag{C.3}$$

Bei einer Poissonverteilung muss dieser Wert ungefähr 1 betragen. Ab wann eine Abweichung von diesem Wert eine signifikante Abweichung der Stichprobe, bestehend aus *n* Werten, von der Poissonverteilung anzeigt, kann anhand der X²-Verteilung geprüft werden. Überschreitet die Prüfgröße \hat{X}^2 den tabellarischen Grenzwert $X^2_{\nu;\alpha}$, liegt eine signifikante Abweichung von der Poissonverteilung vor. Der Grenzwert hängt von der Anzahl der Freiheitsgrade v = n-1 und der Irrtumswahrscheinlichkeit α ab.

$$\hat{X}^2 = \sum_{i}^{n} \frac{(x_i - \overline{x})^2}{\overline{x}}$$
(C.4)

Um eine Zufallszahl mit einer gewünschten Verteilung zu erzeugen, wird bei stetigen Verteilungen üblicherweise die Inversionsmethode auf die Verteilungsfunktion angewendet [61]. So lässt sich aus einer einfach zu erzeugenden gleichverteilten Zufallszahl u über die Inverse der Verteilungsfunktion F^{-1} die gewünschte Verteilung erzeugen. Bei einer diskreten Verteilung kann die Verteilungsfunktion jedoch nicht invertiert werden. Daher wird hier ein alternatives Zuordnungsverfahren verwendet. Dabei entspricht die Zufallszahl u im Intervall [0,1] den Prozentsätzen der sich aus der Verteilungsfunktion F(x) ergebenden Summenhäu-

figkeit. Anhand einer Zuordnungstabelle ergibt sich aus dem durch die Zufallszahl getroffenen Intervall [F(x), F(x+1)] die Zuordnung von u zu x.

B.2 Normalverteilung

Die Normalverteilung ist eine der wichtigsten stetigen Verteilungen. Nach dem zentralen Grenzwertsatz ergibt die Summe sehr vieler unabhängiger und beliebig verteilter Zufallsvariablen angenähert eine Normalverteilung [62], solange keiner der Summanden einen dominierenden Einfluss hat. Die Normalverteilung ist eine theoretische Verteilung, die günstige mathematisch-statistische Eigenschaften aufweist. Daher setzt eine große Anzahl statistischer Tests eine normalverteilte Zufallsvariable für ihre Anwendbarkeit voraus. Die Normalverteilung wird durch den Erwartungswert μ , der aufgrund der Symmetrie auch der Median ist, und die Standardabweichung σ vollständig beschrieben.

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \qquad \sigma > 0$$
(C.5)

Die Verteilungsdichtefunktion ist in Formel C. angegeben. In der Praxis ist eine Zufallsvariable häufig nur für große Erwartungswerte angenähert normalverteilt. Bei stochastischen Prozessen mit einem Wertebereich > 0 und geringeren Erwartungswerten stellt sich häufig gegenüber der Symmetrie der Normalverteilung eine schiefe Verteilung ein. Angenäherte Normalverteilungen werden in den meisten Fällen bei Zufallsvariablen aus der Natur nachgewiesen, da hier häufig die Voraussetzungen des zentralen Grenzwertsatzes erfüllt sind. Für die Erzeugung normalverteilter Zufallsvariablen stehen in den meisten mathematischen Programmen Standardfunktionen zur Verfügung.

B.3 Weibullverteilung

Die Weibullverteilung stellt eine sehr anpassungsfähige Verteilung dar. Die Verteilungsfunktion einer Weibullverteilung wird durch die Parameter λ und β beschrieben und ist wie folgt definiert:

$$F(x) = 1 - e^{-(\lambda x)^{\beta}}, \qquad x \ge 0, \quad \lambda, \beta > 0$$
 (C.6)

Der Parameter β wir als *Formfaktor* bezeichnet, da eine Variation zur Veränderung der Verteilungsform führt. Für $\beta = 1$ entspricht die Weibullverteilung einer Exponentialverteilung, für $\beta \approx 3.4$ erhält man eine Verteilung mit großer Ähnlichkeit zur Normalverteilung. Der Parameter λ heißt *Skalenfaktor*, da er maßgeblich den Erwartungswert der Verteilung bestimmt. Bild 6.2 zeigt die Verteilungsdichtefunktion der Weibullverteilung für unterschiedliche Formfaktoren β und einen festen Skalenfaktor λ .



Bild 6.2:Wahrscheinlichkeitsdichte der Weibullverteilung für unterschiedliche Form-
faktoren β , bei konstantem Skalenfaktor λ

Der Erwartungswert und die Varianz einer weibullverteilten Zufallsvariable werden folgendermaßen berechnet:

$$E(x) = \mu = \lambda \Gamma \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) \tag{C.7}$$

$$Var(x) = \sigma^{2} = \lambda^{2} \left[\Gamma \left(1 + \frac{2}{\beta} \right) - \Gamma^{2} \left(1 + \frac{1}{\beta} \right) \right]$$
(C.8)

Dabei ist die Gammafunktion Γ wie folgt definiert:

$$\Gamma(x) = \int_{0}^{\infty} t^{x-1} e^{-t} dt$$
 (C.9)

Über die Inverse der Verteilungsfunktion kann aus einer gleichverteilten Zufallszahl u eine weibullverteilte Zufallsvariable erzeugt werden:

$$F^{-1}(u) = -\lambda(\ln(u))^{\frac{1}{\beta}}$$
 (C.10)

B.4 Exponentialverteilung

Grundsätzlich werden durch die Exponentialverteilung Zeitintervalle zufälliger Dauer beschrieben. Die Exponentialverteilung stellt damit eine spezielle Verteilung dar, die ebenfalls häufig zur vereinfachten Modellierung von Lebensdauern eingesetzt wird, bei der jedoch die Ausfallrate konstant ist [63]. Damit werden Einflüsse über den Lebensdauerbereich, wie beispielsweise Alterungserscheinungen vernachlässigt. Bei einem Poisson-Prozess ist die Zeit zwischen den Ereignissen exponentialverteilt. Die Verteilungsfunktion ist definiert als

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{für } x < 0\\ 1 - e^{-\lambda x} & \text{für } x \ge 0 \end{cases}$$
(C.11)