

<b>Zeitschrift:</b>	Technische Mitteilungen / Schweizerische Post-, Telefon- und Telegrafenbetriebe = Bulletin technique / Entreprise des postes, téléphones et télégraphes suisses = Bollettino tecnico / Azienda delle poste, dei telefoni e dei telegrafi svizzeri
<b>Herausgeber:</b>	Schweizerische Post-, Telefon- und Telegrafenbetriebe
<b>Band:</b>	61 (1983)
<b>Heft:</b>	7
<b>Artikel:</b>	Der Vertrauensbereich von Ausbreitungsstatistiken
<b>Autor:</b>	Debrunner, Walter E.
<b>DOI:</b>	<a href="https://doi.org/10.5169/seals-875708">https://doi.org/10.5169/seals-875708</a>

### Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

### Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

### Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

**Download PDF:** 12.01.2026

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>**

# Der Vertrauensbereich von Ausbreitungsstatistiken

Walter E. DEBRUNNER, Bern

Zusammenfassung. Die grosse zeitliche Variabilität von Ausbreitungsstatistiken bedingt die Angabe des Vertrauensbereiches, um die Messresultate sinnge- recht für Planungszwecke verwenden zu können. Der einer Aussagesicherheit  $W$  entsprechende Vertrauensbereich der «wahren» Statistik wird definiert. Sich daraus ergebende Rechenmethoden sind beschrieben. Die Brauchbarkeit muss anhand einer mehrjährigen Mess- reihe aufgezeigt werden.

## Intervalle de confiance des statistiques de propagation

Résumé. Les statistiques de propagation variant fortement dans le temps, il est nécessaire de préciser l'intervalle de confiance, si l'on veut utiliser correctement les résultats de mesure à des fins de planification. L'auteur définit l'intervalle de confiance de la statistique «vérifiable», qui correspond à une fiabilité  $W$ , et décrit les méthodes de calcul qui en résultent. Une série de mesures portant sur plusieurs années devra encore démontrer l'applicabilité de la méthode.

## La fascia di confidenza delle statistiche di propagazione

Riassunto. La grande variabilità nel tempo delle statistiche di propagazione richiede l'indicazione della fascia di confidenza perché i risultati di misurazione possano servire alla pianificazione. Viene definita la fascia di confidenza, relativa ad una sicurezza di asserzione  $W$ , della «vera» statistica. Sono descritti i metodi di calcolo che ne risultano. L'utilizzabilità deve essere dimostrata in base ad una serie pluriennale di misurazioni.

## 1 Einleitung

Die heutige Technik und die Naturwissenschaft basieren zu einem guten Teil auf Spekulationen, nämlich auf Statistiken. Dabei geht es wohl in einigen Fällen um die Behandlung von Phänomenen, die den Wahrscheinlichkeitsgesetzen unterliegen. Vielfach sind jedoch Erscheinungen zu beschreiben, deren Abhängigkeit von anderen Grössen nur ungenau bekannt ist. Durch Statistiken lassen sich Beobachtungsergebnisse übersichtlich darstellen. Die Genauigkeit solch beschreibender Statistiken ist im allgemeinen gut und kann leicht angegeben werden. Schwieriger ist es jedoch abzuschätzen, in welchem Masse die Messresultate und die daraus gezogenen Folgerungen für die Planung und die weiteren Untersuchungen gültig sind. Damit stellt sich die Frage, mit welcher Sicherheit aufgrund eines informativen Experiments auf die in einem künftigen Experiment (oder in der Betriebsphase) zu erwartenden Ergebnisse geschlossen werden darf.

Wir interessieren uns für das Erscheinungsbild, das durch Mittelwerte, Varianzen, Korrelationskoeffizienten und ähnliches bestimmt ist. Mit Hilfe eines informativen Experiments sollen diese statistischen Parameter ermittelt werden. Jedes Experiment stellt aber nur eine Stichprobe dar, und die dabei beobachteten statistischen Parameter weichen in zufälliger Weise mehr oder weniger von den «wahren» Werten ab. Wie die Stichprobentheorie zeigt, können die Ergebnisse eines Experiments um so zuverlässiger sein, je mehr voneinander statistisch unabhängige Versuche durchgeführt worden sind. Aus Kosten- und Zeitgründen ist aber der Umfang informativer Experimente beschränkt. Eine Abschätzung des Vertrauensbereichs der Ergebnisse ist daher notwendig.

## 2 Gemessene Ausbreitungsstatistiken

Die Diskussion des Vertrauensbereichs von Ausbreitungsstatistiken muss die Gegebenheiten der Praxis berücksichtigen. Es interessiert beispielsweise, während welcher Zeit  $\tau$  (in min) gesamthaft eine bestimmte Dämpfung  $A$  im Monat überschritten wird. Je nach Jah-

reszeit sind unterschiedliche Überschreitungszeiten  $\tau$  zu erwarten. Deshalb ist für die Planung die Wahrscheinlichkeit anzugeben, mit welcher in einem Kalendermonat die Dämpfung  $A$  während mehr als einer bestimmten Zeit  $\tau$  überschritten ist.

Figur 1 zeigt eine statistische Auswertung der auf der Strecke Mont Pèlerin—Chasseral (73 km) bei 11 GHz beobachteten monatlichen Überschreitungszeiten der Dämpfung  $A=25$  dB (Minutenmittelwerte). Jede Kurve stellt die während je eines Jahres gemessenen Summenhäufigkeiten  $P\{\tau\}$  der zwölf Überschreitungszeiten  $\tau_i$  dar. Diese Kurven unterscheiden sich voneinander stark, denn die Variationen der meteorologischen Bedingungen von Jahr zu Jahr sind gross. Man erkennt auch, dass die während zweier «günstiger» und zweier «ungünstiger» Jahre durchgeföhrten Messungen zu unterschiedlichen Schlussfolgerungen führen können.

Ausbreitungserscheinungen sind durch das Zusammenwirken mehrerer meteorologischer Faktoren bestimmt.

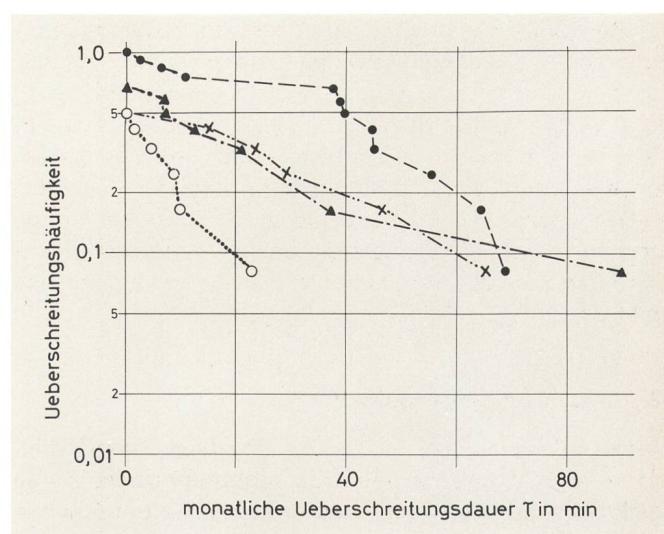


Fig. 1

Messungen der einzelnen Jahre der Summenhäufigkeit  $P\{\tau\}$  bei  
 $A = 25$  dB      ● 1976/77  
 $D = 73$  km      ○ 1977/78  
 $f = 11$  GHz      △ 1978/79  
                    × 1979/80

Aus diesem Grunde fällt es schwer, aufgrund meteorologischer Daten anzugeben, ob das Experiment während einer «ungünstigen», einer «mittelmässigen» oder einer «günstigen» Periode durchgeführt worden ist. Eine Abschätzung der Zuverlässigkeit gemessener Statistiken ist daher wünschbar.

### 3 Abschätzung der «wahren» Wahrscheinlichkeit

#### 31 Problemstellung

Die «wahre» Wahrscheinlichkeitsverteilung kann definitionsgemäss aufgrund einer unendlich grossen Stichprobe angegeben werden. Anhand von Stichproben beschränkten Umfangs lässt sich nur das Vertrauensintervall abschätzen, innerhalb dessen die «wahre» Verteilung voraussichtlich liegt. Vorerst wird für eine vorgegebene Aussagesicherheit  $W$  der Begriff des Vertrauensbereichs definiert. Die Berechnung benützt die *Likelihood*-Funktion und wird begründet. Abgeschätzt werden können einzelne Wahrscheinlichkeiten und Parameter von Verteilungen.

Das Vertrauensintervall  $\hat{P} \leq P < \hat{P}$  ist von der verlangten Aussagesicherheit  $W$  abhängig und derart definiert, dass für die gesuchte «wahre» Wahrscheinlichkeit  $P_0$  mit den Sicherheiten  $(1-W)/2$  die beiden Aussagen  $P_0 < \hat{P}$  und  $P_0 \geq \hat{P}$  richtig sind. Die «wahre» Wahrscheinlichkeit  $P_0$  liegt dann mit der Sicherheit  $W$  innerhalb des Intervales  $\hat{P} \leq P_0 < \hat{P}$ . Der Begriff der Aussagesicherheit wird anhand eines Beispiels genauer erklärt. Zur Vereinfachung beschränken wir uns vorerst auf die Bestimmung der Aussagesicherheit  $S = (1+W)/2$ , mit der die Aussage  $P_0 < \hat{P}|S$  richtig sein soll.

In einer Urne befinden sich  $M$  Kugeln; davon sind  $N$  rot. Die «wahre» Wahrscheinlichkeit  $P_0 = N/M$ , eine rote Kugel zu ziehen, ist dem Experimentator nicht bekannt. Bei einer Stichprobe von  $m$  Zügen (und jeweiligem Zurücklegen) erhält er  $n$  rote Kugeln und soll nun den Wert  $\hat{P}$  so bestimmen, damit die Aussage  $P_0 < \hat{P}$  mit der vorgegebenen Sicherheit  $S$  richtig ist.

Der Experimentator wird einen Algorithmus konstruieren müssen, um aus der Beobachtung ( $n$  von  $m$ ) den gesuchten Wert  $\hat{P}$  zu berechnen. Bei Wiederholungen des Versuchs und unterschiedlichen Ergebnissen ( $n_i$  von  $m_i$ ) liefert der Algorithmus auch unterschiedliche Werte  $\hat{P}_1, \hat{P}_2, \dots, \hat{P}_i, \dots$ . Die damit formulierten Aussagen  $P_0 < \hat{P}_i$  werden zum Teil falsch sein; sie sollen jedoch mit der vorgegebenen relativen Häufigkeit  $S$  zutreffen. Dann ist die Aussagesicherheit auch gleich  $S$ . Dieselbe Forderung muss an die Abschätzung der Vertrauensintervalle der Parameter von Wahrscheinlichkeitsverteilungen gestellt werden.

#### 32 Likelihood-Funktion

Es sei mit  $x = x_1, x_2, \dots, x_k$  das Ergebnis einer Stichprobe (z. B. Messung von Überschreitungszeiten) bezeichnet. Die Verteilungsfunktion sei bekannt und weise die Parameter  $a = a_1, a_2, \dots, a_j$  auf. Die Likelihood-Funktion  $L\{a, x\}$  gibt nun die Wahrscheinlichkeitsdichte des Auftretens der Stichprobe  $x$  im Ereignisraum  $X$  an. Mit der Maximum-Likelihood-Methode werden die Parameter so geschätzt, dass das Auftreten der beobachteten

Stichprobe  $x$  von höchster Wahrscheinlichkeit ist. Damit ist einer jeden Stichprobe  $x$  eindeutig eine Schätzung  $\hat{a}$  zugeordnet. Im Ereignisraum  $X$  bilden die Stichproben  $T_x$  für  $\hat{a} = \text{konstant}$  sich nicht schneidende Flächen.

Dadurch kann auch die Integration der Likelihood-Funktion  $L\{a, x\}$  im Parameterraum  $A$  definiert werden. Im Ereignisraum  $X$  bestimmen  $a' = \text{konstant}$  und  $a'' = \text{konstant}$  die Begrenzungsflächen eines Teilraums. Das Integral von den Parameterwerten  $a'$  bis  $a''$  ist nun gleich dem Integral im erwähnten Teilraum von  $X$ .

#### 33 Abschätzungsverfahren

Anhand einer Stichprobe  $x = x_1, x_2, \dots, x_k$  sind die «wahren» Parameter einer Verteilungsfunktion zu bestimmen. Zur Vereinfachung der Erklärung wird angenommen, dass nur ein Parameterwert abzuschätzen ist. Nach der Maximum-Likelihood-Methode wird der Stichprobe  $x$  der Parameter  $\hat{a}$  zugeordnet. Mit  $a_0$  sei der «wahre» Parameterwert bezeichnet. Es ist nun ein Wert  $\hat{a}$  so zu bestimmen, damit die Aussage  $a_0 \leq \hat{a}$  mit der Sicherheit  $S$  zutrifft.

Es wird die Behauptung aufgestellt,  $S$  entspräche dem Integral der Likelihood-Funktion  $L\{\hat{a}, x\}$  von  $a = \hat{a}$  bis  $a = a_{\max}$  im Parameterraum (s. 32):

$$S = \int_{x=\hat{a}}^{x=a_{\max}} L\{\hat{a}, x\} dx \quad (1)$$

Diese Relation laute explizit in  $\hat{a}$  geschrieben, wobei  $x$  durch  $\hat{a}$  dargestellt wird

$$\hat{a} = f\{S, x\} = F\{S, \hat{a}\} \quad (2)$$

Ohne wirkungsvolle Einschränkung darf angenommen werden, dass für  $S = \text{konstant}$

$$\partial \hat{a} / \partial \hat{a} \geq 0 \quad (3)$$

Zum Beweise definieren wir vorerst unter Benutzung von (2) den Wert  $\alpha$

$$\alpha = F\{S, a_0\} \quad (4)$$

Eine Stichprobe  $x$ , der nach der Maximum-Likelihood-Methode ein Parameter  $\hat{a} \geq \alpha$  zugeordnet wird, tritt also mit der Wahrscheinlichkeit

$$S = \int_{x=\alpha}^{x=a_{\max}} L\{a_0, x\} dx \quad (5)$$

auf. Für gleichbleibendes  $S$  ist bei den möglichen Stichproben zwischen den beiden folgenden Fällen zu unterscheiden:

- 1) wenn  $\hat{a} < \alpha$ , dann ist  $\hat{a} < a_0$
- 2) wenn  $\hat{a} \geq \alpha$ , dann ist  $\hat{a} \geq a_0$

Die Aussage  $a_0 \leq \hat{a}$  ist im Falle 2) richtig. Gemäss der Abschätzung (5) soll dieser Fall mit der Häufigkeit  $S$  auftreten. Damit kann (1) zur Ermittlung der Aussagesicherheit verwendet werden.

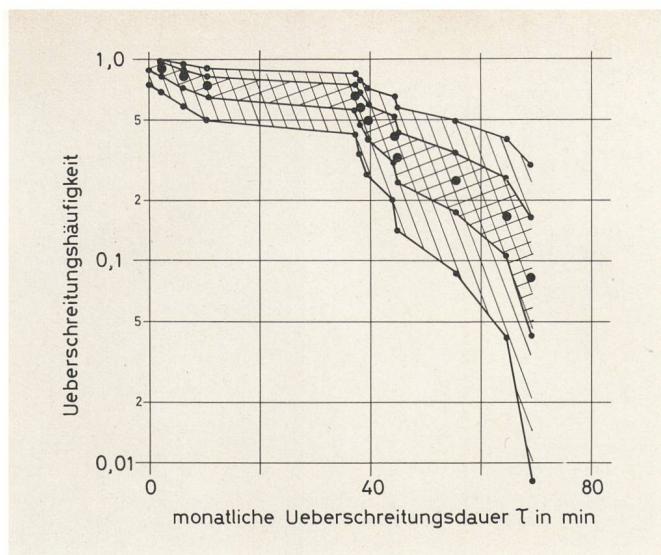


Fig. 2  
Vertrauensbereiche für  $P[\tau]$  nach dem ersten Jahr

- ▢ für Aussagesicherheit  $W = 50\%$
- ▢ für Aussagesicherheit  $W = 90\%$

### 34 Abschätzung einer Überschreitungs- wahrscheinlichkeit

Bei Messungen über  $m$  Monaten hat während  $n$  Monaten die monatliche Überschreitungszeit einer bestimmten Dämpfung mehr als  $T$  betragen. Abzuschätzen ist die «wahre» monatliche Überschreitungshäufigkeit  $P_0$  dieser Zeit  $T$ . Das Ergebnis der Stichprobe ist  $n$  positive Ergebnisse bei  $m$  Versuchen (s. Urnenmodell, 31). Die Wahrscheinlichkeit  $P$  einer Überschreitung je Monat stellt den Parameter der Verteilung dar. Damit ergibt sich für die Likelihood-Funktion  $L$  die Formel

$$L\{P, n\} = \binom{m}{n} \cdot P^n \cdot (1-P)^{m-n} \quad (6)$$

$L$  ist nur für ganzzahlige  $n$  definiert und weist dort das Verhalten der  $\delta$ -Funktion auf. Bei numerischen Berechnungen der Sicherheit  $S$  sind zweckmässigerweise für (1) deshalb folgende Formeln zu benutzen:

$$\text{für } n=0: \quad S = 1 - (1 - \hat{P})^m$$

$$\text{für } 0 < n < m: \quad S = \left[ \sum_{i=n}^{i=m} \binom{m}{i} \cdot (\hat{P})^i \cdot (1 - \hat{P})^{m-i} \right] - 0,5 \binom{m}{n} (\hat{P})^m \cdot (1 - \hat{P})^{m-n} \quad (7)$$

$$\text{für } n=m: \quad S = (\hat{P})^m$$

Das Differential von  $S$  nach  $\hat{P}$  stellt die aufgrund der Stichprobe zu erwartende Wahrscheinlichkeitsdichte von  $\hat{P}$  dar. Damit lässt sich der Erwartungswert  $E\{P\}$  der Wahrscheinlichkeit  $P$  bestimmen, nämlich

$$E\{P\} = \int_{P=0}^{P=1} P \cdot \frac{\partial S}{\partial P} \cdot dP = \frac{n+0,5}{m+1} \quad (8)$$

Eine solche Schätzung von  $P$  erscheint plausibler als die sich bei Anwendung der Maximum-Likelihood-Methode ergebende Annahme  $\hat{P} = n/m$ .

### 35 Schätzung der Parameter einer Verteilung

Die Abschätzung der Parameter einer Verteilung sei am Beispiel der Exponentialverteilung gezeigt. Deren Summenhäufigkeit  $P[x]$  ist gegeben durch

$$P[x] = b \cdot \exp\{-x/c\}; \quad (\text{für } x \geq 0) \quad (9)$$

Der Parameter  $b$  gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass ein Wert  $x > 0$  auftritt. Eine grosse Vereinfachung ergibt sich, wenn  $b$  und  $c$  einzeln abgeschätzt werden. Die Bestimmung des Vertrauensintervalls von  $b$  ist dann in Abschnitt 34 beschrieben. Von der Stichprobe  $x = x_1, x_2, \dots, x_m$  seien  $n$  Werte positiv, nämlich  $y_1, y_2, \dots, y_n$ . Diese sind zur Abschätzung des Parameters  $c$  zu benutzen. Die Likelihood-Funktion  $L_c\{c, y\}$  der Summenhäufigkeit  $P_c\{y\} = \exp\{-y/c\}$  ist dann

$$L_c\{c, y\} = c^{-n} \cdot \exp\left\{-\left[\sum_{i=1}^{i=n} y_i\right] / c\right\} \quad (10)$$

und nach der Maximum-Likelihood-Methode erhält man als Schätzung von  $c$

$$\hat{c} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} y_i \quad (11)$$

Wenn  $c_0$  der «wahre» Wert des Parameters  $c$ , so ist die Sicherheit  $S_c$  der Aussage  $c_0 \leq \hat{c}$

$$S_c = \left[ \sum_{i=0}^{i=n-1} \frac{1}{i!} \cdot \left[ \frac{n \cdot \hat{c}}{\hat{c}} \right]^i \right] \cdot \exp\left\{-\frac{n \cdot \hat{c}}{\hat{c}}\right\} \quad (12)$$

und der analog zu (8) berechnete «Erwartungsfunktions» von  $P_c\{y\}$  ist

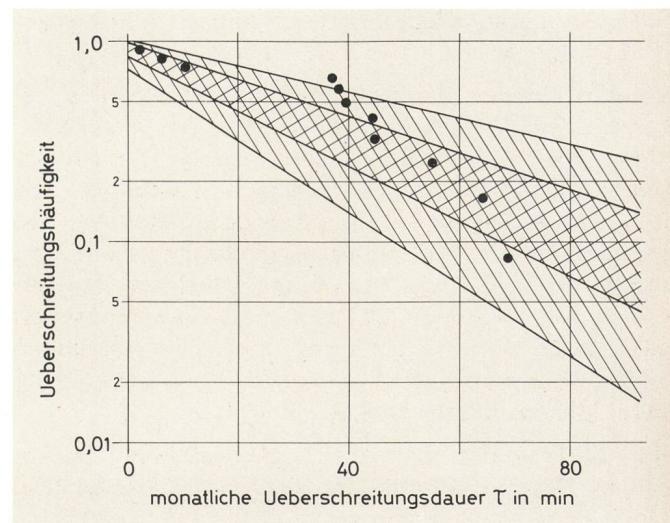


Fig. 3  
Vertrauensbereiche für  $P[\tau]$  nach dem ersten Jahr bei Annahme einer Exponentialverteilung

- ▢ für Aussagesicherheit  $W = 50\%$
- ▢ für Aussagesicherheit  $W = 90\%$

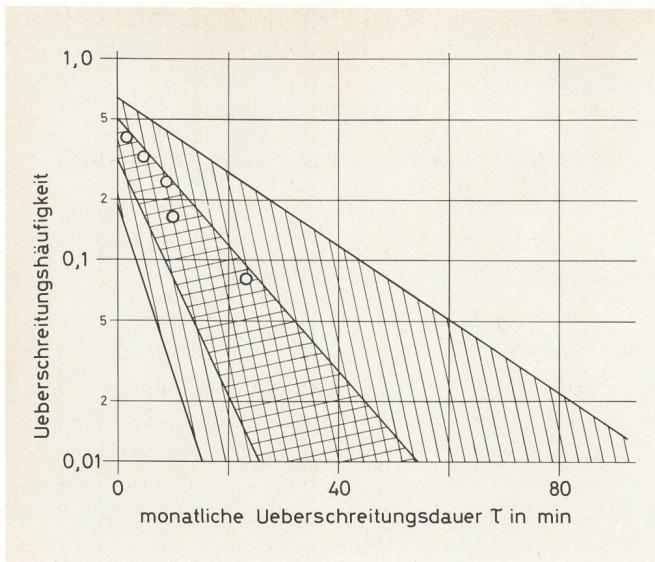


Fig. 4  
Vertrauensbereiche von  $P\{\tau\}$  aufgrund der Messungen des zweiten Jahres; Annahme einer Exponentialverteilung

for Aussagesicherheit  $W = 50\%$   
for Aussagesicherheit  $W = 90\%$

$$E\{P_c(y)\} = \frac{1}{[1 + (y/n \cdot \bar{c})]^n} \quad (13)$$

Von einer Schätzung mit der Zuverlässigkeit  $S$  soll erwartet werden, dass die beiden Aussagen ( $b_0 \leq \hat{b}$ ) und ( $c_0 < \hat{c}$ ) mit der Sicherheit  $S$  richtig sind. Mathematisch exaktere Lösungen sind unter Verwendung der Dichten ( $\partial S_b / \partial b$ ) und ( $\partial S_c / \partial c$ ) möglich.

#### 4 Vertrauensintervalle der beobachteten Statistiken

Die Anwendung der Schätzungsverfahren muss zeigen, inwiefern die Voraussetzungen der statistischen Betrachtungsweise in der Praxis zulässig sind. Die Art der in Figur 1 dargestellten Summenhäufigkeiten  $P\{\tau\}$  ist repräsentativ für viele Richtstrahlstrecken.

Vorerst seien nur die Ergebnisse des ersten Jahres diskutiert. Sind keine Annahmen über den Typ der Verteilung möglich, so ist die in 34 beschriebene Methode anzuwenden. Die auf diese Weise berechneten Vertrauensintervalle sind in Figur 2 aufgezeichnet. Nun bestehen jedoch gute Gründe, eine Exponentialverteilung vorauszusetzen. Figur 3 zeigt deshalb die nach dem Verfahren von Abschnitt 35 bestimmten Vertrauensintervalle. Beide Schätzungen stimmen ziemlich gut miteinander überein. Dasselbe kann bei den Auswertungen anderer Messperioden festgestellt werden.

Vergleicht man nun die nach der zweiten Methode (Abschnitt 35) ermittelten Vertrauensintervalle der Stichproben des ersten und des zweiten Jahres (Fig. 3 und 4), so sind wesentliche Unterschiede zu erkennen. Nur die Vertrauensintervalle mit den Aussagesicherheiten  $W > 90\%$  überdecken sich teilweise. Dies ist *nicht* auf mathematische Fehler der Schätzungsmethode, sondern auf die grosse Variabilität der jährlichen Statistiken zurückzuführen. Der Vergleich eines «ungünstigen» mit

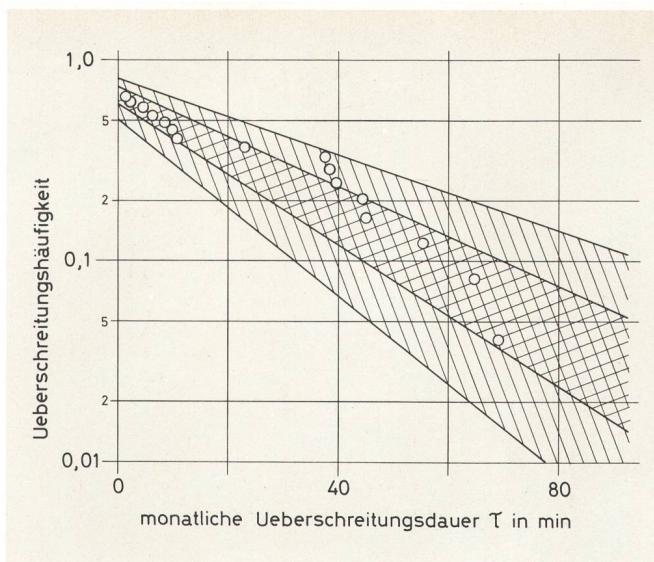


Fig. 5  
Vertrauensbereiche von  $P\{\tau\}$  nach den ersten zwei Jahren

for Aussagesicherheit  $W = 50\%$   
for Aussagesicherheit  $W = 90\%$

einem «günstigen» Jahr zeigt deutlich, dass nur auf mehrjährige Messungen abgestellt werden sollte. Auch durchdachtere Abschätzungsverfahren können die beschränkte Information kurzzeitiger informativer Experimente nicht kompensieren.

Die nach zwei- und nach vierjährigen Messungen sich ergebenden Vertrauensintervalle sind in den Figuren 5 und 6 dargestellt. Erwartungsgemäß ist die Breite der Vertrauensintervalle bezüglich  $\tau$  etwa umgekehrt proportional zur Wurzel aus der Dauer des Experimentes. Diese Figuren zeigen, dass auch nach Messungen von vier Jahren die Unsicherheiten noch verhältnismäßig gross sind. Es ist ihnen in der Planung daher Rechnung zu tragen.

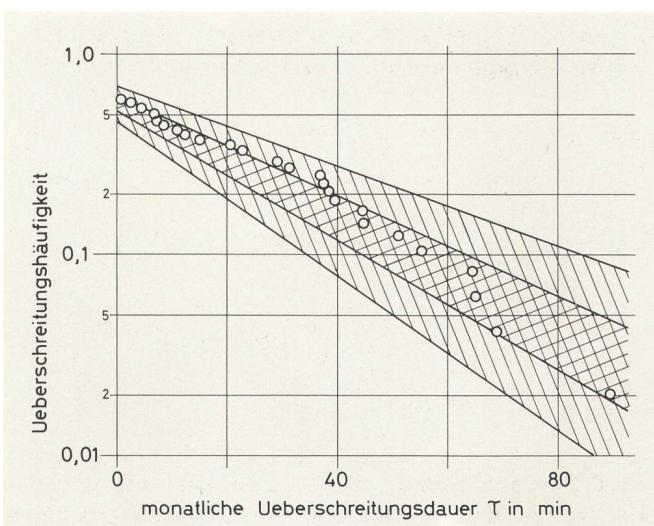


Fig. 6  
Vertrauensbereiche von  $P\{\tau\}$  nach vier Jahren

for Aussagesicherheit  $W = 50\%$   
for Aussagesicherheit  $W = 90\%$

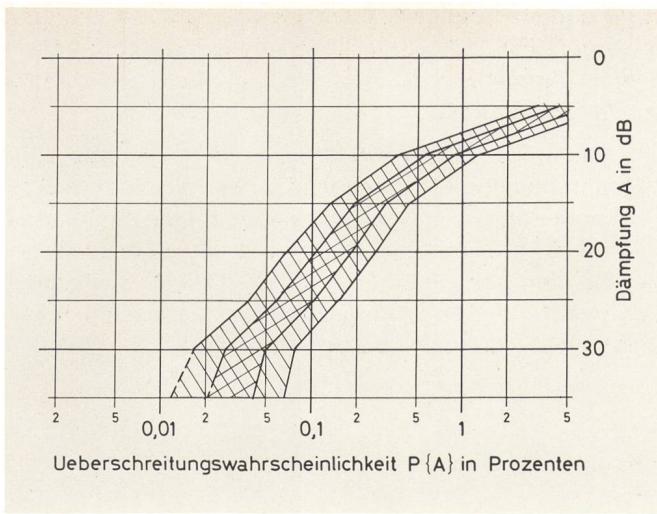


Fig. 7  
Vertrauensbereiche der jährlichen Dämpfungsstatistik  $P\{A\}$  aufgrund der Messungen des ersten Jahres

☒ Aussagesicherheit  $W = 50\%$   
☒ Aussagesicherheit  $W = 90\%$

## 5 Planungsrisiko

Infolge unsicherer Annahmen ergeben sich Planungsrisiken. Es wird hier die mögliche Fehleinschätzung der Summenhäufigkeit  $P\{A\}$  der zusätzlichen Ausbreitungs-dämpfung A diskutiert. Für genauere Angaben der Variabilität über die Jahre sind Messungen von langer Dauer notwendig.

In Abschnitt 4 ist das Vertrauensintervall der Überschreitungszeit  $\tau$  je Monat der Dämpfung  $A=25\text{ dB}$  behandelt worden. Zur Abschätzung der Summenhäufigkeit  $P\{A\}$  sind die angegebenen Rechenregeln für alle Dämpfungsstufen A anzuwenden. Bei Annahme einer Exponentialverteilung gemäss (9) erhält man für das Jahresmittel den Wert  $(c \cdot b)$ . In ähnlicher Weise lassen sich die Summenhäufigkeiten des «ungünstigsten Monats» abschätzen (vgl. [3]).

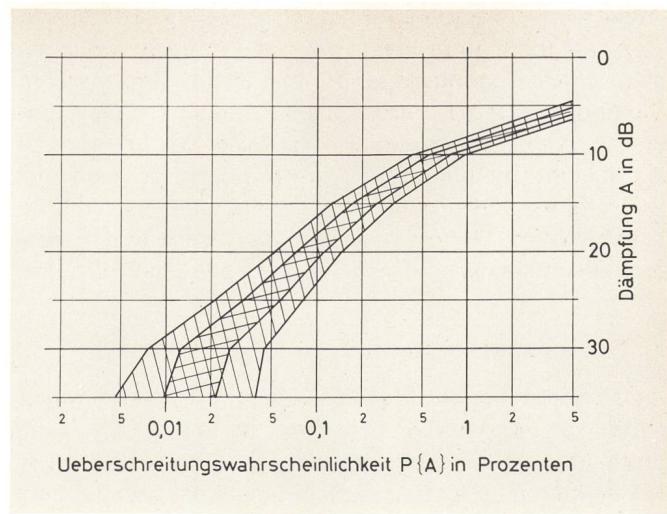


Fig. 9  
Vertrauensbereiche der jährlichen Dämpfungsstatistik  $P\{A\}$  aufgrund der Messungen der beiden ersten Jahre

☒ Aussagesicherheit  $W = 50\%$   
☒ Aussagesicherheit  $W = 90\%$

Die Figuren 7 und 8 zeigen die aufgrund der Messungen des ersten und nur des zweiten Jahres ermittelten Summenhäufigkeiten  $P\{A\}$  der Jahresmittel. Auf den Figuren 9 und 10 sind die sich nach zwei und nach vier Jahren ergebenden Vertrauensbereiche dargestellt. Bezuglich der Dämpfung A sind Unsicherheiten von 10 dB anzunehmen. Die Genauigkeit der Messung (→ beschreibende Statistik) ist aber um eine Größenordnung besser. Zuverlässige Aussagen über Dämpfungen von 30 dB sind im schweizerischen Klima in der Regel erst nach drei Jahren möglich.

Je grösser die Aussagesicherheit  $W$  sein soll, desto grösser ist der entsprechende Vertrauensbereich, und um so ungünstigere Summenhäufigkeiten  $P\{A\}$  sind zu berücksichtigen. Der Kosten wegen darf eine Planung aber nicht auf der denkbar ungünstigsten Dämpfungs-

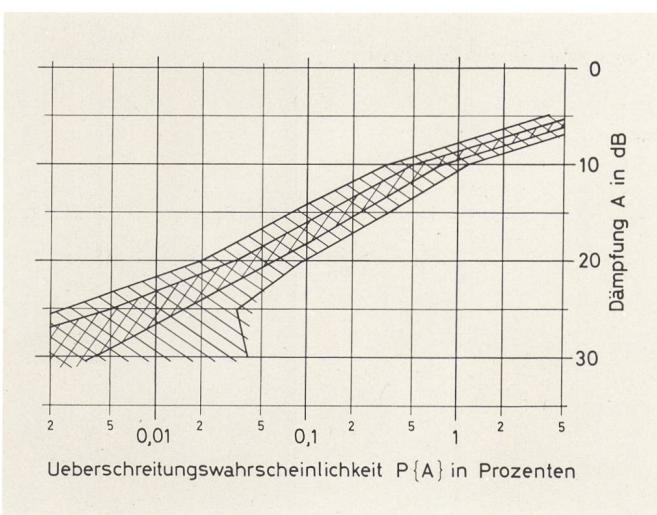


Fig. 8  
Vertrauensbereich der jährlichen Dämpfungsstatistik  $P\{A\}$  aufgrund der Messungen des zweiten Jahres

☒ Aussagesicherheit  $W = 50\%$   
☒ Aussagesicherheit  $W = 90\%$

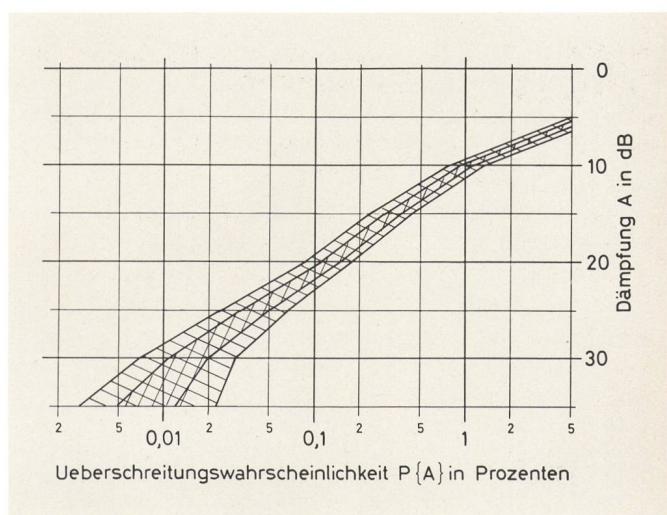


Fig. 10  
Vertrauensbereiche der jährlichen Dämpfungsstatistik  $P\{A\}$  aufgrund von vierjährigen Messungen

☒ Aussagesicherheit  $W = 50\%$   
☒ Aussagesicherheit  $W = 90\%$

statistik  $P\{A\}$  beruhen. Eine wichtige Aufgabe des Planners besteht nun darin, abzuschätzen, in welchem Masse das Planungsrisiko durch Verwendung stärkerer Sender, grösserer Antennen und ähnlichem verringert werden soll. Da dabei nicht bloss die Kosten, sondern auch nicht zahlenmässig beschreibbare Grössen eine Rolle spielen, lässt sich zur Lösung nicht eine mathematische Formel angeben. Die numerische Bestimmung des Vertrauensbereiches stellt hingegen eine Hilfe dar.

## 6 Schlussbemerkungen

Zur Abschätzung der Zuverlässigkeit von Ausbreitungsstatistiken wurden mögliche Formeln angegeben. Deren praktische Anwendung hat gezeigt, wie gross die Vertrauensbereiche gemessener Statistiken sein können. Die Beispiele zeigen auch, welche Aussagesicherheiten  $W$  vernünftigerweise einzusetzen sind.

Die gewählte Betrachtungsweise erscheint mindestens plausibel. So wie in bestimmten Klimagebieten in schöner Regelmässigkeit Jahr um Jahr dieselben meteorologischen Bedingungen auftreten, ist es auch vorstellbar, dass die Ausbreitungsverhältnisse in grösseren Perioden

stark ändern. Mangels ausreichender Unterlagen kann im letzten Fall jede statistische Abschätzung zu groben Fehlern führen. Hier liegt auch das Problem des statistischen Schliessens.

Die Variabilität der Ausbreitungsbedingungen von Jahr zu Jahr bedingt die Angabe des Vertrauensbereiches beobachteter Statistiken. Die angegebene Rechenmethode liefert quantitative Ergebnisse und ist deshalb bei der Planung brauchbar. Sie hilft aber auch zu entscheiden, welche der Verteilungsarten plausibel sein können und welche eher zu verwerfen sind.

## Bibliographie

- [1] *Aitchison J. und Dunsmore I. R. Statistical Prediction Analysis.* Cambridge University Press (1975) S. 272.
- [2] *Brandt S. Statistische Methoden der Datenanalyse.* Mannheim, Bibliographisches Institut (1968) S. 267.
- [3] *Crane R. K. und Debrunner W. E. Worst-month statistics.* Electron. Letters, GB, 14 (1978) S. 267.
- [4] *Stegmüller W. Jenseits von Popper und Carnap: Die logischen Grundlagen des statistischen Schliessens.* Berlin, 1973.

---

Die nächste Nummer bringt unter anderem  
Vous pourrez lire dans le prochain numéro

**8/83**

Steffen W. A.      Messung der Übertragungsbandbreite von Glasfasern  
Kotyrzka Dr. W.

Scheidegger A.      Universaltelephone UT 760  
Stähli K.