

Nr. 20

Über Schätzfunktionen zur
Bestimmung hoher Quantile
der Grundgesamtheit

Herausgeber:

Landesanstalt für Immissionsschutz
des Landes Nordrhein-Westfalen
Wallneyer Straße 6

D-4300 Essen 1

1982

ISSN 0720-8499

Über Schätzfunktionen zur Bestimmung hoher Quantile
der Grundgesamtheit luftverunreinigender Schadstoff-
konzentrationen aus Stichproben

[olf] [ernu]
Dr. R.-W. Bach

ÜBER SCHÄTZFUNKTIONEN ZUR BESTIMMUNG HOHER QUANTILE DER GRUNDGESAMTHEIT LUFTVERUNREINIGENDER SCHADSTOFFKONZENTRATIONEN AUS STICHPROBEN

Dr. R.-W. Bach

Z U S A M M E N F A S S U N G

Zur Schätzung hoher Quantile der Grundgesamtheit aus Stichproben werden zwei Verfahren vorgestellt und diskutiert: zum einen das verteilungsfreie Verfahren der Rangschätzmethode und zum anderen das eine hypothetische Verteilung unterlegende, empirisch gewonnene s_0 -Verfahren nach STRATMANN.

Die mit beiden Methoden gewonnenen Schätzungen werden dargestellt und mit den grundgesamtheitlichen Quantilen verglichen. Dabei werden die Stichproben aus Jahreszeitreihen von SO_2 -Konzentrationsmeßwerten gezogen, die man als Quasi-Grundgesamtheiten auffaßt. Durch Wiederholen der Stichproben ergeben sich Verteilungen der Schätzer, die über der grundgesamtheitlichen Verteilung dargestellt werden.

Ergänzend werden auch Mittelwert und Maximalwert der Stichproben ermittelt und in gleicher Weise dargestellt.

S U M M A R Y

Two methods for estimating higher quantiles of a population from a sample are presented and discussed: first the distribution - free method of rank - estimation and second the s_0 -method after STRATMANN which was empirically developed using a hypothetical distribution.

The estimations won by the two methods are presented and compared with the population's quantiles. The samples are selected from a year's time-series of SO_2 -concentration values which are considered as parent populations. By repeating the sample selection one finds distributions of the estimated quantiles, which are graphically presented together with the population's distribution.

In addition the arithmetic mean and the maximum value of the samples are calculated and presented in the same way.

1. Einleitung

Die meßtechnische Erfassung von Luftverunreinigungen geschieht für Gase und Schwebstaub durch Konzentrationsmessungen, wobei die Partialdichte der Schadstoffkomponente in Masse pro Kubikmeter Luft ermittelt wird. Für den Raumpunkt r , gekennzeichnet durch die Ortskoordinaten x und y , wird die Immissions-situation durch den Konzentrationsverlauf über eine bestimmte Zeitspanne T (Beurteilungszeitraum), z.B. ein Jahr, beschrieben. Das bedeutet die Ermittlung einer Zeitreihe von Konzentrationsmeßwerten. Der Meßzeitraum t_M für die Ermittlung des Einzelmeßwertes ist dabei sehr klein gegenüber dem Beurteilungszeitraum T .

Aufgrund der räumlichen Verteilung und des zeitlich variierenden Verhaltens der Emissionsquellen sowie durch physikalische und chemische Einflüsse verändert sich die gemessene Immissionskonzentration (Zufallsgröße) über der Zeitachse, ist also eine Funktion der Zeit: $c = c(t)$. Unter den vorliegenden Randbedingungen (Meßverfahren, Meßperiode, Ortslage, Meteorologie usw.) erfaßt man durch kontinuierliches Messen und Registrieren die Grundgesamtheit, besser "Quasi"-Grundgesamtheit, der Zustandsgröße "Schadstoffkonzentration" für den Ort r .

Die Beschreibung der Immissions-situation für den Punkt r ist somit rückwirkend für die Periode T vollständig möglich. Sie kann durch Angabe aller Einzelmeßwerte erfolgen oder, komprimierter, als Darstellung des Meßwertkollektivs in Form der Wahrscheinlichkeitsfunktion $f(x)$ (auch Häufigkeitsfunktion) oder der Verteilungsfunktion $F(x)$ (auch Summenhäufigkeitsfunktion). Zur Beurteilung und zum Vergleich solcher Verteilungsfunktionen von Zufallsgrößen ist es in der Statistik üblich - und auch ausreichend - anstelle der gesamten Verteilungsfunktion nur einige, jedoch charakteristische Werte, sogenannte Kenngrößen, anzugeben. Solche Kenngrößen können sein:

- Parameter bekannter Verteilungsfunktionen, etwa die Momente 1. bis 4. Ordnung bei z.B. normalverteilten Meßwertkollektiven, oder

- bestimmte Stützwerte aus der Verteilungsfunktion, also bestimmte Häufigkeiten oder Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten von Ereignissen, wie z.B. Quantile und Interdezile.

Die Wahl der zur Beurteilung herangezogenen Kenngrößen im Bereich des Immissionsschutzes darf aber keinesfalls willkürlich, formalistisch sein, sondern muß sich an dem Ziel, eine Gefährdung zu erkennen oder abzuschätzen, orientieren. Das Hauptkriterium bei der Wahl der Kenngrößen ist deshalb ihr Wirkungsbezug.

2. Wirkungsbezug der Kenngrößen

Ob und in welcher Weise bestimmte Schadstoffkonzentrationen unerwünschte Wirkungen hervorrufen, hängt im wesentlichen von der Höhe dieser Konzentrationen und ihrer Einwirkungsdauer ab, was sowohl bei Pflanzenexperimenten als auch bei Freilanduntersuchungen an der Vegetation nachgewiesen werden konnte [1, 2, 3].

Aus toxikologischen Untersuchungen mit Gasen ist es gebräuchlich, die Intensität einer bestimmten Wirkung als Produkt aus Schadgaskonzentration c und der Zeit t , während der ein Akzeptor dieser Konzentration ausgesetzt ist, zu beschreiben [4, 5]:

$$c \cdot t = K = \text{const.}$$

Eine definierte Intensität stellt sich dabei als konstante Größe des Produktes $c \cdot t$ dar.

Wie die Abb. 1 zeigt, ist aufgrund obiger Funktion gleiche Schadintensität (K_1) durch untereinander indirekt proportionale Kombinationen von Konzentration und Einwirkungszeit zu erwarten. Verschiedene Schadintensitäten stellen sich im c, t -Diagramm als Hyperbelschar dar, wobei jede dieser Hyperbeln als Wirkungsschwellenkurve einer bestimmten Wirkungsintensität aufzufassen ist.

Bleibt die Summe aller $c \cdot t$ -Werte eines Meßzeitraumes T (mit $\sum t_i = T$) unterhalb der Konstante K_i , so ist das Ausbleiben der durch K_i repräsentierten Wirkung für den Meßzeitraum zu erwarten.

Wählt man als Meßzeitraum eine festgelegte Konstante, etwa $T = 1$ Jahr, so ergibt sich nach

$$c(i) = \frac{K_i}{T} = \text{const.}$$

eine Wirkschwellenkonzentration, die zur Vermeidung einer bestimmten Wirkung über dem gesamten Meßzeitraum eingehalten sein muß. Da die Meßgröße c im Meßzeitraum $0 \leq t \leq T$ als Funktion der Zeit schwankt, Zeitreihe $c = c(t)$, muß zum Vergleich mit $c(i)$ der integrale Mittelwert der Zeitreihe

$$\bar{c} = \frac{1}{T} \int_0^T c(t) dt$$

gebildet werden.

Zur Beurteilung eines im Zeitraum T gewonnenen Meßwertkollektivs ist somit der Integralwert \bar{c} für den Zeitraum T wegen seiner direkten Vergleichbarkeit mit einer Wirkschwellenkonzentration als Kenngröße zu bilden.

Wie weiterführende Wirkungsuntersuchungen an Pflanzen ergaben [2, 6, 7], gilt der Zusammenhang $c \cdot t = \text{const.}$ nicht im gesamten Konzentrations-Zeit-Feld. Zur Beurteilung der Immissions-situation genügt sonst als einzige Kenngröße der Konzentrationsmittelwert über den Beurteilungszeitraum.

Speziell im Bereich hoher Konzentrationswerte bei nur geringen Einwirkungszeiten zeigte sich ein progressiver Anstieg der Wirkung trotz konstanten Produktes $c \cdot t$ [2, 7].

Wie aus Abb. 2 ersichtlich, entartet die Hyperbelschar im Bereich kleiner t und hoher c derart, daß bei konstantem Produkt $c \cdot t$ nun eine größere Schadintensität erreicht wird. So

entspricht $c \cdot t = 60 \text{ mg} \cdot \text{m}^{-3} \cdot \text{min} \hat{=} K_2$ statt wie in Abb. 1
 $c \cdot t = 60 \text{ mg} \cdot \text{m}^{-3} \cdot \text{min} \hat{=} K_1$.

Hieraus ergibt sich die Notwendigkeit, eine weitere Kenngröße bei der Beurteilung der Meßwertkollektive aus dem Beurteilungszeitraum zu finden. Diese Kenngröße muß es gestatten, die Kurzzeiteinwirkungen hoher Konzentrationen zu beurteilen.

Die niedrigste beurteilbare Einwirkzeit ist dabei der Meßzeitraum t_M , der als Meßdauer zur Ermittlung des Einzelmeßwertes c_i notwendig ist ($t_M = 10'$ bzw. $30'$). Demzufolge muß als Kenngröße ein einzelner hoher Konzentrationsmeßwert gewählt werden. Dann ergibt sich analog zur Betrachtung beim Integralwert eine weitere Wirkschwellenkonzentration

$$c^*(i) = \frac{K_i^*}{t_M} = \text{const.}$$

Zur Vermeidung der durch K_i^* repräsentierten Wirkung (Kurzzeitwirkung) muß $c^*(i)$ von jedem Einzelmeßwert (Meßdauer t_M) im Meßzeitraum eingehalten werden.

Aus dem Konzentrations-/Zeit-Muster von Luftschadstoffen lassen sich noch weitere Kenngrößen herleiten. So berücksichtigte STRATMANN 1963 bei der Beurteilung von SO_2 -Immissionen in der Umgebung einer isolierten Quelle neben Integralwert und Spitzenkonzentration u.a. noch die Häufigkeit für das Auftreten von Spitzenkonzentrationen sowie die Häufigkeit für das Auftreten von Erholungszeiten als Kenngrößen [9].

Sind aber Konzentrations-/Zeit-Muster frei von extremen Diskontinuitäten, so ist es zur Beurteilung der Immissionsituation ausreichend, die beiden oben beschriebenen Kenngrößen zu bestimmen. Damit ergibt sich, daß im Bereich Luftreinhalte zur Beschreibung der Meßwertkollektive mindestens zwei Kenngrößen erforderlich sind:

1. Kenngröße (repräsentiert eine Langzeitwirkung)

Sie beschreibt die Abhängigkeit der Wirkung auf den Akzeptor bei $c \cdot T = \text{const.}$ und läßt sich als Integralwert (arithmetischer Mittelwert) aus einem Kollektiv von Einzelmeßwerten darstellen.

Sie ist zu vergleichen mit einer Wirkschwellenkonzentration $c(i)$, die für eine bestimmte Wirkung durch lang andauernde niedrige Konzentration steht.

2. Kenngröße (repräsentiert eine Kurzzeiteinwirkung)

Sie beschreibt die Abhängigkeit der Wirkung auf den Akzeptor bei $c \cdot T \neq \text{const.}$ und läßt sich durch einen hohen Einzelmeßwert des Meßwertkollektivs darstellen.

Sie ist zu vergleichen mit einer Wirkschwellenkonzentration $c^*(i)$, die für eine bestimmte Wirkung durch kurz wirkende, hohe Konzentrationen steht.

3. Grundproblem der Kenngrößenbildung

Ein Immissionszustand am Ort r läßt sich nur dann exakt beschreiben, wenn man alle Zustände (Grundgesamtheit), die die Zustandsgröße "Schadstoffkonzentration" einer bestimmten Komponente an diesem Ort annehmen kann, zeitlich lückenlos für eine repräsentative Zeitspanne T erfaßt. Für einen einzelnen Punkt in einem Gebiet ist dies zeitlich lückenlos durch registrierende Messungen einer Dauermeßstation für bestimmte Komponenten möglich.

Will man aber das Immissions-/Zeit-Verhalten für ein größeres, zusammenhängendes Gebiet erfassen und beurteilen, so müßte man sowohl zeitlich als auch räumlich lückenlos messen, was natürlich in der Praxis nicht realisierbar ist. Um aber dennoch über den Raum-Zeit-Zustand eines Luftschadstoffes eine Aussage machen zu können, muß man für abgegrenzte räumliche Ausdehnung und für bestimmte zeitliche Abschnitte Stützpunkterhebungen (räumlich, zeitlich) durchführen.

Im Falle des Immissionsschutzes auf dem Gebiet der Luftreinhaltung sind z.B. Beurteilungsräume sogenannte Belastungsgebiete mit Beurteilungsflächen von $1-16 \text{ km}^2$, in denen die räumlichen Stützpunktmessungen an den Schnittpunkten eines 1 km -Rasters vorgenommen werden; der zeitliche Beurteilungsraum ist 1 Jahr mit einer bestimmten Anzahl von Stützpunktmessungen von jeweils 10 bis 30 Minuten Meßdauer t_M (ehemaliges III. und IV. Meßprogramm der LIS [20]).

An jedem Rasterschnittpunkt erhält man auf diese Weise Wertemengen oder Kollektive der Meßgröße, die wegen ihres zeitlichen Stützpunktcharakters Stichproben aus den Grundgesamtheiten aller Zustände der Meßgröße über der Zeitspanne T in den Raumpunkten (x_i, y_i) darstellen.

Das Grundproblem besteht nun darin, von diesen Stichproben (meist geringen Umfangs) auf die Grundgesamtheit zu schließen. Dazu werden die zur Beschreibung der Immissionssituation gewählten Kenngrößen aus der Stichprobe geschätzt und zwar mittels sogenannter Schätzfunktionen. Diese Schätzfunktionen sollen dabei so gewählt sein, daß sie als Kenngrößen solche Werte liefern, die mit den entsprechenden Kenngrößen der Grundgesamtheit, Parameter genannt, möglichst gut übereinstimmen.

Für die Güte solcher Schätzungen bzw. Schätzfunktionen, sind nach R.A. FISHER [8] u.a. folgende drei Kriterien maßgebend:

- 1) Konsistenz. Der Schätzwert soll konsistent (passend) sein heißt, daß mit wachsendem Umfang N der Stichprobe der Wert der geschätzten Kenngröße gegen den Wert des grundgesamtheitlichen Parameters konvergiert.
- 2) Erwartungstreue. Erwartungstreue heißt, daß mit wachsender Zahl von Schätzungen der Mittelwert aus allen Schätzungen dem Wert des grundgesamtheitlichen Parameters entspricht.
- 3) Effizienz. Als effizient (wirksam) bezeichnet man eine Schätzfunktion dann, wenn sie Schätzwerte mit minimaler Varianz um den Wert des grundgesamtheitlichen Parameters liefert.

Im Bereich des Immissionsschutzes ist es, ganz besonders für die Ermittlung der zweiten Kenngröße, natürlich sehr wichtig, daß man solche Schätzfunktionen für die Kenngrößenermittlung wählt, die diese genannten Kriterien möglichst erfüllen.

4. Schätzfunktionen für Kenngrößen

Die im folgenden genannten Schätzfunktionen zur Ermittlung zweier Kenngrößen aus Stichprobenkollektiven erfüllen im wesentlichen die oben genannten Kriterien.

Neben der eindeutigen und allgemein gebräuchlichen Ermittlung der ersten Kenngröße als arithmetisches Mittel der Stichprobe, werden zur Ermittlung der zweiten Kenngröße hier zwei Verfahren gegeneinander gestellt und später miteinander verglichen. Es sind dies zum einen das verteilungsfreie Verfahren der Rangschätzmethode und zum anderen das eine hypothetische Verteilung unterlegende, empirisch gewonnene s_0 -Verfahren nach STRATMANN [9, 10].

4.1. Mittelwert (1. Kenngröße)

Die erste Kenngröße, der Integralwert über den Beurteilungszeitraum $0 \leq t \leq T$, wird allgemein berechnet nach

$$\bar{c} = \frac{1}{T} \int_0^T c(t) dt$$

Da sich $c(t)$ als Folge von N Einzelmeßwerten, gemittelt über einen konstanten Meßzeitraum t_M darstellt, gilt:

$$\bar{c} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N c_i \quad \text{mit} \quad c_i = \frac{1}{t_M} \int_{(t_i - t_M)}^{t_i} c(t) dt.$$

Ganz allgemein gilt das arithmetische Mittel einer Stichprobe stets als konsistenter, erwartungstreuer Schätzer für den Erwartungswert der Grundgesamtheit, aus der die Stichprobe entnommen wurde.

4.2. Hoher Einzelwert (2. Kenngröße)

Zunächst stellt sich die Frage, welcher "hoher Einzelwert" der Grundgesamtheit aus der Stichprobe geschätzt werden soll.

Den Maximalwert der Grundgesamtheit aus der Stichprobe schätzen zu wollen, ist nicht möglich. Selbst bei Wahl des Stichprobenmaximalwertes als 2. Kenngröße, sind bei verschiedenen Grundgesamtheiten die Schätzwerte sehr instabil gegenüber den grundgesamtheitlichen Werten. Das heißt, daß bei unterschiedlichen, jedoch vergleichbaren Grundgesamtheiten (etwa im gleichen Beurteilungszeitraum aus einem Belastungsgebiet) die Relationen zwischen den aus Stichproben ermittelten Schätzern und den grundgesamtheitlichen Werten untereinander sehr stark schwanken. Hierauf wird bei der Ergebnisdarstellung nochmals genauer eingegangen.

Eine stabilere Schätzung von der Stichprobe auf die Grundgesamtheit dagegen ist für sogenannte hohe Quantile der Grundgesamtheit möglich. Als das q -Quantil einer Verteilung der Zufallsvariablen x bezeichnet man dabei denjenigen Wert x_q , bei dem die Verteilungsfunktion $F(x)$ den Wert q annimmt:

$$F(x_q) = q.$$

Quantile sind somit als Lage- oder Positionsparameter einer Verteilungsfunktion aufzufassen. Ein Quantil teilt dabei die Elemente einer Grundgesamtheit in zwei Klassen derart, daß $q \cdot 100\%$ der Elemente (Einzelwerte) unterhalb und $(1-q) \cdot 100\%$ oberhalb des Wertes x_q liegen [11].

Hohe Quantile im Sinne der zu lösenden Aufgabe sind solche, für die $q \cdot 100\%$ mindestens gleich 95% und größer werden. Aufgrund der Zweifach-Klassierung heißt das, daß höchstens 5% oder weniger der gemessenen Werte über dem als Kenngröße ermittelten Quantil liegen.

Die zur Schätzung des Quantilwertes x_q einer Stichprobe angewandte Rangschätzmethode bezeichnet man als sog. verteilungsfreies Verfahren, weil es, im Gegensatz zu den Parameter-Schätzfunktionen, keine hypothetische Verteilung zugrunde legt.

Bei der Rangschätzung geht man von einer empirischen Verteilungsfunktion eines endlichen Kollektivs des Umfangs N aus:

$$F_N(x(r)) = \frac{1}{N} \cdot r$$

mit r = Rangzahl der in aufsteigender Reihenfolge geordneten Meßwerte des Kollektivs

$x(r)$ = Meßwert zur Rangzahl r .

Der Rangwert r_q zum q -Quantil läßt sich dann einfach berechnen nach:

$$r_q = N \cdot F_N(x_q(r)) = N \cdot q.$$

Eine eindeutige Ermittlung $r_q \rightarrow x_q(r)$ ist bei ganzzahligem r_q möglich. Für nichtganzzahlige r_q^* mit

$$r_q \leq r_q^* \leq (r_q + 1),$$

wobei r_q die nächste ganze Zahl kleiner r_q^* bedeutet, ergäben sich zwei Werte

$$r_q \rightarrow x_q(r) \quad \text{und}$$

$$r_q + 1 \rightarrow x_q(r+1) .$$

Entstammt nun die Realisation der Zufallsgröße (Stichprobe) einer stetigen Grundgesamtheit, so kann man die Existenz von Werten zwischen $x_q(r)$ und $x_q(r+1)$ voraussetzen und die lineare Interpolation

$$x_q(r^*) = x_q(r) + (r_q^* - r_q) \cdot (x_q(r+1) - x_q(r))$$

zulassen.

Die Vorteile der Rangschätzmethode liegen zum einen in der Anschaulichkeit des ermittelten Quantils als Unterschreitungshäufigkeit, zum anderen darin, daß keine Voraussetzungen über die Form der Verteilungsfunktion der Grundgesamtheit getroffen werden müssen.

Das Hervorheben der "Verteilungsfreiheit" der Methode hat seine Ursache darin, daß die Verteilungsfunktionen von Meßwertkollektiven auch bei gleichem Schadstoff sehr unterschiedliche Formen aufweisen, wie mit keiner der bekannten theoretischen Verteilungsfunktionen, die Normalverteilung, lognormale Verteilung o.a., beschrieben werden können. Es ist daher auch nicht sinnvoll, zur Kenngrößenberechnung Schätzfunktionen zu benutzen, die aus solchen Modellverteilungen abgeleitet worden sind.

Bei solch formalistischer Anwendung mathematisch-statistischer Modelle geht leicht der Realitätsbezug verloren, d.h., daß der Wirkungsbezug der 2. Kenngröße als charakteristische Größe zur Beschreibung des Gefährdungsgrades beim Auftreten hoher, kurzzeitig einwirkender Konzentrationen gegenüber der rein mathematischen, dem theoretischen Modell gerechten Ermittlung in den Hintergrund tritt. Dagegen erweisen sich empirisch gewonnene, an der Problemstellung orientierte Methoden u.U. als geeigneter.

Eine solche Methode stellt das von STRATMANN [9] entwickelte s_0 -Verfahren dar. Bei sehr ausführlichen SO_2 -Immissionsmessungen in den Jahren 1957-60 in der Umgebung eines isoliert liegenden Emittenten fand STRATMANN, daß sich die ermittelten, extrem linkssteilen Verteilungen der SO_2 -Konzentrationsmeßwerte nur sehr schlecht durch die Parameter der Normalverteilung beschreiben lassen. Besonders die Verteilung der Meßwerte oberhalb des Mittelwertes ließ sich nur unzulänglich durch die auf Basis einer Normalverteilung ermittelte Standardabweichung beschreiben.

Wegen der größeren Gefährdung durch hohe, kurzzeitig einwirkende Konzentrationswerte kommt jedoch gerade diesem Teil der Verteilung besondere Bedeutung zu. Wie STRATMANN und ROSIN [10] sowie

auch weitere umfangreiche Untersuchungen [12, 13] von SO_2 -Immisionen in den Jahren 1962-1963 im Raum Duisburg und im nördlichen Ruhrgebiet nachweisen konnten, ist die Verteilung der Meßwerte oberhalb des Mittelwertes angenähert die Hälfte einer Normalverteilung. Anschaulich ergibt sich die vollständige Normalverteilung durch Spiegelung am Mittelwert \bar{x} (Abb. 3).

Bezeichnet man die Zahl der Einzelwerte der Verteilung oberhalb des Mittelwertes mit z , so ergibt sich für die angenommene Normalverteilung eine Gesamtzahl von $2 \cdot z$ Werten. Die Summe der Abweichungsquadrate für $x_i > \bar{x}$ ergibt sich zu:

$$2 \cdot \left(\sum_{i=1}^z (x_i - \bar{x})^2 \right).$$

Hieraus ergibt sich dann eine "empirische Größe" s_0 , die sich formal wie die Standardabweichung einer Normalverteilung berechnet

$$s_0 = + \sqrt{\frac{2 \sum (x_i - \bar{x})^2}{2z - 1}} \quad \text{mit } x_i > \bar{x}.$$

Als Kenngröße zur Beschreibung der Verteilung oberhalb des Mittelwertes wurde hieraus in der Technischen Anleitung zur Reinhaltung der Luft von 1964 [21] festgelegt:

$$\bar{I}_2 = \bar{x} + s_0 \cdot t_{0.975}.$$

Hier ist $t_{0.975}$ der Studentfaktor für 97,5 % statistische Sicherheit bei einseitiger Fragestellung; sein Wert beträgt für $N \rightarrow \infty$ $t = 1.96$.

Die Wahl des t-Faktors ergab sich dabei aus dem Vergleich zwischen gemessener und der aus der empirischen Größe s_0 berechneten Verteilung oberhalb des Mittelwertes. Die Wahl eines anderen t-Faktors, wie etwa bei der Angabe der Berechnungsmethode in der Technischen Anleitung zur Reinhaltung der Luft von 1974

[14] ($t=1,64$), ist prinzipiell zulässig, jedoch muß berücksichtigt werden, daß eine Überschätzung des grundgesamtheitlichen Quantils ($q=0,95$) erfolgt. Hierauf wird noch bei der Ergebnisdarstellung genauer eingegangen.

Das oben beschriebene Verfahren wurde entwickelt aus einer Kombination von experimentellem Befund (Meßwerteverteilung), problemorientiertem Sachzwang (Kenngröße mit realem Wirkungsbezug) und theoretischem, aus einem Modell entwickeltem Formalismus (Parameterschätzung bei Normalverteilung). Das Problem, die Ermittlung einer Kenngröße, die es ermöglicht, Gefährdungen kurzzeitig einwirkender, hoher Konzentrationen von luftverunreinigenden Gasen abzuschätzen, wurde hier unter konsequenter Berücksichtigung aller zur Verfügung stehenden Informationen angegangen und gelöst.

Die Vernachlässigung der (meist zahlreichen) Meßwerte unterhalb des Mittelwertes ist zulässig, da diese ja bei der Berechnung des Mittelwertes selbst berücksichtigt werden; sie beeinflussen also die Berechnung der ersten Kenngröße, welche die Langzeiteinwirkungen repräsentiert. Auf die Berechnung der zweiten Kenngröße, die die Gefährdung durch Kurzeiteinwirkung hoher Konzentrationen repräsentieren soll, dürfen logischerweise nur solche Werte Einfluß haben, die größer als die erste Kenngröße sind. Hierin liegt die besondere Stärke der s_0 -Methode, weil sie bei der I_2 -Kenngrößenbildung nur den in bezug auf die Wirkungsaussage relevanten Wertanteil des gesamten Meßwertkollektivs zur Berechnung benutzt.

Würde man z.B. den Maximalwert als 2. Kenngröße wählen, so fände nur ein einzelner Meßwert des Kollektivs bei der Beurteilung Berücksichtigung. Nach dem s_0 -Verfahren dagegen wird eine Kenngröße ermittelt, die die Struktur des Meßwertkollektivs, das Immissions-/Zeit-Muster, zwischen Mittelwert und Maximalwert mitberücksichtigt.

5. U n t e r s u c h u n g s z i e l u n d e x p e r i - m e n t e l l e s V o r g e h e n

Zur Schätzung der 2. Kenngröße wurden im wesentlichen zwei Methoden vorgestellt. Die mit diesen beiden Methoden gewonnenen Schätzungen eines grundgesamtheitlichen Parameters sollen dargestellt und verglichen werden; dies sowohl gegenüber der Grundgesamtheit als auch untereinander.

Zu diesem Zweck werden zufällige Stichproben unterschiedlicher Mächtigkeiten aus verschiedenen als Quasi-Grundgesamtheiten aufgefaßten Jahreszeitreihen von Halbstunden-SO₂-Konzentrationsmeßwerten gezogen. Durch Wiederholen der Stichproben ergeben sich Verteilungen der geschätzten Kenngrößen, die über der grundgesamtheitlichen Verteilung dargestellt und mit deren Parametern verglichen werden. Zusätzlich erfolgt als orientierende Ergänzung eine Ermittlung von Mittelwert und Maximalwert, die in gleicher Weise dargestellt werden.

5.1. Grundkollektive

Die experimentelle Grundlage bilden Jahreszeitreihen aus 1979 der SO₂-Konzentrationsmeßwerte, die als Halbstundenmittelwerte von den automatischen TEMES-Stationen im Raume Duisburg registriert wurden [15]. Im einzelnen handelt es sich um die Stationen Walsum (44) und Buchholz (50), siehe Abb. 4, deren Verbindungslinie in N - S - Richtung durch das Stadtgebiet von Duisburg verläuft.

Für die Auswahl der Stationen war maßgebend, daß ihre Kollektivstärke mindestens 75 % der Sollstärke des theoretischen Jahreskollektivs betrug. Weiterhin wurde bei der Auswahl darauf geachtet, daß die Kollektive hohe und voneinander unterschiedliche Maximalwerte aufwiesen, um die Verhältnisse bei der Schätzung hoher Einzelkonzentrationen klarer hervortreten zu lassen.

Die an den zwei ausgewählten Orten registrierten Meßwertkollektive von SO_2 -Halbstundenmittelwerten werden als Quasigrundgesamtheiten der Zustandsgröße "SO₂-Konzentration" für die Meßperiode 1979 (1.1. - 31.12.) am jeweiligen Meßort aufgefaßt. Die Häufigkeitsfunktionen dieser Grundgesamtheiten zeigt Tab. 1, sowie exemplarisch für die Station Walsum (44) die Abb. 3. Neben der Kollektivstärke sind in der Tabelle als Fixpunkte der Verteilungen die Mittelwerte sowie die Maximalwerte angegeben. Bei einer Einteilung der Kollektive in 40 Klassen zu 0,02 mg/m³ Klassenbreite zeigt die Abb. 3 deutlich die für SO₂-Kollektive charakteristische starke, linksseitige Schiefe.

Vergleicht man die beiden Grundkollektive miteinander, so fällt auf, daß Station 50 zwar den höheren Maximalwert aufzuweisen hat, daß jedoch der Mittelwert kleiner ist als der von Station 44. Der Grund dafür liegt in der unterschiedlichen Besetzungshäufigkeit speziell der oberen Klassen (Tab. 1). Während in den unteren Klassen die Besetzungshäufigkeit an beiden Stationen ähnlich ist, weichen sie bei den oberen Klassen doch stärker voneinander ab.

Gerade dieses für SO₂-Grundkollektive, die an unterschiedlichen Orten gewonnen werden, nicht ungewöhnliche Verhalten ist es, was eine räumlich vergleichende Beurteilung von Immissionskenngrößen, die man aus Stichproben zu ermitteln gezwungen ist, so problematisch macht.

In der Tabelle 2 sind neben den Mittelwerten und Maximalwerten der beiden Grundgesamtheiten auch die nach dem Rangschätzverfahren berechneten grundgesamtheitlichen Quantilwerte sowie die nach dem s_0 -Verfahren mit entsprechenden t-Faktoren berechneten I_2 -Werte, hier x_{s_0} genannt, aufgelistet. Diese Werte, die sogenannten "wahren", grundgesamtheitlichen, sind es, die man aus den Stichproben schätzen will.

5.2. Stichprobenkollektive

Die Stichprobenkollektive werden, im statistischen Sinne repräsentativ, aus den Grundkollektiven gezogen. Die Stichproben-

mächtigkeit beträgt $n = 13, 26$ und in weiterer Verdoppelung bis 832. Für jede Stichprobe werden, wie erwähnt, die Kenngrößen Mittelwert \bar{x} , Quantilwert x_q , I_2 -Wert nach s_0 als x_{s_0} und der Maximalwert x_M berechnet und entsprechend der Zahl an Wiederholungen dieser Stichprobenziehung aufgelistet. So ergeben sich für jede der berechneten Kenngrößen Verteilungen, die durch Mittelwert und Streuung beschrieben werden.

Auf diese Weise erhält man mittlere Werte der geschätzten Kenngrößen, die man mit den grundgesamtheitlichen Parametern vergleichen kann. Daneben ergibt sich nach Vorgabe einer Klasseneinteilung die Möglichkeit, diese Kenngrößenverteilungen als Häufigkeitsfunktion graphisch darzustellen, und zwar gleichzeitig neben der Häufigkeitsfunktion der Grundkollektive. Dadurch lassen sich die Lageverhältnisse zwischen den Schätzern der Kenngrößen und den grundgesamtheitlichen Parametern sehr anschaulich verdeutlichen. Es zeigte sich, daß eine Mindestzahl von 200 Wiederholungen der Stichproben bei einer Klasseneinteilung von 15 Klassen notwendig ist, um eine vernünftige graphische Darstellung der Schätzerverteilungen zu erzielen.

Quantilwerte x_q werden für $q = 0.900, 0.950, 0.975, 0.990, 0.995$ und 0.999 bestimmt, die I_2 -Werte nach dem s_0 -Verfahren mit den t-Faktoren für 90 %, 95 %, 97 %, 99 %, 99,5 % und 99,9 %-Vertrauensbereich bei einseitiger Fragestellung mit dem Freiheitsgrad $n - 1 = \infty$.

Um eine Aussage über die Form der Schätzgrößenverteilung machen zu können, wird zusätzlich mittels des Testverfahrens von KOLMOGOROW-SMIRNOW (K-S-Test) auf Normalverteilung geprüft. Der K-S-Test [16] ist dabei wegen seiner Unabhängigkeit von einer vorgegebenen Klassierung gegenüber dem χ^2 -Test vorgezogen worden.

Die gesamten Berechnungen einschließlich der graphischen Darstellungen sind mittels eines Rechnerprogramms auf der Rechenanlage der LIS durchgeführt worden. Das Programm ist dabei so ausgelegt, daß jede beliebige Kombination der Parameter "Stich-

probenmächtigkeit", "Wiederholung der Stichproben", "Quantil", "t-Faktor" und "Klasseneinteilung der Schätzgrößenverteilung" verarbeitet werden kann.

6. E r g e b n i s s e u n d D i s k u s s i o n

Für den Stichprobenumfang $n = 52$ bei 200facher Wiederholung der Stichprobenziehung sind die mittleren Werte der Schätzer nebst ihrer Standardabweichung in Tabelle 3 für die beiden Stationen 44 und 50 zusammengefaßt. Für Station 44 sind die Ergebnisse außerdem in den Abb. 5 bis 10 graphisch dargestellt.

Die Abbildungen zeigen neben der Häufigkeitsverteilung des Grundkollektivs Station 44 (Symbol +) auch die Häufigkeitsverteilungen der Schätzer für den Mittelwert (Symbol \square), den Quantilwert (Symbol x), den I_2 -Wert (Symbol o) und den Maximalwert (Symbol Δ). Durch Interpolation mittels sogenannter SPLINE-Funktionen [17, 18] bei festgelegtem Glättungsparameter werden die Häufigkeitsverteilungen als Kurven dargestellt. An der Konzentrationsachse sind des weiteren die jeweiligen grundgesamtheitlichen Parameter als \bar{x}_G (Mittelwert), x_q (Quantilwert), x_{so} (I_2 nach s_o -Methode) und x_M von unten markiert und von oben die jeweiligen Mittelwerte der Schätzer als \bar{x}_s , \bar{x}_q , \bar{x}_{so} und \bar{x}_M .

In Abb. 5 bis 10 sieht man zunächst deutlich, daß für den Mittelwert das Mittel der Schätzungen \bar{x}_s mit dem Mittel der Grundgesamtheit \bar{x}_G übereinstimmt. Wie erwartet erweist sich die Schätzung des Integralwertes durch das arithmetische Mittel als konsistent und erwartungstreu.

Betrachtet man die Abb. 5 bis 10 in Reihenfolge, so erkennt man deutlich, wie sich die Schätzerverteilungen für die Quantilwerte und die I_2 -Werte gegenüber den ortsfesten Verteilungen von Mittelwerten und Maximalwerten entsprechend der ansteigenden Quantile bzw. t-Faktoren von links nach rechts verschieben. Die Verteilungen verbreitern sich mit wachsendem q bzw. t-Faktor, wie auch aus Tabelle 3 über die wachsenden Standardabweichungen ersichtlich wird. Sie ähneln schließlich

in Lage und Form der Verteilung der Maximalwerte (Abb. 8 und 9). In Abb. 10 sieht man dann, daß sich die Verteilung der 0.999-Quantil-Schätzer mit der Verteilung der Maximalwerte deckt, die Verteilung der I_2 -Werte jedoch aufgrund des starken Anwachsens des t-Faktors nach rechts über die Maximalwertverteilung hinauswandert.

Die interpolierten Kurven der Häufigkeitsverteilungen der Schätzer zeigen qualitativ symmetrische Verläufe und es liegt nahe, zu prüfen, ob man Normalverteilung unterstellen darf. Der KOLMOGOROW-SMIRNOW Test ergibt dazu, daß man für alle untersuchten Stichprobenumfänge unterhalb von 200 Wiederholungen - die Zahl der Wiederholungen ist hier die Probenmächtigkeit im K-S-Test - die Normalverteilungs-Hypothese weder auf dem 5 % noch auf dem 10 % Signifikanz-Niveau ablehnen darf.

Erhöht man die Zahl der Wiederholungen (> 200), so wird der Test schärfer, und es zeigt sich, daß insbesondere für die Maximalwerte die Normalverteilungs-Hypothese immer häufiger abgelehnt werden muß, während dies für die anderen Schätzgrößen nicht gilt.

Verfolgt man anhand der Markierungen die Lage der mittleren Schätzer zu den ihnen entsprechenden grundgesamtheitlichen Werten, so sieht man, daß bei der Quantilschätzung eine wachsende Unterschätzung mit steigendem Quantilwert erfolgt. Bei den I_2 -Werten ist dagegen eine Übereinstimmung zwischen \bar{x}_{50} und x_{50} festzustellen. Vergleicht man die mittleren Schätzer der I_2 -Werte mit den grundgesamtheitlichen Quantilen (\bar{x}_{50} mit x_q), so stellt man mit wachsendem q bzw. t-Faktor zunächst eine Überschätzung (Abb. 5 und 6), dann eine Übereinstimmung (Abb. 7) und schließlich eine Unterschätzung des "wahren" Quantils durch die Mittelwerte der I_2 -Schätzer fest (Abb. 8 bis 10).

Diese Zusammenhänge zwischen den mittleren Schätzern und ihren entsprechenden grundgesamtheitlichen Werten sind in Tabelle 4 nochmals zusammengefaßt. Die Tabelle enthält für aufsteigendes q (bzw. t-Faktor) bei den beiden Grundgesamtheiten die Quotienten aus mittlerem Quantilschätzer und grundgesamtheitlichem

Quantil (hier zur besseren Unterscheidung q_N genannt), aus mittlerem I_2 -Schätzer und grundgesamtheitlichem Quantil, aus mittlerem I_2 -Schätzer und grundgesamtheitlichem I_2 -Wert und schließlich aus mittlerem Maximalwert und grundgesamtheitlichem Maximalwert. Zusätzlich sind die relativierten Standardabweichungen angegeben. Die Quotienten bilden sich aus den entsprechenden Werten der Tabellen 2 und 3; wie dort ist also die Stichprobenmächtigkeit $n = 52$ bei 200facher Wiederholung der Stichprobenziehung.

Was schon qualitativ aus den Abb. 5 und 10 zu ersehen ist, wird in der Tabelle 4 auch quantitativ deutlich. Die Quantilschätzer bleiben bei der vorgegebenen Randbedingung $n = 52$ im Mittel stets unterhalb des grundgesamtheitlichen Quantils, dies umso stärker, je höher das zu schätzende Quantil ist. Für den Stichprobenumfang $n = 52$ hat man es also mit einer nicht biasfreien Schätzung zu tun. Die Abb. 11 und 12 zeigen dies für beide untersuchten Grundgesamtheiten nochmals in einer graphischen Darstellung. Man sieht sehr gut, wie sich für die mittleren Quantilschätzer der Bias einseitig zu höheren Quantilen hin vergrößert. Die relativen Streubereiche sind durch die Balken der relativierten Standardabweichungen gekennzeichnet.

Vergleicht man nun die mittleren I_2 -Schätzer mit den grundgesamtheitlichen Quantilen, so zeigen die Tabelle 4 wie auch die Abb. 13 und 14 eine zunehmende Überschätzung zu niedrigen Quantilen, Übereinstimmung etwa beim 0.975-Quantil und eine zunehmende Unterschätzung zu höheren Quantilen hin. Im Gegensatz zur Quantilschätzung liegt hier also kein einseitig anwachsender Bias vor, sondern er durchläuft unter Vorzeichenwechsel das Minimum Null. Hier zeigt sich ein Vorteil der s_0 -Methode, den man als "dynamisches" Verhalten bezeichnen kann. Aufgrund des unterlegten Modells einer Gleichverteilung der Werte oberhalb des Mittelwertes, läßt sich die Schätzung auf ein bestimmtes Quantil "eichen". Im Falle der SO_2 -Meßwertkollektive ist dies das 0.975-Quantil, bei dem die Modellverteilung der s_0 -Methode den gemessenen SO_2 -Verteilungen entspricht.

Dieses Ergebnis wurde auch von STRATMANN und ROSIN bei Unter-

suchungen von SO_2 -Immissionen im Stadtgebiet von Duisburg 1962-63 [10] gefunden und fand seinen Niederschlag in der 1. Technischen Anleitung zur Reinhaltung der Luft 1964 [21].

Wegen der Gültigkeit der Modellannahme des s_0 -Verfahrens ist die gleichbleibende Übereinstimmung zwischen mittleren I_2 -Schätzern und den grundgesamtheitlichen I_2 -Werten bei wachsendem t -Faktor zu erwarten, wie dies aus der Tabelle 4 hervorgeht. Wie weiter aus der Tabelle 4 zu ersehen ist, eignen sich die Stichprobenmaximalwerte in keiner Weise als Punktschätzer der grundgesamtheitlichen Maximalwerte. Dies umso weniger, wenn vereinzelte, hohe Maximalwerte auftreten, wie bei der Grundgesamtheit Station 50.

Abschließend wird das Verhalten der Schätzgrößen bei variierender Stichprobenmächtigkeit betrachtet, siehe Tabelle 5. Hier sind für das Grundkollektiv Station 44 in Blöcken von oben nach unten die mittleren Schätzer des 0.975-Quantils, des I_2 -Wertes mit $t_{0.975}$ und des Maximalwertes nebst Standardabweichung für Stichprobenstärken zwischen 13 und 832 aufgelistet. Die Zahl der Stichprobenwiederholungen ist $w = 200$. Außerdem enthält die Tabelle die Angaben der jeweiligen 0.90-Interdezile, also der Grenzen, innerhalb denen 90 % der Schätzwerte liegen. In der 3. Spalte der Tabelle sind, wie auch in Tabelle 4, wiederum die Quotienten aus den mittleren Schätzern und dem grundgesamtheitlichen Quantilwert bzw. dem Maximalwert gebildet worden. Aufgeführt sind weiter die relativierten Standardabweichungen für Quantil-Schätzer und I_2 -Wert-Schätzer, abweichend für die Maximalwertschätzer, aus Gründen der besseren graphischen Darstellung, die relativierten Interdezile.

Für die Quantil-Schätzer entnimmt man zunächst der Tabelle 5, daß sich diese im Mittel mit wachsender Stichprobenmächtigkeit dem grundgesamtheitlichen Quantilwert asymptotisch nähern, gleichzeitig verringern sich die Standardabweichung und die Weite der Interdezilbereiche. Dieses Verhalten ist in Abb. 15 für die relativierten Werte dargestellt. Haben Schätzungen einen vom Stichprobenumfang abhängigen Bias, der bei $n \rightarrow \infty$ gegen Null geht, so spricht man von asymptotisch biasfreien

Schätzungen [19]. Es bleibt jedoch zu beachten, daß bei diesen Schätzungen in umgekehrter Richtung, also zu kleineren Stichprobenumfängen hin, ein Anwachsen des Bias zu erwarten ist. Man vergleiche hierzu auch die Untersuchungen von BUCK und DOPPELFELD zur Bedeutung des Stichprobenumfanges bei der Bewertung von Immissionen [22].

Betrachtet man nun die Schätzer der I_2 -Werte, so zeigen diese in ihren Mittelwerten keinen gleichmäßigen Anstieg zum grundgesamtheitlichen Quantilwert, sondern sie erweisen sich schon ab Stichprobenumfang $n = 52$ als stabil und mit diesem identisch, wobei Standardabweichung und Interdezilbereich wie beim Quantilschätzer mit steigendem n abnehmen. Für das 0.975-Quantil der Grundgesamtheit ist das Schätzverfahren nach der s_0 -Methode mit dem t-Faktor für 97,5 % statistische Sicherheit bei einseitiger Fragestellung also exakt. Wie aus den Abb. 13 und 14 hervorgeht, ist die Über- bzw. Unterschätzung für andere Quantile ebenso "exakt" und in ihrer Quantität stabil für alle Stichprobenumfänge $n > 52$.

Für die Maximalwerte der Stichproben gilt wie bei den Quantilschätzern eine Annäherung an den "wahren" Maximalwert mit steigender Stichprobenmächtigkeit bei abnehmender Standardabweichung und Verringerung der Interdezilbereiche. Abbildung 17 zeigt dies in graphischer Darstellung, wobei aus Gründen der besseren Anschaulichkeit hier als Streumaß die relativierten Interdezilbereiche gewählt worden sind. Wie man deutlich sieht, ist selbst bei hohem Stichprobenumfang keine biasfreie Schätzung des grundgesamtheitlichen Maximalwertes durch den Stichproben-Maximalwert zu erreichen.

S c h r i f t t u m

- [1] STRATMANN, H. und R. GUDERIAN:
 Freilandversuche zur Ermittlung von Schwefeldioxidwirkungen auf die Vegetation.
 I. Teil: Übersicht zur Versuchsmethodik und Versuchsanordnung.
 Forschungsbericht des Landes NW, Nr. 1118.
 Westdeutscher Verlag, Köln und Opladen 1962.
 III. Teil: Grenzwerte schädlicher SO₂-Immissionen für Obst- und Forstkulturen sowie für landwirtschaftliche und gärtnerische Pflanzenarten.
 Forschungsbericht des Landes NW, Nr. 1920.
 Westdeutscher Verlag, Köln und Opladen 1968.
- [2] VAN HAUT, H.:
 Die Analyse von Schwefeldioxidwirkungen auf Pflanzen im Laboratoriumsversuch.
 Staub, 21 (1961), Nr. 2, S. 52-56.
- [3] ZAHN, R.:
 Wirkungen von Schwefeldioxid auf die Vegetation
 Ergebnisse aus Begasungsversuchen.
 Staub, 21 (1961) Nr. 2, S. 56-60.
- [4] FLURY, F. und F. ZERNIK:
 Schädliche Gase.
 Springer Verlag, Berlin, Heidelberg, New York 1969.
- [5] Environmental Health Criteria 6.
 Principles and Methods for Evaluating
 the Toxicity of Chemicals, Part I, S. 19-54.
 Hrsg.: World Health Organisation, Geneva 1978.

- [6] THOMAS, M. D. und G. R. HILL:
Absorption of Sulphur Dioxide by Alfalfa and
its Relation to Leaf Injury.
Plant Physiology, 10 (1935), S. 291-307.
- [7] STRATMANN, H. und H. VAN HAUT:
Experimentelle Untersuchungen über die Wirkung
von Schwefeldioxyd auf die Vegetation.
Forschungsbericht des Landes NW, Nr. 884.
Westdeutscher Verlag, Köln und Opladen 1960.
- [8] FISHER, R. A.:
On the mathematical foundations of
the theoretical statistics.
Phil. Trans. Roy. Soc., A 222 (1922), S. 309.
- [9] STRATMANN, H.:
Freilandversuche zur Ermittlung von Schwefeldioxid-
wirkungen auf die Vegetation.
II. Teil: Messung und Bewertung der SO₂-Immissionen.
Forschungsbericht des Landes NW, Nr. 1184.
Westdeutscher Verlag, Köln und Opladen 1963.
- [10] STRATMANN, H. und D. ROSIN:
Untersuchung über die Bedeutung einer empirischen
Kenngröße zur Beschreibung der Häufigkeitsver-
teilung von SO₂-Konzentrationen in der Atmosphäre.
Staub, 24 (1964), Nr. 12, S. 520.
- [11] NOLLAU, V.:
Statistische Analysen - Mathematische Methoden der
Planung und Auswertung von Versuchen.
VEB Fachbuchverlag, Leipzig 1975, S. 50-57.

- [12] STRATMANN, H., M. BUCK, U. HÖLZEL und D. ROSIN:
Untersuchungen über die SO₂-Immissionen im
Stadtgebiet von Duisburg.
Schriftenreihe der Landesanstalt für Immissions-
und Bodennutzungsschutz des Landes NW,
Heft 1, S. 25-43, Verlag W. Girardet, Essen 1965.
- [13] STRATMANN, H., M. BUCK und E. HERPERTZ:
Untersuchungen über Schwefeldioxid- und Staub-
immissionen im nördlichen Ruhrgebiet.
Schriftenreihe der Landesanstalt für Immissions-
und Bodennutzungsschutz des Landes NW,
Heft 1, S. 52-68, Verlag W. Girardet, Essen 1965.
- [14] Erste Allgemeine Verwaltungsvorschrift zum Bundes-
Immissionsschutzgesetz (Technische Anleitung zur
Reinhaltung der Luft - TA-Luft) vom 28.8.1974.
Gemeinsames Ministerialblatt der Bundesministerien,
Nr. 24 (1974), S. 426-452.
- [15] Monatsberichte über die Luftqualität an Rhein
und Ruhr, Nr. 1/79-12/79.
Herausgeber: Landesanstalt für Immissionsschutz
des Landes NW, Essen 1979.
- [16] BÜNING, H. und G. TRENKLER:
Nichtparametrische statistische Methoden.
Walter de Gruyter Verlag, Berlin, New York 1978.
- [17] SAUER - SZABO:
Mathematische Hilfsmittel des Ingenieurs,
II. Teil, S. 265.
Springer Verlag, Berlin, Heidelberg, New York 1967.

- [18] KREITZ, N. und R. BRAUNER:
Subroutine "Spline".
LISLIB Subroutine-Bibliothek der Landesanstalt
für Immissionsschutz des Landes NW, Vers. 10,
Essen (1980), S. 77.
- [19] Documenta GEIGY:
Wissenschaftliche Tabellen, 7. Auflage.
GEIGY Pharmazeutika, Wehr (Baden) 1973.
- [20] Schriftenreihe der Landesanstalt für Immissions-
und Bodennutzungsschutz des Landes NW, Heft 1
(1965) bis Heft 54 (1981).
Verlag W. Girardet, Essen.
- [21] Allgemeine Verwaltungsvorschriften über geneh-
migungsbedürftige Anlagen nach § 16 der Gewerbe-
ordnung (Technische Anleitung zur Reinhaltung
der Luft).
Gemeinsames Ministerialblatt der Bundes-
ministerien, Nr. 26 (1964), S. 433.
- [22] BUCK, M. und A. DOPPELFELD:
Die Bedeutung des Stichprobenumfanges bei der
Messung und Bewertung von Immissionen.
Schriftenreihe der Landesanstalt für Immissions-
schutz des Landes NW, H. 50, S. 31-39,
Verlag W. Girardet, Essen 1980.

T a b e l l e n - u n d B i l d a n h a n g

Tabelle 1:

SO₂-Grundkollektive ermittelt an
TEMES-Stationen 1979

Station 44 - Walsum
[mg SO₂/m³]

Station 50 - Buchholz
[mg SO₂/m³]

Station 44 - Walsum			Station 50 - Buchholz		
Kollektivstärke	14153		Kollektivstärke	14129	
Mittelwert	.115		Mittelwert	.094	
Maximalwert	.904		Maximalwert	1.192	
Klassenbr.: .020 40 Klassen			Klassenbr.: .020 40 Klassen		
Klasse	Anzahl	Häufigkeit	Klasse	Anzahl	Häufigkeit
.020	953.	.0672	.020	1062.	.0750
.040	1738.	.1225	.040	1871.	.1321
.060	2803.	.1976	.060	2685.	.1896
.080	1852.	.1306	.080	2085.	.1472
.100	1304.	.0919	.100	1826.	.1289
.120	867.	.0612	.120	1255.	.0886
.140	721.	.0509	.140	855.	.0604
.160	599.	.0423	.160	579.	.0409
.180	507.	.0358	.180	387.	.0274
.200	504.	.0356	.200	309.	.0219
.220	445.	.0314	.220	230.	.0163
.240	362.	.0256	.240	196.	.0139
.260	287.	.0203	.260	175.	.0124
.280	228.	.0161	.280	133.	.0095
.300	135.	.0095	.300	113.	.0080
.320	130.	.0092	.320	94.	.0067
.340	88.	.0063	.340	68.	.0049
.360	72.	.0051	.360	47.	.0034
.380	55.	.0039	.380	41.	.0030
.400	59.	.0042	.400	28.	.0020
.420	50.	.0036	.420	29.	.0021
.440	65.	.0047	.440	14.	.0011
.460	46.	.0033	.460	11.	.0008
.480	30.	.0022	.480	6.	.0005
.500	41.	.0030	.500	4.	.0004
.520	41.	.0030	.520	2.	.0002
.540	33.	.0024	.540	5.	.0004
.560	26.	.0019	.560	4.	.0004
.580	23.	.0017	.580	2.	.0002
.600	16.	.0012	.600	3.	.0003
.620	13.	.0010	.620	4.	.0004
.640	7.	.0006	.640	0.	.0001
.660	5.	.0004	.660	0.	.0001
.680	7.	.0006	.680	1.	.0001
.700	9.	.0007	.700	1.	.0001
.720	10.	.0008	.720	0.	.0001
.740	3.	.0003	.740	1.	.0001
.760	2.	.0002	.760	1.	.0001
.780	7.	.0006	.780	0.	.0001
.904	10.	.0008	1.192	2.	.0002

Tabelle 2:

Mittelwerte, Quantilwerte, I_2 -Werte (x_{s_0})
und Maximalwerte der SO_2 -Grundkollektive

Grundgesamtheit	Station 44 [mg SO_2/m^3]	Station 50 [mg SO_2/m^3]
\bar{x}_G	0,115	0,094
$x_{0,900}$	0,245	0,186
$x_{0,950}$	0,323	0,248
$x_{0,975}$	0,432	0,303
$x_{0,990}$	0,535	0,367
$x_{0,995}$	0,600	0,410
$x_{0,999}$	0,760	0,561
$x_{s_0}(t_{0,900})$	0,321	0,231
$x_{s_0}(t_{0,950})$	0,385	0,270
$x_{s_0}(t_{0,975})$	0,430	0,304
$x_{s_0}(t_{0,990})$	0,501	0,344
$x_{s_0}(t_{0,995})$	0,530	0,371
$x_{s_0}(t_{0,999})$	0,639	0,426
x_M	0,904	1,192

Tabelle 3:

Mittlere Mittelwerte, mittlere Quantilwerte,
mittlere I_2 -Werte (\bar{x}_{s_0}) und mittlere Maximal-
werte nebst zugehörigen Standardabweichungen
ermittelt durch 200 Stichproben mit Stich-
probenstärke 52 aus SO_2 -Grundkollektiven

Stichproben 200 * 52	Station 44 [mg SO_2/m^3]	Station 50 [mg SO_2/m^3]
\bar{x}_s	0,115 ± 0,016	0,094 ± 0,011
$\bar{x}_{0,900}$	0,238 ± 0,045	0,181 ± 0,034
$\bar{x}_{0,950}$	0,311 ± 0,074	0,234 ± 0,049
$\bar{x}_{0,975}$	0,385 ± 0,101	0,279 ± 0,054
$\bar{x}_{0,990}$	0,456 ± 0,112	0,325 ± 0,069
$\bar{x}_{0,995}$	0,486 ± 0,119	0,335 ± 0,094
$\bar{x}_{0,999}$	0,510 ± 0,134	0,360 ± 0,097
$\bar{x}_{s_0}(t_{0,900})$	0,317 ± 0,069	0,228 ± 0,044
$\bar{x}_{s_0}(t_{0,950})$	0,382 ± 0,081	0,267 ± 0,070
$\bar{x}_{s_0}(t_{0,975})$	0,424 ± 0,099	0,304 ± 0,075
$\bar{x}_{s_0}(t_{0,990})$	0,495 ± 0,115	0,337 ± 0,075
$\bar{x}_{s_0}(t_{0,995})$	0,522 ± 0,126	0,366 ± 0,091
$\bar{x}_{s_0}(t_{0,999})$	0,633 ± 0,149	0,422 ± 0,098
\bar{x}_M	0,515 ± 0,135	0,372 ± 0,117

Tabelle 4: Quotienten aus den Mittelwerten geschätzter Kenngrößen und grundgesamtheitlichen Kenngrößen nebst relativierten Standardabweichungen

200 * 52	Station 44			Station 50		
q	\bar{x}_q/qN	\bar{x}_{so}/qN	\bar{x}_{so}/x_{so}	\bar{x}_q/qN	\bar{x}_{so}/qN	\bar{x}_{so}/x_{so}
0,900	0,97 ±0,18	1,29 ±0,28	0,99 ±0,21	0,97 ±0,18	1,23 ±0,24	0,99 ±0,19
0,950	0,96 ±0,23	1,18 ±0,25	0,99 ±0,21	0,94 ±0,20	1,08 ±0,28	0,99 ±0,26
0,975	0,89 ±0,23	0,98 ±0,23	0,99 ±0,23	0,92 ±0,18	1,00 ±0,25	1,00 ±0,25
0,990	0,85 ±0,21	0,93 ±0,21	0,99 ±0,23	0,89 ±0,19	0,92 ±0,20	0,99 ±0,22
0,995	0,81 ±0,20	0,87 ±0,21	0,98 ±0,24	0,82 ±0,23	0,87 ±0,22	0,99 ±0,25
0,999	0,67 ±0,18	0,83 ±0,20	0,99 ±0,23	0,64 ±0,17	0,75 ±0,17	0,99 ±0,23
$\frac{\bar{x}_M}{x_M}$	0,57 ± 0,15			0,31 ± 0,10		

Tabelle 5:

Mittelwerte geschätzter Kenngrößen nebst Standardabweichung, 0,90-Interdezile und Quotienten zum grundgesamtheitlichen 0,975-Quantil bzw. grundgesamtheitlichen Maximalwert für wachsende Stichprobenstärke bei konstanter Zahl von Stichprobenwiederholungen

Station 44

$q = 0,975$
 $t_{0,975} = 1,96$
 $q_N = 0,432 \text{ mg SO}_2/\text{m}^3$
 $x_M = 0,904 \text{ mg SO}_2/\text{m}^3$
 $w = 200$

n	$\bar{x}_{0,975}$ [mg SO ₂ /m ³]	s	0,90-Interdezil [mg SO ₂ /m ³]	$\bar{x}_{0,975}/q_N \pm s/q_N$
13	0,319	0,122	0,161 - 0,548	0,74 ± 0,44
26	0,349	0,106	0,222 - 0,567	0,81 ± 0,25
52	0,391	0,091	0,265 - 0,529	0,91 ± 0,21
104	0,409	0,074	0,293 - 0,526	0,95 ± 0,17
208	0,413	0,056	0,318 - 0,499	0,96 ± 0,13
416	0,425	0,040	0,361 - 0,501	0,98 ± 0,09
832	0,425	0,029	0,372 - 0,467	0,98 ± 0,07
n	\bar{x}_{so} [mg SO ₂ /m ³]	s	0,90-Interdezil [mg SO ₂ /m ³]	$\bar{x}_{so}/q_N \pm s/q_N$
13	0,417	0,189	0,184 - 0,770	0,97 ± 0,44
26	0,407	0,125	0,248 - 0,646	0,94 ± 0,29
52	0,433	0,091	0,307 - 0,599	1,00 ± 0,21
104	0,433	0,064	0,333 - 0,546	1,00 ± 0,15
208	0,427	0,044	0,360 - 0,492	0,99 ± 0,10
416	0,429	0,033	0,383 - 0,493	0,99 ± 0,08
832	0,428	0,023	0,396 - 0,469	0,99 ± 0,05
n	\bar{x}_M [mg SO ₂ /m ³]	s	0,90-Interdezil [mg SO ₂ /m ³]	$\bar{x}_M/x_M \quad I_u/x_M \quad -I_o/x_M$
13	0,357	0,146	0,172 - 0,613	0,39 0,19 - 0,68
26	0,421	0,140	0,236 - 0,687	0,47 0,26 - 0,76
52	0,524	0,137	0,327 - 0,764	0,58 0,36 - 0,85
104	0,606	0,118	0,439 - 0,814	0,67 0,36 - 0,85
208	0,663	0,107	0,498 - 0,856	0,73 0,49 - 0,90
416	0,719	0,093	0,572 - 0,889	0,80 0,55 - 0,95
832	0,777	0,074	0,667 - 0,904	0,80 0,74 - 1,00

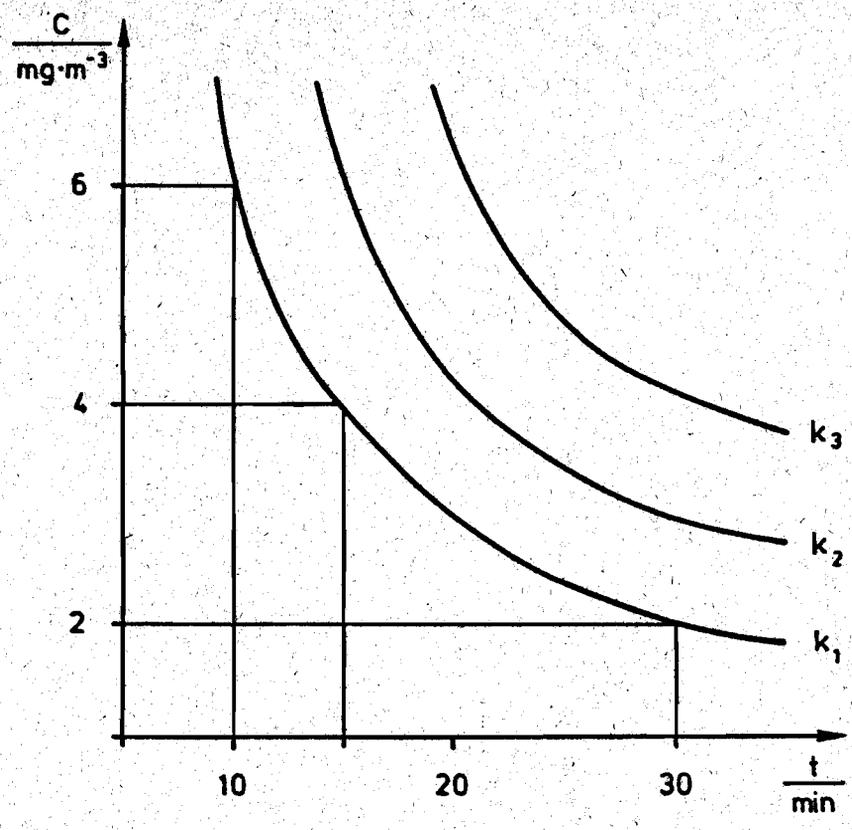


Abb. 1 : Kurven gleicher Wirkungsausprägung bei konstantem Produkt $c \cdot t$

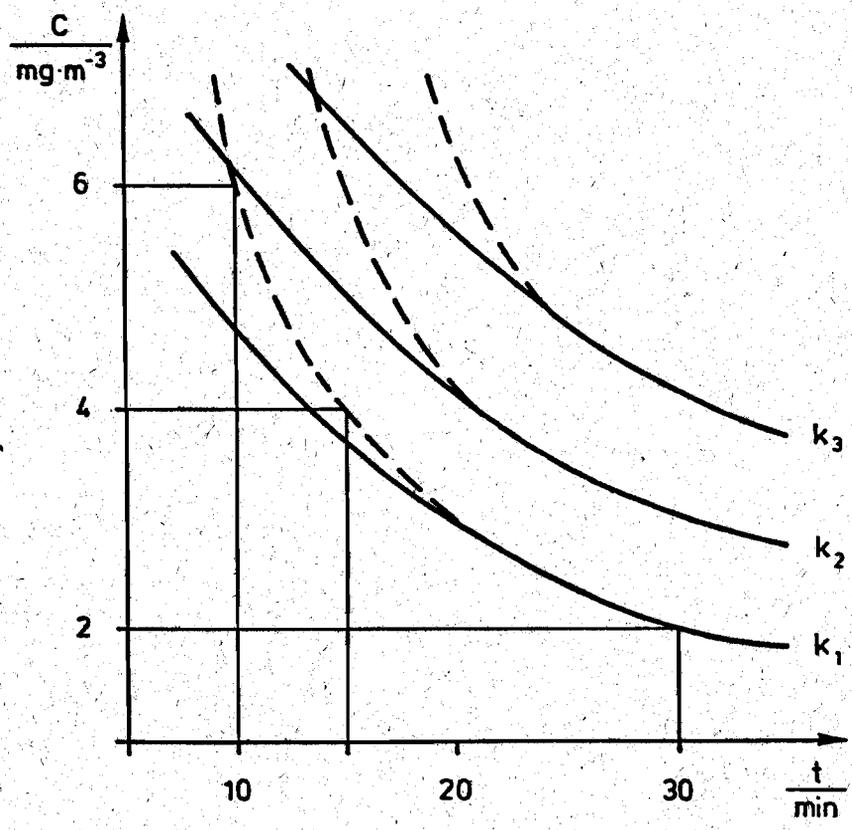


Abb. 2 : Kurven gleicher Wirkungsausprägung bei nicht-konstantem Produkt $c \cdot t$ im Bereich hoher Konzentrationen

Landesanstalt für Immissionsschutz
des Landes Nordrhein-Westfalen
Bibliothek

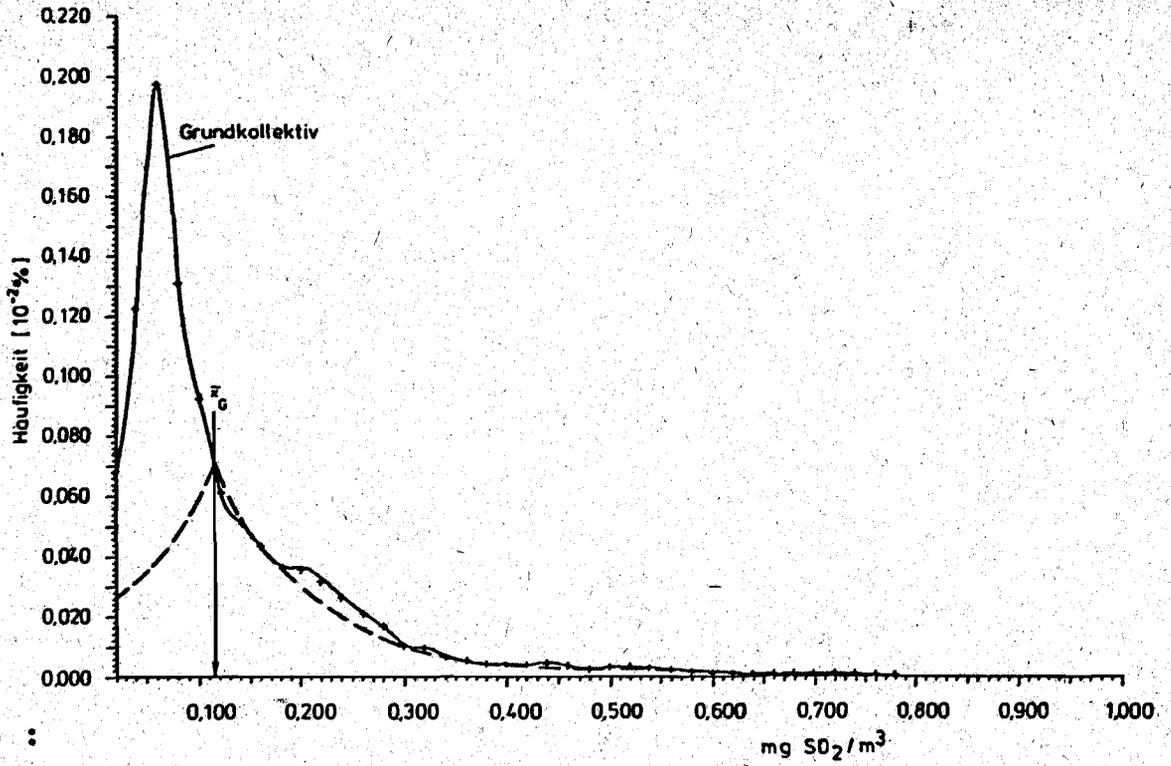


Abb. 3 :

Häufigkeitsfunktion des SO_2 -Grundkollektivs ermittelt in 1979 an der TEMES-Station Walsum (44) sowie Verlauf einer hypothetischen Normalverteilung durch Spiegelung am Mittelwert des Grundkollektivs

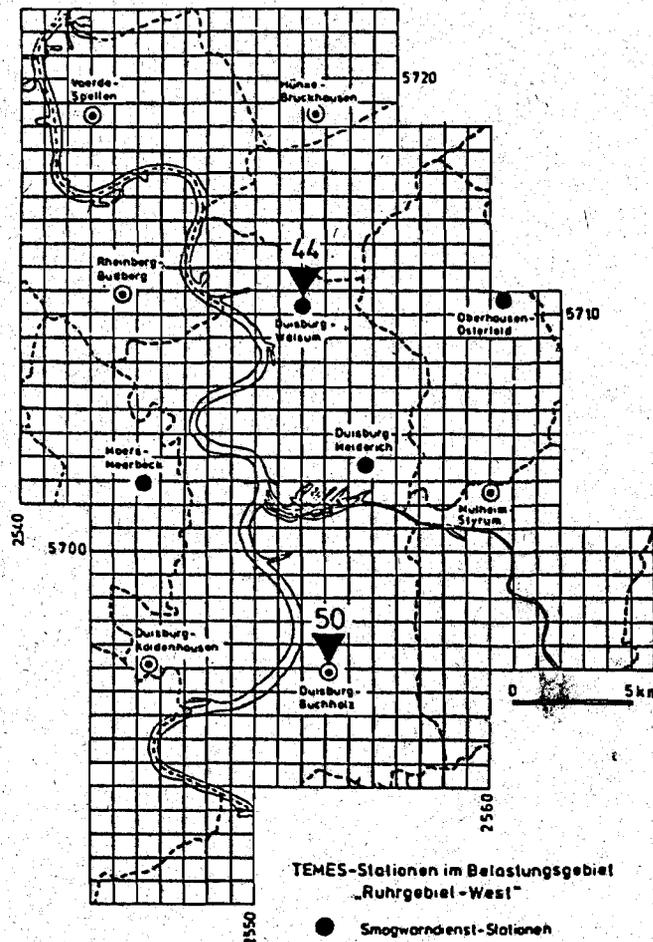


Abb. 4 : Lageübersicht der TEMES-Stationen

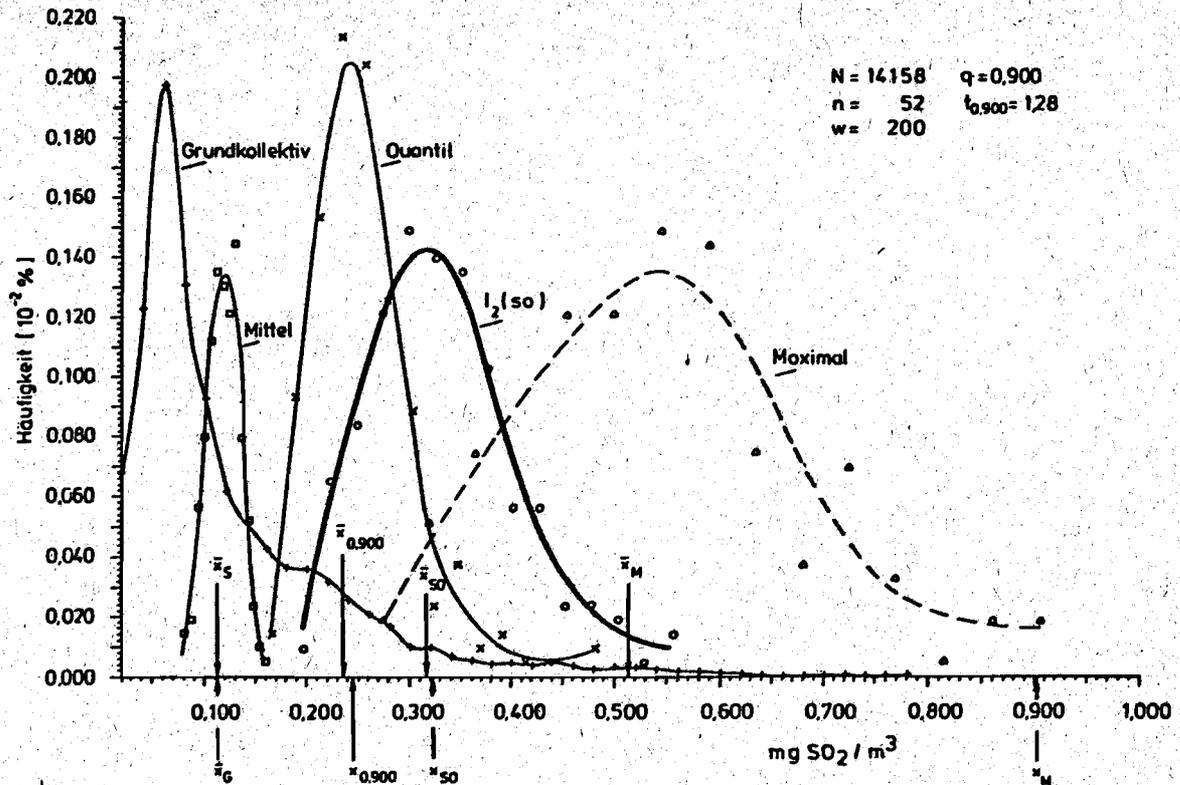


Abb. 5 : Häufigkeitsfunktion des SO₂-Grundkollektivs der Station Walsum (44) überlagert von den aus 200 Stichproben der Mächtigkeit $n = 52$ ermittelten Häufigkeitsfunktionen der Schätz-Kenngrößen für Mittelwert, 0.900-Quantil, I₂-Wert mit $t_{0.900}$ und Maximalwert

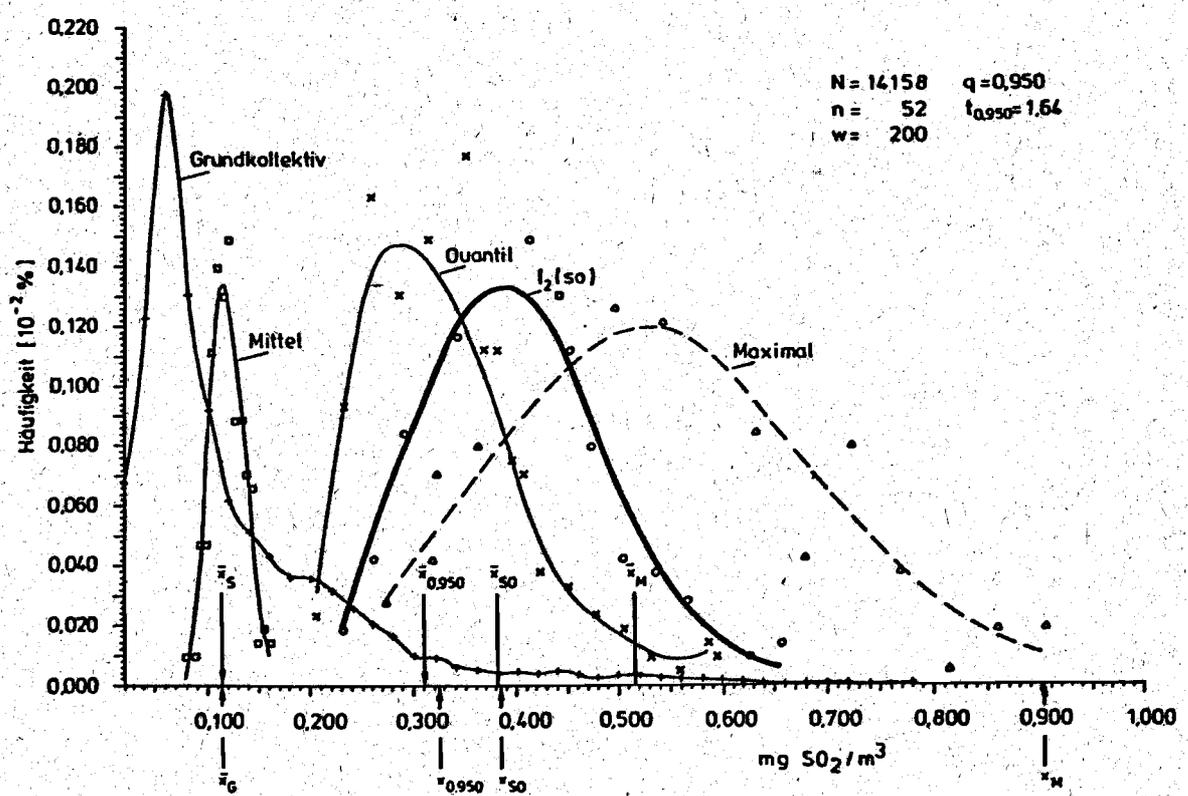


Abb. 6 : wie Abb. 5 , jedoch für 0.950-Quantil und I₂-Wert mit $t_{0.950}$

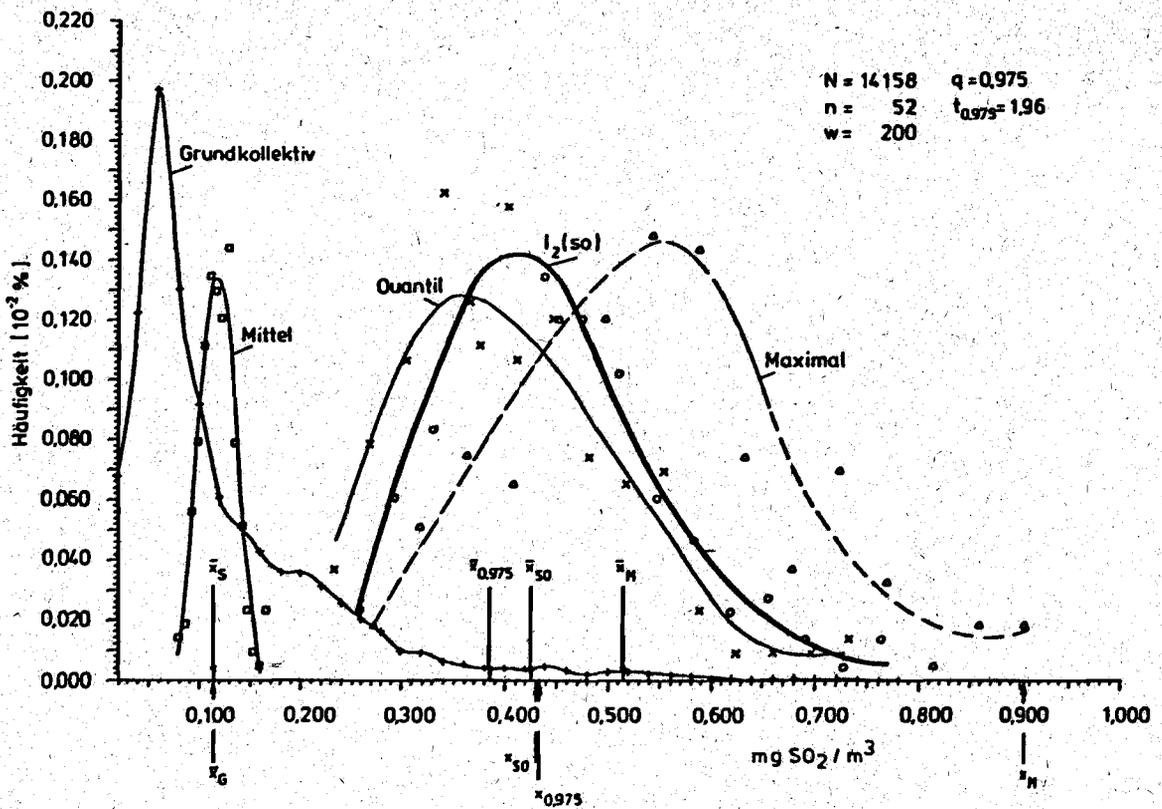


Abb. 7 : wie Abb. 5, jedoch für 0.975-Quantil und I_2 -Wert mit $t_{0.975}$

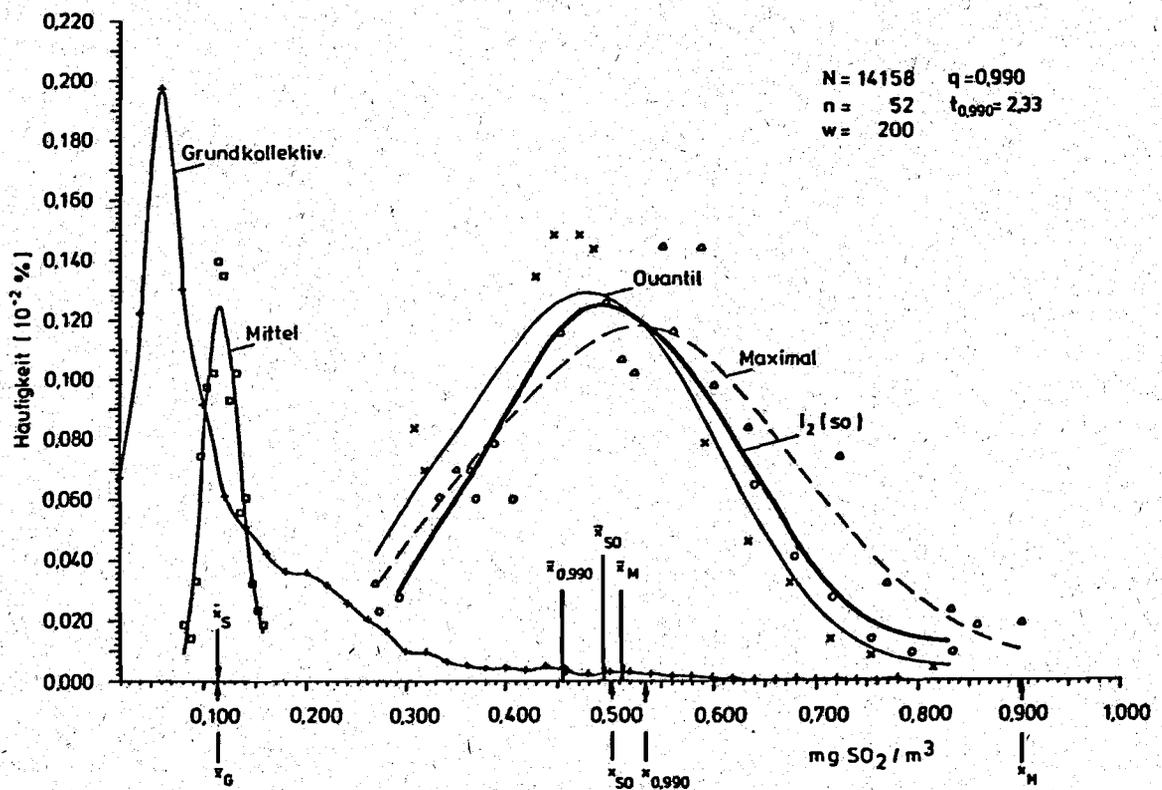


Abb. 8 : wie Abb. 5, jedoch für 0.990-Quantil und I_2 -Wert mit $t_{0.990}$

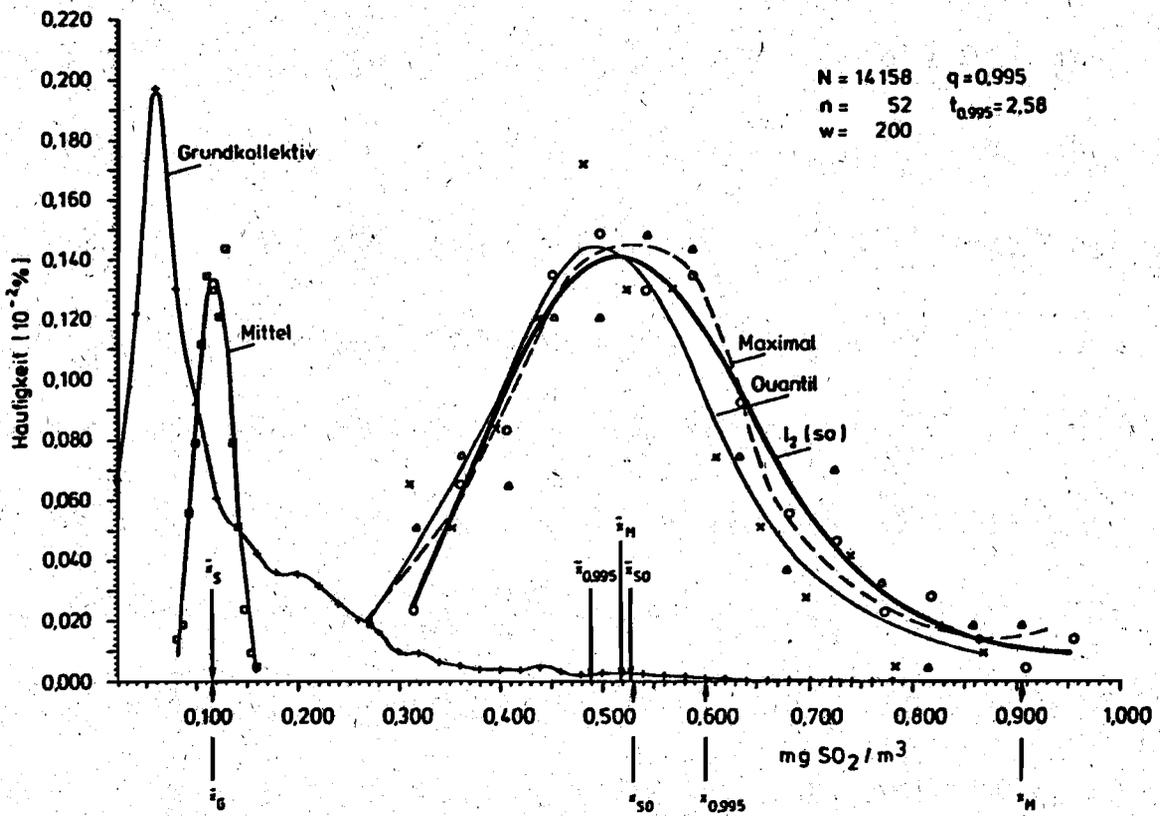


Abb. 9 : wie Abb. 5, jedoch für 0.995-Quantil und I₂-Wert mit $t_{0.995}$

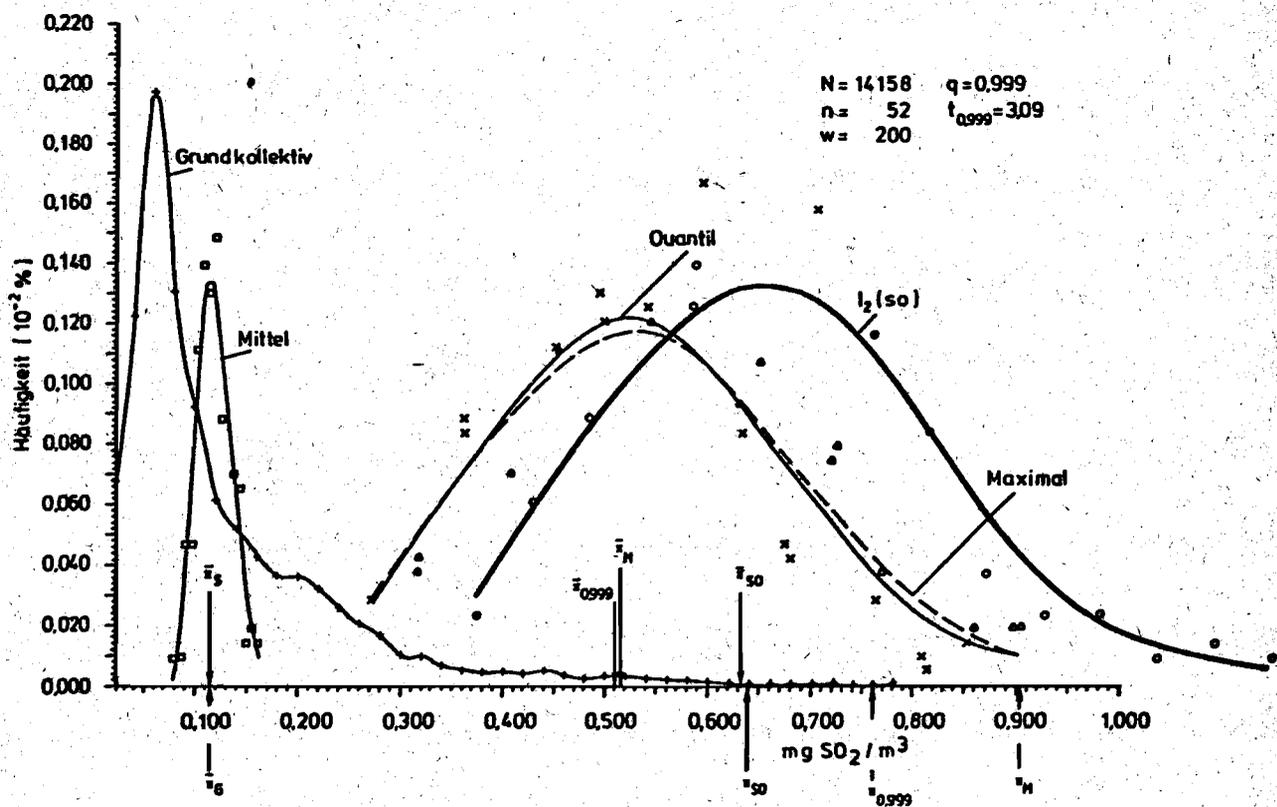


Abb. 10 : wie Abb. 5, jedoch für 0.999-Quantil und I₂-Wert mit $t_{0.999}$

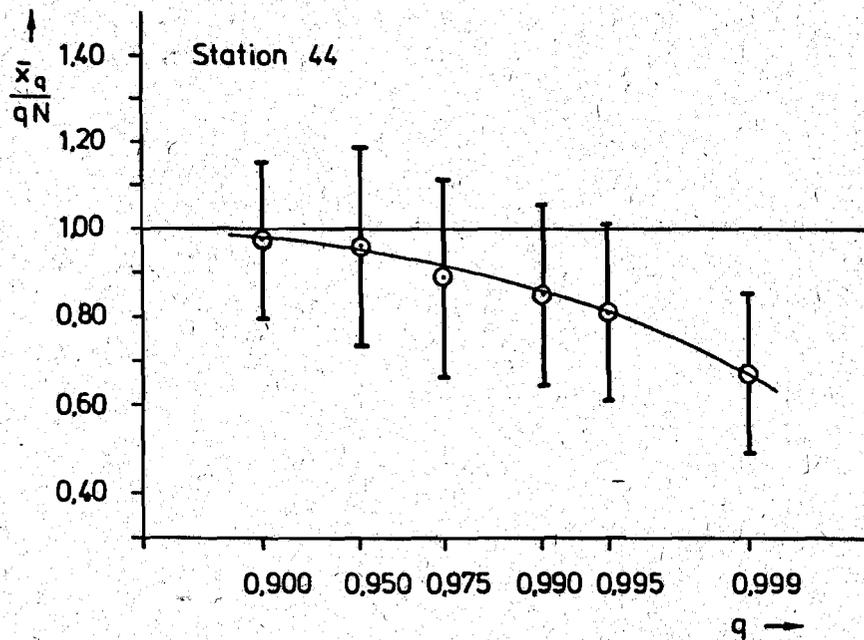


Abb. 11 : Quotienten aus mittlerem Quantilschätzer und grundgesamtheitlichem Quantil nebst relativierten Streubereichen für wachsende Quantile zwischen 0.900 und 0.999 aus dem SO_2 -Grundkollektiv der Station Walsum (44)

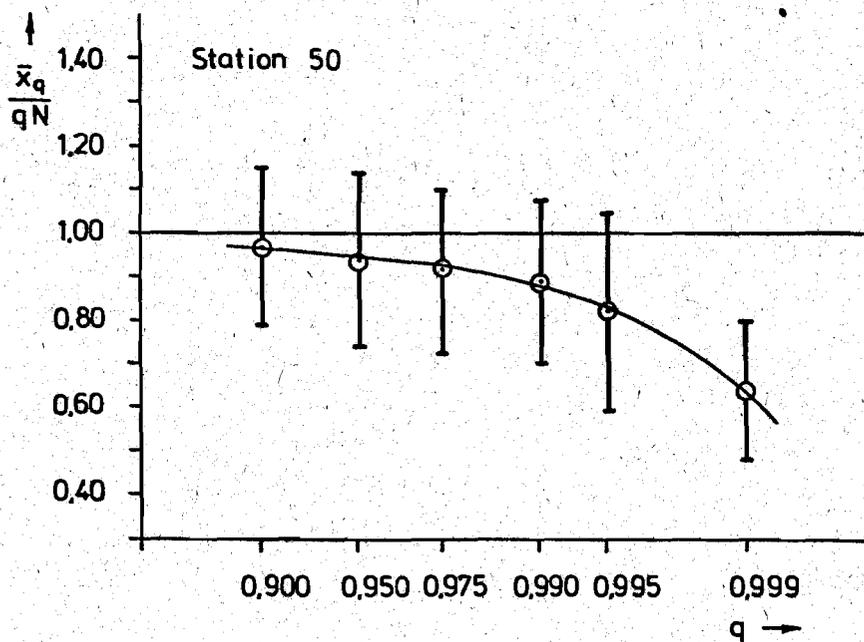


Abb. 12 : wie Abb. 11, jedoch SO_2 -Grundkollektiv der Station Buchholz (50)

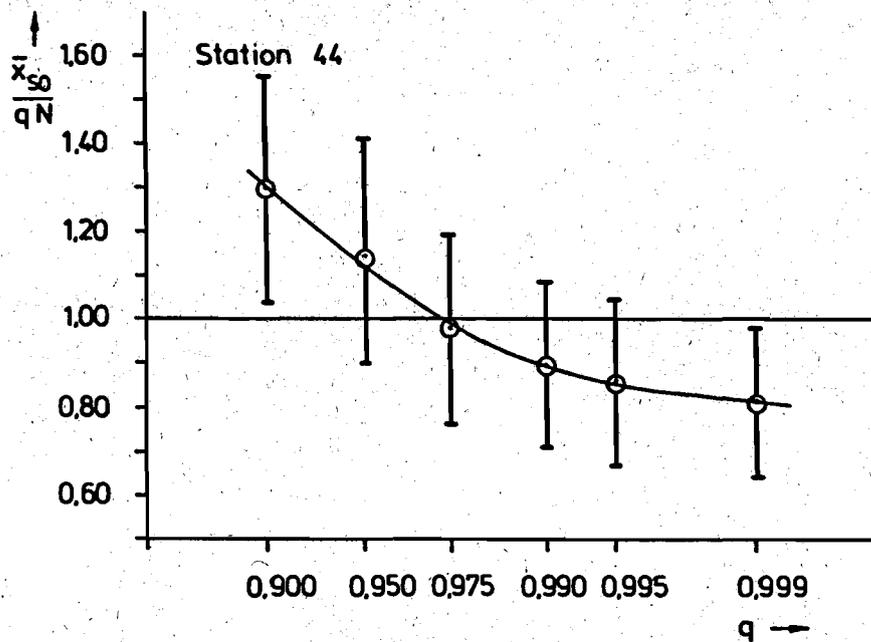


Abb. 13 : Quotienten aus mittlerem Schätzer für den I_2 -Wert und grundgesamtheitlichem Quantil nebst relativierten Streubereichen für wachsende Quantile zwischen 0.900 und 0.999 aus dem SO_2 -Grundkollektiv der Station Walsum (44)

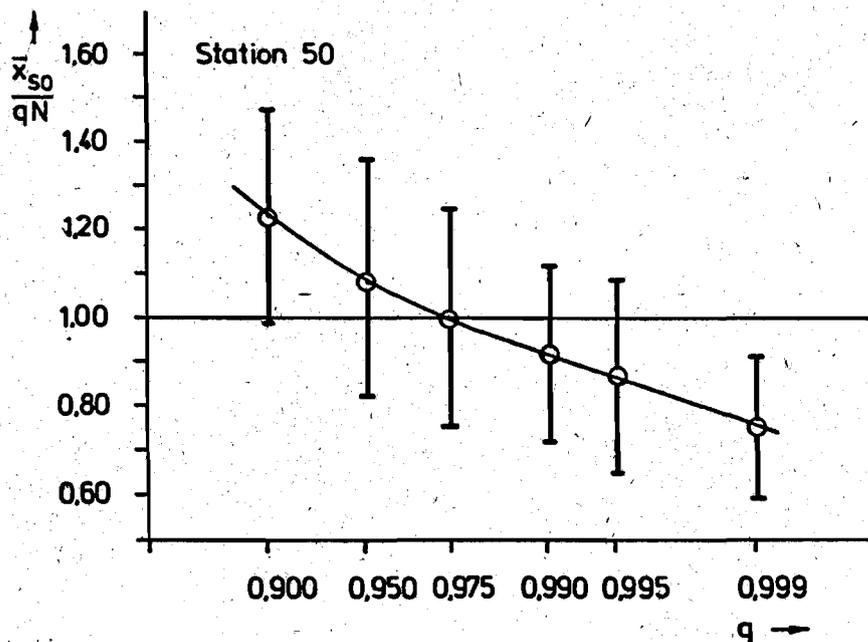


Abb. 14 : wie Abb. 13, jedoch SO_2 -Grundkollektiv der Station Buchholz (50)

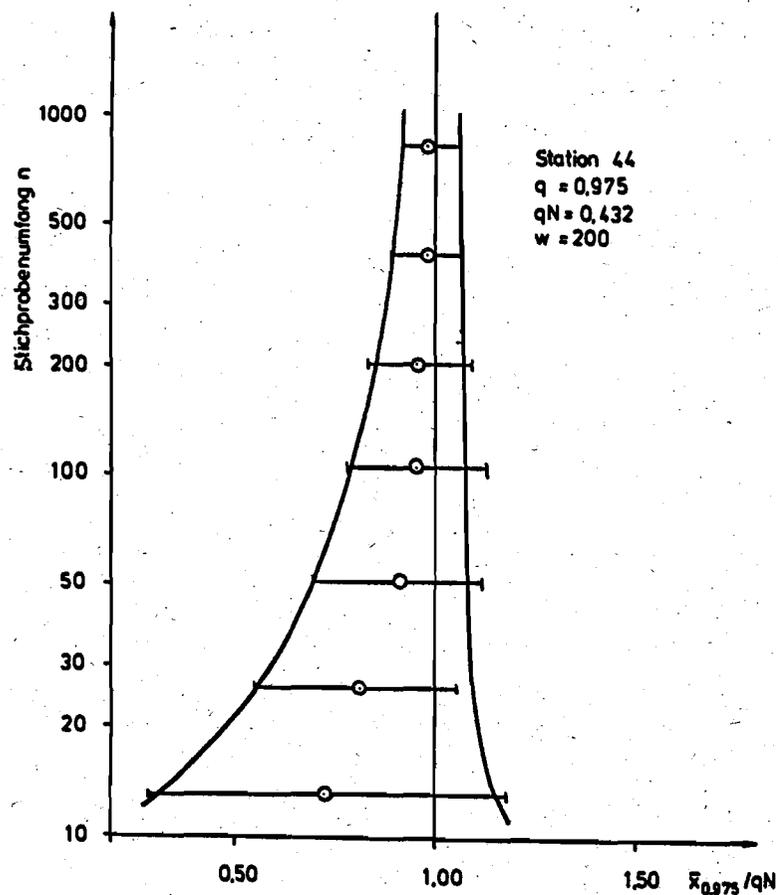


Abb. 15 :

Quotienten aus mittlerem Schätzer des 0.975-Quantils (200 Wiederholungen) und dem grundgesamtheitlichen 0.975-Quantil nebst relativierten Streubereichen für wachsende Stichprobenumfänge zwischen 13 und 832

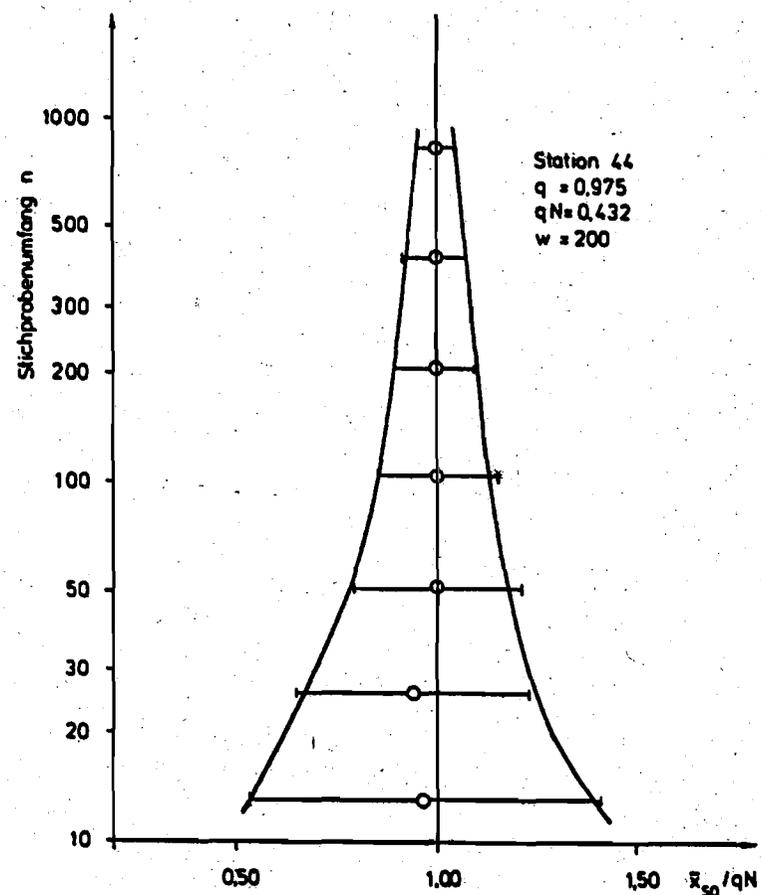


Abb. 16 :

Quotienten aus mittlerem Schätzer des I_2 -Wertes (200 Wiederholungen) und dem grundgesamtheitlichen 0.975-Quantil nebst relativierten Streubereichen für wachsende Stichprobenumfänge zwischen 13 und 832

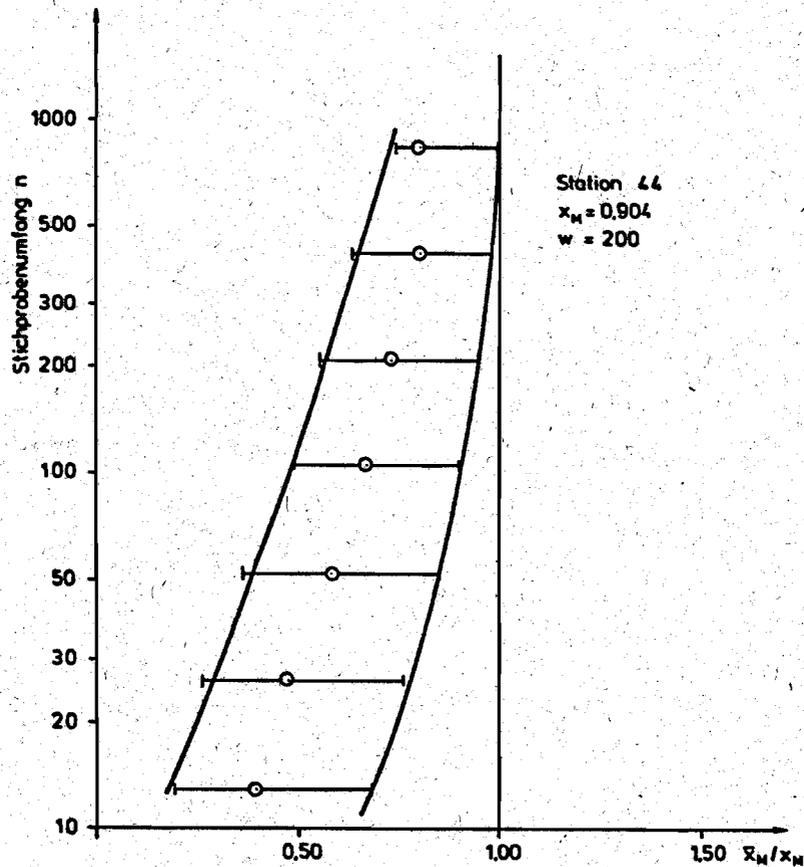


Abb. 17 : Quotienten aus mittlerem Stichprobenmaximalwert (200 Wiederholungen) und dem Maximalwert des Grundkollektivs nebst relativierten 0,90-Interdezilbereichen für wachsende Stichprobenumfänge zwischen 13 und 832

Berichte der

LANDESANSTALT FÜR IMMISSIONSSCHUTZ DES LANDES NORDRHEIN-WESTFALEN, ESSEN

- LIS-Berichte -

Die LIS-Berichte haben spezielle Themen aus den wissenschaftlichen Untersuchungen der LIS zum Gegenstand. Die in der Regel umfangreichen Texte sind nur in begrenzter Auflage vorrätig. Einzelexemplare werden Interessenten auf Anforderung kostenlos zur Verfügung gestellt.

Anforderungen sind zu richten an die

Landesanstalt für Immissionsschutz
des Landes Nordrhein-Westfalen
Wallneyer Str. 6
4300 E s s e n 1

- Bericht-Nr. 1: KRAUTSCHEID, S. und P. NEUTZ:
LIDAR zur Fernüberwachung von Staubemissionen.
- Nachweis der Kalibrierfähigkeit eines LIDAR-Systems -
Kurztitel: Fernüberwachung mit LIDAR
1978. 47 Seiten mit 11 Abbildungen, 6 Tabellen und 4 Literaturhinweisen.
vergriffen
- Bericht-Nr. 2: BUCK, M.:
Die Bedeutung unterschiedlicher Randbedingungen bei der Messung und Beurteilung der Luftqualität.
Kurztitel: Randbedingungen bei der Beurteilung der Luftqualität.
1978. 44 Seiten mit 8 Abbildungen, 10 Tabellen und 20 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 3: SCHEICH, G.:
Entwicklung und Anwendung von Ausbreitungsmodellen und Luftüberwachungsprogramme in den USA.
Kurztitel: Luftüberwachung und Ausbreitung - Ein USA-Reisebericht -
1979. 47 Seiten mit 17 Abbildungen und 74 Literaturhinweisen.
vergriffen
- Bericht-Nr. 4: SPLITTGERBER, H. und K.H. WIETLAKE:
Ermittlung der Luftschalldämmung von Bauelementen für Industriebauten am Bau.
Kurztitel: Luftschalldämmung von Bauelementen für Industriebauten.
1979. 133 Seiten mit 53 Abbildungen, 13 Tabellen und 6 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 5: SPLITTGERBER, H.:
Zur Problematik der Meßgrößen und Meßwerte bei Erschütterungsimmissionen.
Kurztitel: Meßgrößen und Meßwerte bei Erschütterungsimmissionen.
1979. 52 Seiten mit 13 Abbildungen, 2 Tabellen und 27 Literaturhinweisen.

- Bericht-Nr. 6:** STRAUCH, H.:
Ermittlung der Dämmwirkung von Dachentlüftern für Werkshallen im Einbauzustand unter Berücksichtigung der baulichen Nebenwege.
Kurztitel: Dämmwirkung von Dachentlüftern.
1979. 33 Seiten mit 13 Abbildungen, 2 Tabellen und 7 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 7:** KRAUSE, G.M.H., B. PRINZ UND K. ADAMEK:
Untersuchungen zur Anwendbarkeit der Falschfarbenfotografie für die Aufdeckung und Dokumentation von Immissionswirkungen auf Pflanzen.
Kurztitel: Falschfarbenfotografie - Ein Mittel zur Erkennung von Pflanzenschäden.
1980. 43 Seiten mit 9 Abbildungen, 2 Tabellen und 11 Karten.
- Bericht-Nr. 8:** WIETLAKE, K.H.:
Erschütterungsminderung durch "Direktabfederung" von Schabotte-Schmiedehämmern.
Kurztitel: Erschütterungsminderung durch "Direktabfederung" von Schmiedehämmern.
1980. 59 Seiten mit 15 Abbildungen, 5 Tabellen und 7 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 9:** STRAUCH, H.:
Methoden zur Aufstellung von Lärminderungsplänen.
Kurztitel: Konzept für Lärminderungspläne.
1980. 49 Seiten mit 11 Abbildungen und 18 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 10:** HILLEN, R.:
Untersuchung zur flächenbezogenen Geräuschbelastungs-Kennzeichnung - Ziele, Methodik, Ergebnisse -
Kurztitel: Flächenbezogene Geräusch-Immissionen.
1980. 75 Seiten mit 18 Abbildungen, 7 Tabellen und 12 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 11:** MANN, H., H. GIES und W. STRAMPLAT:
Erprobung des Staub-Immissionsmeßgerätes FH62I für die kontinuierliche Bestimmung der Schwebstoffkonzentration in Luft.
Kurztitel: Schwebstaubmeßgerät FH62I für die automatische Immissionsmessung.
1980. 26 Seiten mit 10 Abbildungen und 2 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 12:** GIEBEL, J.:
Verhalten und Eigenschaften atmosphärischer Sperrschichten.
Kurztitel: Verhalten atmosphärischer Sperrschichten.
1981. 39 Seiten mit 12 Abbildungen, 3 Tabellen und 4 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 13:** BRÖKER, G., H. GLIWA und E. MEURISCH:
Abscheidegrade von biologisch- und chemisch-aktiven Aggregaten zur Desodorierung osmogener Abluft von Tierkörperbeseitigungsanlagen.
1981. 44 Seiten mit 7 Abbildungen, 13 Tabellen und 14 Literaturhinweisen.

- Bericht-Nr. 14:** BRANDT, C.J.:
Untersuchungen über Wirkungen von Fluorwasserstoff auf *Lolium Multiflorum* und andere Nutzpflanzen.
Kurztitel: Wirkungen von Fluorwasserstoff auf *Lolium Multiflorum*.
1981. 140 Seiten mit 37 Abbildungen, 22 Tabellen und 149 Literaturhinweisen.
(Abdruck der Dr. agr.-Dissertation vom 13. August 1979, Rheinische-Friedrich-Wilhelms-Universität, Landwirtschaftliche Fakultät, Bonn)
- Bericht-Nr. 15:** WELZEL, K. und H.D. WINKLER:
Emission und interner Kreislauf von Thallium bei einem Drehrohrofen mit Schwebegaswärmeaustauscher zur Herstellung von Portlandzementklinker unter Einsatz von Purpurerz als Eisenträger. - 1. Bericht -
Kurztitel: Thallium-Emissionen bei der Herstellung von Portlandzement-Klinker.
1981. 67 Seiten mit 29 Abbildungen und 16 Tabellen.
- Bericht-Nr. 16:** PRINZ, B.:
Umweltpolitik in der VR China und technologische Entwicklung.
(In Vorbereitung).
- Bericht-Nr. 17:** BRÖKER, G. und H. GLIWA:
Untersuchungen zu den Dioxin-Emissionen aus den kommunalen Hausmüllverbrennungsanlagen in Nordrhein-Westfalen.
Kurztitel: Dioxin-Emissionen aus Müllverbrennungsanlagen.
1982. 25 Seiten mit 2 Abbildungen, 6 Tabellen und 8 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 18:** BUCK, M., H. IXFELD und K. ELLERMANN:
Die Entwicklung der Immissionsbelastung in den letzten 15 Jahren in der Rhein-Ruhr-Region.
Kurztitel: Entwicklung der Immissionsbelastung in der Rhein-Ruhr-Region seit 1965.
1982. 56 Seiten mit 7 Abbildungen, 14 Tabellen und 27 Literaturhinweisen.
- Bericht-Nr. 19:** PFEFFER, H.U.:
Das Telemetrische Echtzeit-Mehrkomponenten-Erfassungssystem TEMES zur Immissionsüberwachung in Nordrhein-Westfalen.
Kurztitel: Das Telemetrische Immissionsmesssystem TEMES.
1982. 45 Seiten mit 12 Abbildungen, 4 Tabellen und 23 Literaturhinweisen.