

Lehrstuhl und Prüfamnt
für
Grundbau, Bodenmechanik und Felsmechanik
der Technischen Universität München

Schriftenreihe
Heft 7

**Beschreibung der räumlichen
Streuungen von Bodenkennwerten
mit Hilfe der Zeitreihenanalyse**

von
Dirk Alber
und
Wolfgang Reitmeier

München, 1986

Herausgegeben von
Prof. Dr.-Ing. Rudolf Floss
Ordinarius für Grundbau, Bodenmechanik
und Felsmechanik

Eigenverlag: Lehrstuhl und Prüfamnt für Grundbau,
Bodenmechanik und Felsmechanik
Technische Universität München
Baumbachstraße 7
8000 München 60
Tel.: (089) 8895-200

DISSERTATIONS- UND FOTODRUCK FRANK GmbH
8000 München 2, Gabelsbergerstraße 15, Tel. 2809090

VORWORT DES HERAUSGEBERS

Die vorliegende Arbeit ist das gemeinsame Resultat von zwei in enger Beziehung stehenden Forschungsarbeiten, die am Lehrstuhl und Prüfamnt für Grundbau, Bodenmechanik und Felsmechanik der Technischen Universität München in den Jahren 1982 bis 1985 bearbeitet wurden.

Im einzelnen wurde im Rahmen des Sonderforschungsbereichs 96 (Zuverlässigkeit der Bauwerke) der Deutschen Forschungsgemeinschaft das Teilprojekt A 10: Stochastische Modelle für den Baugrund bearbeitet. Ziel war die Erstellung von Modellen, die eine Beschreibung der räumlich streuenden Bodenparameter im Hinblick auf erdstatische Berechnungen gestatten.

Im gleichen Zeitraum wurde das vom Bundesministerium für Forschung und Technologie finanzierte Teilprojekt 8 über die Sicherheit und Zuverlässigkeit von Bodenkennwerten für die probabilistische Sicherheitsstudie von zwei ausgewählten Staudämmen bearbeitet.

Die sich thematisch ergänzenden Problemstellungen ließen es zweckmäßig erscheinen, die Ergebnisse der beiden o.g. Teilprojekte in diesem Berichtsheft gemeinsam zu veröffentlichen.

München, im Oktober 1986

R. Floss

Inhaltsverzeichnis	Seite
1. Einleitung	1
1.1 Problemstellung	1
1.2 Literaturübersicht	4
1.3 Ziel der Arbeit	6
2. Zur Theorie stochastischer Prozesse	7
2.1 Einführung und Begriffserläuterung	7
2.2 Darstellung stochastischer Prozesse	11
2.3 Das Box-Jenkins-Verfahren	12
3. Entwicklung des stochastischen Modells	19
3.1 Behandlung von Trends und Inhomogenitäten	19
3.2 Mögliche Modelle und ihre Eigenschaften	22
3.3 Der ARIMA(1,1,1)-Prozeß zur Beschreibung von Bodenkennwerten	26
3.4 Verifikation des Modells	29
4. Zusammenstellung der untersuchten Stichproben von Bodenkennwerten	32
4.1 Natürliche Böden	32
4.1.1 Tongrube Zolling bei Freising Tabelle 2 Laborergebnisse - Tongrube Zolling	34
4.1.2 Sandgrube Altdorf bei Nürnberg Tabelle 3 Laborergebnisse - Sandgrube Altdorf	38
4.1.3 Lechdämme	40
4.2 Geschüttete Böden	41
4.2.1 Bodenaustausch bei Regensburg	41
4.2.2 Baukontrollen beim Staudamm Mauthaus	41
4.3 Zusammenfassung und Wertung der Ergebnisse	43
5. Literatur	48
Anhang: Auswertung der Zeitreihen	52

1. Einleitung

1.1 Problemstellung

Das bisher in der Technik übliche Sicherheitskonzept beruht im wesentlichen auf der Gegenüberstellung von Rechengrößen zu Grenzwerten. Unabhängig davon, ob die Sicherheiten nun auf Lasten oder Widerstände bezogen werden sollen, werden mit Hilfe von deterministisch fest vorgegebenen Sicherheitsbeiwerten η zulässige Rechengrößen aus den jeweiligen Grenzwerten ermittelt.

Die bei dieser Vorgehensweise formal außer acht gelassenen Unsicherheiten bzw. Streuungen der Einflußgrößen werden allein durch die Erfahrung von Fachleuten, quasi indirekt, bei der Festlegung der zulässigen Rechenwerte mit berücksichtigt.

Jede auf dieser Grundlage beruhende Sicherheitsdefinition bleibt jedoch gerade im Hinblick auf diese individuellen Entscheidungskriterien unbefriedigend. Darüber hinaus läßt sich ohne Berücksichtigung der naturgegebenen Streuungen ein einheitliches Sicherheitsniveau mit globalen Sicherheitswerten nicht erreichen.

Die neue Sicherheitsphilosophie zielt daher bewußt darauf ab, mögliche Streuungen und Unsicherheiten bei der Festlegung von Rechenwerten mit einzubeziehen. Ein hierfür geeignetes Verfahren wurde unter anderem in den "Grundlagen zur Festlegung von Sicherheitsanforderungen für bauliche Anlagen" aufgezeigt.

Geht man davon aus, daß sich die Unsicherheiten der maßgeblichen Einflußgrößen mit Hilfe von Zufallsvariablen erfassen lassen, so wird durch die nachfolgende Gleichung der auf die Zufallsvariable Z bezogene Bemessungswert

$$z^* = F^{-1} [\phi(-\alpha\beta)] \quad \text{beschrieben.}$$

Darin ist β ein vorgegebener Sicherheitsindex, α der Einflußfaktor für die Zufallsvariable Z und F^{-1} deren inverse Verteilungsfunktion. Hierin sind also sowohl das angestrebte Sicherheitsniveau β , als auch die Gewichtung der Zufallsvariablen Z mit dessen Verteilungsparametern enthalten.

Beziehen wir diesen auf wahrscheinlichkeitstheoretischer Grundlage gefundenen Bemessungswert z^* auf eine Nenngröße, den sog. charakteristischen Wert z_k , so läßt sich durch einfache Division für jede Zufallsvariable Z ein Teilsicherheitsbeiwert γ_k ableiten. Damit ist eine mögliche Brücke zu solchen Bemessungsverfahren geschaffen, bei der die Sicherheit einer Konstruktion durch den Nachweis der um den Sicherheitsbeiwert η reduzierten Einflußgrößen im Grenzzustand zu erbringen ist.

Bodeneigenschaften sind, abgesehen von ihrem Entstehungsprozeß, keine dem Zufall unterworfenen Größen, also als deterministisch oder fest anzusehen. Wäre man in der Lage, bei einer zerstörungsfreien Prüfung räumlich den gesamten Baugrund zu erfassen, wäre dies die ideale Voraussetzung für die grundbauliche Beurteilung und Berechnung von Bauwerken. Nicht nur aus wirtschaftlichen Gründen ist dies unmöglich. In der Praxis werden die zur Beurteilung der Baugrundeigenschaften erforderlichen Bodenkennwerte aus einer begrenzten Anzahl von Stichproben ermittelt und damit geschätzt.

In Abhängigkeit der Anzahl der dafür zur Verfügung stehenden Bodenproben steigt oder fällt somit die Unsicherheit über den geschätzten Bodenkennwert. Interpretiert man sowohl die Unsicherheit bzw. Unwissenheit über die wahren Parameter, als auch die räumlichen Schwankungen als zufällig, so läßt sich mit Hilfe von stochastischen Prozessen ein mathematisches Modell für den Baugrund erarbeiten.

Benachbarte Meßpunkte innerhalb einer Bodenschicht werden im allgemeinen weniger unterschiedliche Ergebnisse liefern als weiter voneinander entfernte Proben. Diese physikalisch einsichtige Gesetzmäßigkeit ist

durch den geologischen Entstehungsprozeß verursacht und bei Mittlungsaufgaben im besonderen zu berücksichtigen. Mit Hilfe der Autokorrelation bzw. Autokorrelationsfunktion ist eine für die rechentechnische Bearbeitung erforderliche mathematische Formulierung möglich.

Ganz allgemein ist unter Autokorrelation die statistische Abhängigkeit der Realisationen einer Zufallsgröße bei räumlicher oder zeitlicher Trennung zu verstehen. Betrachten wir beispielsweise die Wassergehalte von in räumlich gleichen Abständen entnommenen Bodenproben, $z_1, z_2 \dots z_N$, so ist der nachfolgende Korrelationskoeffizient r

$$r(k) = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (z_t - \bar{z})(z_{t-k} - \bar{z})}{\sum_{t=1}^N (z_t - \bar{z})^2}$$

ein Maß (Schätzwert) für die statistische Abhängigkeit zwischen zwei im gleichen Abstand k gelegenen Bodenproben. Wiederholen wir diese Auswertung mit verschiedenen Probenabständen, so entsteht eine kontinuierliche Beziehung der statistischen Abhängigkeit als Funktion des Probenabstandes, die Autokorrelationsfunktion.

Da die Probe mit sich selbst identisch ist und die Korrelationskoeffizienten entsprechend ihrer Definition zwischen +1 und -1 liegen müssen, bedeutet dies für den Abstand Null eine Korrelation von +1.

Bei der Bearbeitung von erdstatischen Aufgaben interessieren häufig nur die mittleren Eigenschaften quasi repräsentativ für die maßgeblichen Bruchflächen oder Bruchkörper.

Vernachlässigt man die statistisch räumliche Abhängigkeit der Bodeneigenschaften bei wahrscheinlichkeitstheoretischen Betrachtungen, so würde dies zu unrealistischen und damit nicht brauchbaren Ergebnissen führen.

Der Grund für diese quasi auf der unsicheren Seite liegenden Vereinfachung ist die überproportionale Reduzierung der Varianz der Einzelpro-

be durch die für eine rechentechnische Bearbeitung erforderliche Mittelung der Bodeneigenschaften im Bereich der Bruchzone.

Ohne Berücksichtigung der Korrelation, also bei vorausgesetzter Unabhängigkeit der Zufallsgrößen, reduziert sich die Varianz einer Summe von Zufallsvariablen mit dem Faktor $1/n$. Dies bedeutet im allgemeinen, daß der Mittelungseinfluß auf die Varianz viel zu groß angenommen wird. Vernachlässigt man die durch Mittelung gegebene Varianzreduzierung im Bereich der Bruchzone, so ergeben sich zwar in einem ersten Schritt plausible Versagenswahrscheinlichkeiten, das tatsächliche Tragvermögen wird dabei jedoch in vielen Fällen weit unterschätzt. Es ist daher unbefriedigend, die Unsicherheiten bzw. Streuungen von Bodenkenngrößen allein durch Zufallsvariable zu beschreiben.

1.2 Literaturübersicht

Die Untersuchung stochastischer Prozesse innerhalb der Wahrscheinlichkeitstheorie reicht etwa bis zum Anfang dieses Jahrhunderts zurück, während eine Behandlung in der mathematischen Statistik erst mit dem Aufkommen der elektronischen Datenverarbeitung relevant wurde. Eine zusammenfassende Einführung in beide Bereiche geben z. B. FAHRMEIR/KAUFMANN/OST (1981). Anwendung fanden stochastische Prozesse relativ früh in der Physik, später auch in der Elektrotechnik und seit etwa 25 Jahren in der Ökonomie mit Untersuchungen zu Vorhersage- und Kontrollverfahren. Im Bereich von Grundbau und Bodenmechanik begann mit der Arbeit von LUMB (1966) die statistische Formulierung von Bodeneigenschaften und die Interpretation von Sicherheit als Wahrscheinlichkeit des "Nicht-Versagens". Bei der Untersuchung der Bodenkennwerte von Stichproben wurde ersichtlich, daß sie nicht als zufällig und regellos streuend betrachtet werden konnten. Deshalb müssen die Eigenschaften der Böden eine Autokorrelationsstruktur aufweisen. In ersten Untersuchungen von LUMB (1974, 1975) und ALONZO/KRIZEK (1975) konnte dies auch zweifelsfrei nachgewiesen werden. Diese und folgende Arbeiten, z. B. von MATSUO/ASAOKA (1977), ASAOKA/A-GRIVAS (1982) und anderen waren jedoch überwiegend phänomenologisch orientiert. So wurde versucht, die

Form der Autokorrelationsfunktion durch analytische Funktionen zu approximieren. Da die aus verschiedenen Stichproben ermittelten Schätzwerte sehr unterschiedlich waren, gelang es nicht, einen allgemein gültigen Verlauf anzugeben, der in Berechnungen als a priori Information hätte verwendet werden können. Zudem werden zur Ermittlung von aussagefähigen Autokorrelationen mindestens 50 - 70 äquidistante Bodenproben benötigt, so daß schon allein aus finanziellen Gründen eine systematische Untersuchung verschiedener Bodenarten und -kennwerte ausgeschlossen ist.

Währenddessen wurde auf theoretischem Gebiet innerhalb des Grundbaues beträchtliches geleistet: VANMARCKE (1977a, b) gibt für spezielle Formen von Autokorrelationsfunktionen ein sehr effizientes Verfahren zur Schätzung der Varianzreduktion und der Extremwertverteilung an. BAECHER (1983) zeigt, wie optimale Schätzungen von Mittelwert und Varianz bei geotechnischen Erkundungen anhand von Autokorrelationsfunktionen gewonnen werden können, und RACKWITZ/PEINTINGER (1981) berechnen unter Vorgabe eines stochastischen Bodenmodells die Versagenswahrscheinlichkeit von Böschungen. PEINTINGER/REITMEIER (1983) untersuchen den Einfluß des Informationsniveaus von Mittelwert, Standardabweichung und von der Autokorrelationsfunktion der Scherfestigkeit auf die Versagenswahrscheinlichkeit von Böschungen und stellen unter der Annahme, daß Bodenkennwerte einem stationären, stochastischen Prozeß folgen, fest, daß Information über den Mittelwert den größten Beitrag zur Sicherheit liefert, gefolgt von Kenntnissen über die Standardabweichung. An letzter Stelle steht der Einfluß der Autokorrelation, doch muß angemerkt werden, daß Mittelwert und Standardabweichung meist ausreichend genau bekannt sind, während von der Autokorrelation eigentlich nur ihre Existenz als gesichert angesehen werden kann. Ihre möglichen Größenordnungen müssen daher sehr vorsichtig abgeschätzt werden und können einen nicht unerheblichen Anteil zur Versagenswahrscheinlichkeit beitragen. In einer erst kürzlich veröffentlichten Arbeit von WU/EL-JANDALI (1985) wurde erstmals als Verfahren der mathematischen Statistik die Zeitreihenanalyse nach BOX/JENKINS (1976) auf Bodenkennwerte angewandt. Da die Stichprobenumfänge

mit höchstens etwa 50 Werten sehr gering waren, konnten auch hier keine allgemein gültigen Ergebnisse entstehen.

In dieser kurzen Literaturübersicht sollten nur die wesentlichsten Arbeiten zum Thema Autokorrelation von Bodeneigenschaften angeführt werden. Eine Vielzahl weiterer Veröffentlichungen über Theorie und Anwendungen von Statistik und Wahrscheinlichkeitsrechnung im Erd- und Grundbau ist in den Berichten der Internationalen Kongresse ICASP (1971, 1975, 1979, 1983) enthalten, auf die jedoch im Rahmen dieser Arbeit nicht eingegangen werden kann.

1.3 Ziel der Arbeit

Zur Zeit mangelt es bei Anwendungen der statistischen Sicherheitstheorie im Erd- und Grundbau an einem einheitlichen Konzept zur stochastischen Modellierung von Bodenkennwerten. Insbesondere zur Abschätzung der Autokorrelationseigenschaften liegen nur wenig Untersuchungen vor. Daher müssen für Berechnungen Annahmen getroffen werden, die nahezu nicht verifizierbar sind.

Mit dieser Arbeit wird erstmals eine systematische Untersuchung der Streuung von Bodenkennwerten entlang von Meßstrecken vorgelegt. Anhand einer Datenanalyse soll ein allen Bodenkennwerten gemeiner stochastischer Prozeß ermittelt werden, der nach einer späteren Aufarbeitung unter praxisbezogenen Gesichtspunkten als a priori Information die Grundlage stochastischer Berechnungen werden kann.

Da dieser stochastische Prozeß für alle Bodenparameter gelten soll, kann er anhand von einfach und preiswert zu ermittelnden Bodenkennwerten wie Wassergehalt, Dichte und Kornverteilung geschätzt werden und dann auf die schwieriger und kostenintensiver zu bestimmenden standortsicherheitsrelevanten Kenngrößen wie Winkel der inneren Reibung, Kohäsion, Steifemodul, Durchlässigkeit usw. übertragen werden.

2. Zur Theorie stochastischer Prozesse

2.1 Einführung und Begriffserläuterung

Mit der Betrachtung stochastischer Prozesse wird die Wahrscheinlichkeitstheorie um einen wesentlichen Bereich erweitert. Wurden zuvor Zufallseignisse in beliebiger, auch vertauschbarer Reihenfolge betrachtet und deren Histogramme durch Verteilungen beschrieben (Bild 1), so kann mit der Berücksichtigung ihrer zeitlichen oder räumlichen Aufeinanderfolge eine Abhängigkeit von diesen Parametern nicht a priori ausgeschlossen werden. Zum Beispiel sind bei Wasserstandsmessungen in nicht zu großen zeitlichen Abständen oder bei zwei Bodenproben in enger räumlicher Nachbarschaft die Meßwerte sicher voneinander nicht unabhängig.

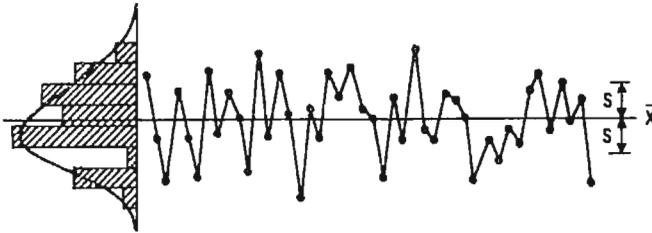
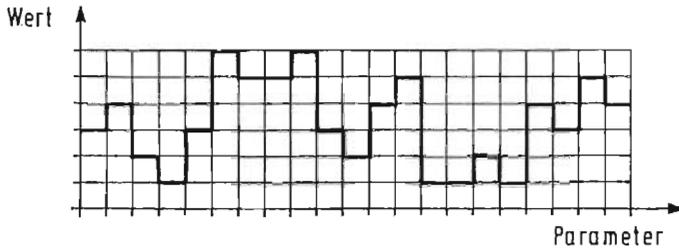


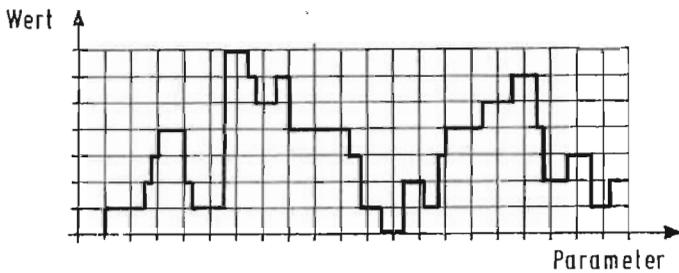
Bild 1 Ensemblebetrachtung einer Stichprobe

Die Art ihrer Abhängigkeit wird durch den zugrundeliegenden stochastischen Prozeß bestimmt.

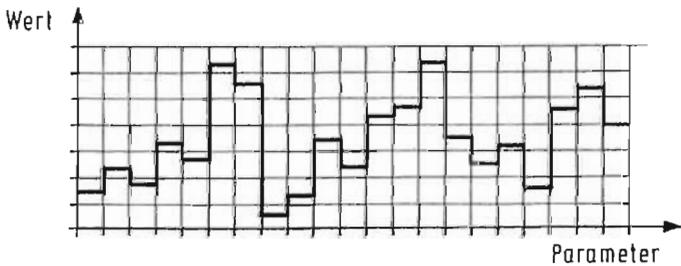
Zunächst sollen die Prozesse anhand ihres Parameter- und Wertebereiches klassifiziert werden:



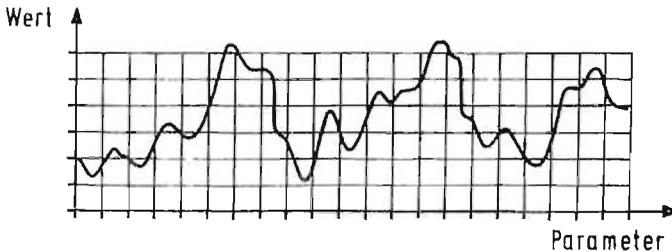
- a) Diskreter eindimensionaler Parameter, diskreter eindimensionaler Wert (z.B. Roulette)



- b) Kontinuierlicher eindimensionaler Parameter, diskreter, eindimensionaler Wert (z.B. Warteschlange)



- c) Diskrete eindimensionaler Parameter, kontinuierlicher eindimensionaler Wert (z.B. Aktienindex)



d) Kontinuierlicher eindimensionaler Parameter, kontinuierlicher eindimensionaler Wert (z.B. Bodenkennwert entlang einer Meßstrecke)

Diese Klassifikation kann auf höhere Dimensionen ausgedehnt werden. Betrachtet man die Bodenkennwerte Wassergehalt, Dichte und die Massenprozentage der Kornfraktionen Schluff, Sand und Kies entlang einer Meßstrecke in konstanten Abständen, wäre die Klassifikation: diskreter eindimensionaler Parameter mit kontinuierlichem 5-dimensionalem Wertebereich, dagegen ist für eine statistische Standsicherheitsberechnung mit den Werten Reibungswinkel und Kohäsion ein stochastischer Prozeß mit kontinuierlichem dreidimensionalem Parameterraum und kontinuierlichem zweidimensionalem Wertebereich erforderlich.

Allein schon durch eine derartige Klassifikation werden anhand der Art der vorliegenden Datenbasis und der geplanten Anwendungen Anforderungen an die mathematische Formulierung des Prozesses gestellt.

Neben dieser Klassifikation werden stochastische Prozesse unterschieden in ergodisch und nichtergodisch, stationäre (homogene) und instationäre (inhomogene), isotrope und anisotrope.

Als ergodisch wird ein Prozeß bezeichnet, dessen Schätzwerte aus einer einzigen Realisation im Zeitbereich (bzw. Wegbereich) für $T \rightarrow \infty$ gegen diejenigen im Ensemblebereich konvergieren. Eine Gegenüberstellung der Schätzfunktionen zeigt Tabelle 1 aus RÜCKER, 1980:

Verteilungen	$f(x, t_i) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} [\text{Anzahl } x_k(t_i) \leq x]$	$f(x) = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \lim_{2T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T \Delta x} \sum_i \Delta t_i$
linearer Mittelwert	$\bar{x} = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x) dx$	$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T x(t) dt$
quadrat. Mittelwert	$\bar{x}^2 = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x) dx$	$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T x^2(t) dt = \gamma_{xx}(T=0) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} G_{xx}(\omega) d\omega$
Varianz	$\sigma_x^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \bar{x})^2 f(x) dx$	$\bar{x}^2 - \bar{x}^2$
Auto-kovarianz-funktion	$\delta_{xx}(\tau) = \frac{1}{2T} \int_{-\infty}^{\infty} dx(t) dx(t+\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} G_{xx}(\omega) e^{i\omega\tau} d\omega$	$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T x(t) x(t+\tau) dt = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} G_{xx}(\omega) e^{i\omega\tau} d\omega$
Kreuz-kovarianz-funktion	$\gamma_{xy}(\tau) = \frac{1}{2T} \int_{-\infty}^{\infty} dx(t) dy(t+\tau) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} G_{xy}(\omega) e^{i\omega\tau} d\omega$	$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2T} \int_{-T}^T x(t) y(t+\tau) dt = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} G_{xy}(\omega) e^{i\omega\tau} d\omega$
Auto-leistungsdichte	$G_{xx}(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} \delta_{xx}(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau$	$\int_{-\infty}^{\infty} \delta_{xx}(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{X_T(i\omega)^* X_T(i\omega)}{2T}$ $X_T(i\omega) = \int_{-T}^T x(t) e^{-i\omega t} dt, X_T^*(i\omega) = X_T(-i\omega)$
Kreuz-leistungsdichte	$G_{xy}(i\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} \gamma_{xy}(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau$	$\int_{-\infty}^{\infty} \gamma_{xy}(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{X_T^*(i\omega) Y_T(i\omega)}{2T}$

Tabelle 1 Erwartungswerte aus der Zeit- und Ensemblemittelung für eine stationäre Zeitfunktion $x(t)$

Die Ergodentheorie ist ein wesentlicher Bestandteil wahrscheinlichkeitstheoretischer Untersuchungen stochastischer Prozesse. Im allgemeinen Fall ist Ergodizität schwer nachzuweisen, bei stationären Prozessen ist sie jedoch stets gegeben.

Stationäre bzw. homogene Prozesse sind solche, deren Verteilungen invariant gegen den Parameter (Zeit oder Ort) sind.

Daraus ergeben sich die hier wichtigen Resultate:

- konstanter, unveränderlicher Mittelwert
- konstante, unveränderliche Varianz
- nur von Abstand und Richtung (nicht vom Ort) abhängige Autokovarianz.

Instationarität läßt sich bei stochastischen Prozessen in den meisten Fällen auf einen veränderlichen Mittelwert, seltener auf eine veränderliche Varianz zurückführen.

Für eine praktische Anwendung im Rahmen der statistischen Sicherheitstheorie müssen die Bodeneigenschaften durch einen stationären Prozeß beschreibbar sein. Es genügt hier allerdings die sogenannte schwache Stationarität mit den oben angeführten Forderungen.

Unter Isotropie versteht man die Invarianz der Verteilungen eines Prozesses gegen Translationen und Rotationen der Parameterachsen in höheren Dimensionen. Für solche Prozesse ist die Autokovarianz nur noch vom Abstand abhängig. Die Formulierung eines stochastischen Bodenmodells muß sowohl Isotropie wie Anisotropie ermöglichen, insbesondere zwischen horizontaler und vertikaler Richtung. Denn gerade bei Bodenkennwerten wird man oft in horizontaler Richtung eher gleichmäßigere Verhältnisse, und in vertikaler Richtung eher wechselhaftere erwarten.

2.2 Darstellung stochastischer Prozesse

Stochastische Prozesse mit diskretem Parameter werden in der Wahrscheinlichkeitstheorie meist anhand ihrer Übergangswahrscheinlichkeiten vom Wert an der Stelle t zum Wert an der Stelle $t+1$ formuliert (FAHRMEIER/KAUFMANN/OST, 1981). Damit können insbesondere Markov-Prozesse, deren Übergangswahrscheinlichkeit nur vom jeweiligen Wert und der Stelle t abhängig ist, auf eine Vielzahl von Problemen angewandt werden. Bei kontinuierlichem Parameter- und Wertebereich führt diese Art der Darstellung auf stochastische Differentialgleichungen, für deren Lösung ein beträchtlicher mathematischer und wahrscheinlichkeitstheoretischer Hintergrund erforderlich ist (ARNOLD, 1973). Zudem setzt die Bestimmung der Übergangsdichte ein physikalisches Modell voraus, was für die hier behandelten Bodenkennwerte nicht existiert: Für die Änderung einer Bodeneigenschaft von einem bekannten Wert an

der Stelle t zu einem unbekanntem an der Stelle $t+1$ läßt sich a priori die Übergangswahrscheinlichkeitsdichte nicht angeben. Hierzu muß erst ein Modell gefunden werden. Deshalb ist diese Art der Formulierung stochastischer Prozesse für das vorliegende Problem nicht geeignet.

Sinnvoller ist das in der Zeitreihenanalyse entwickelte Verfahren von BOX/JENKINS (1976) zu verwenden. Es geht von der Autokorrelationsfunktion aus, die ein wesentliches Element bei der praktischen Berechnung darstellt und erlaubt die Möglichkeit, innerhalb der Klasse der sogenannten ARIMA-Prozesse einen speziellen Prozeß zu identifizieren und seine Parameter zu schätzen. Da diese Prozesse als Differenzgleichungen definiert sind, können sie beim Übergang zu einem kontinuierlichen Parameterraum zu stochastischen Differentialgleichungen umgeformt werden, während Berechnungen und Ableitungen ohne dieses schwierige Kalkül im diskreten Bereich durchführbar sind. Aus diesen Gründen wurde bei der Behandlung der räumlichen Streuungen von Bodenkennwerten das Box/Jenkins-Verfahren gewählt.

Die dritte Möglichkeit, stochastische Prozesse im Spektralbereich zu untersuchen, scheidet von vornherein aus, da die Spektralanalyse ein nichtparametrisches Verfahren ist. Zwar sind die Schätzwerte im allgemeinen weniger streuend als im Zeitbereich, doch besteht kaum eine Möglichkeit, ein unbekanntes stochastisches Modell zu finden und seine Parameter zu schätzen (JENKINS/WATTS, 1968). Ohnehin müßte bei einer Anwendung innerhalb des statistischen Sicherheitskonzepts ein Modell in den Zeitbereich zurücktransformiert werden.

2.3 Das Box-Jenkins-Verfahren (BOX/JENKINS, 1976)

Dieses Verfahren zur Analyse von Zeitreihen, die aus Messungen in diskreten, konstanten (zeitlichen oder räumlichen) Abständen bestehen müssen, geht von einem allgemeinen Regressionsansatz aus. Für einen Prozeß mit Werten z_t , $t = 1, \dots, N$ wird angenommen, daß zu jedem Zeitpunkt t eine zufällige Störung a_t einwirkt. Diese Störung wird als

Residual bezeichnet und üblicherweise $(0, \sigma_a)$ normalverteilt angenommen. Jeder Wert z_t wird als lineare Funktion seiner Vorgänger z_{t-k} , $k > 0$ und der Residuals a_{t-1} , $1 \geq 0$ betrachtet:

$$z_t = \sum_{k=1}^{\infty} \phi_k \cdot z_{t-k} + \sum_{l=1}^{\infty} \theta_l a_{t-l} + a_t$$

Die Antizipation einer linearen funktionalen Abhängigkeit ist zwar eine beträchtliche Einschränkung des Gesamtspektrums möglicher Modelle; ohne Kenntnis der zugrundeliegenden physikalischen Gesetzmäßigkeiten läßt jedoch ein statistischer, linearer multipler Regressionsansatz die geringsten Probleme, Fehler und Streuungen bei der Parameterschätzung erwarten.

Bei den folgenden Ableitungen wird ohne Einschränkung der Allgemeingültigkeit vorausgesetzt, daß die Werte z_t mittelwertbereinigt sind, d.h. $\mu = E[z] = 0$.

Zur Unterteilung dieser Klasse der "Box/Jenkins-Prozesse" werden die autoregressiven (AR) Prozesse eingeführt, bei denen ein Wert z_t nur von den Realisierungen seiner Vorgänger und der Störung a_t zum Zeitpunkt t abhängt:

$$z_t = \sum_{k=1}^{\infty} \phi_k \cdot z_{t-k} + a_t$$

Von praktischem Interesse sind meist nur die AR(p)-Prozesse mit $p \leq 3$:

$$z_t = \sum_{k=1}^p \phi_k \cdot z_{t-k} + a_t \quad 1 \leq p \leq 3$$

bei denen die p Unbekannten ϕ_1, \dots, ϕ_p bestimmt werden müssen. Zur kürzeren Darstellung verwendet man meist die Operatorschreibweise mit

dem "Backshiftoperator" B :

$$B^d z_t = z_{t-d}$$

und dem autorregressiven Operator $\phi(B)$ der Ordnung p :

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

Der AR(p)-Prozeß

$$z_t - \phi_1 z_{t-1} - \phi_2 z_{t-2} - \dots - \phi_p z_{t-p} = a_t$$

kann damit kürzer geschrieben werden als

$$\phi(B) z_t = a_t$$

und somit gilt die Inversion

$$z_t = \frac{a_t}{\phi(B)}$$

z. B. für einen AR(1)-Prozeß

$$z_t = \frac{a_t}{1 - \phi_1 B} = a_t (1 + \phi_1 B + \phi_1^2 B^2 + \dots)$$

Ein autoregressiver Prozeß der Ordnung p kann also als gewogene endliche Summe von p vorhergehenden Werten z oder als gewogene unendliche Summe der einwirkenden Störungen a dargestellt werden. Die Autokovarianz erhält man aus dem Erwartungswert

$$\gamma(k) = E[z_t z_{t+k}] = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{a_t}{\phi(B)} \frac{a_{t+k}}{\phi(B)}$$

wobei

$$a_t \cdot a_{t+k} = \begin{cases} \sigma_a^2 & \text{für } k = 0 \\ 0 & \text{für } k \neq 0 \end{cases}$$

und die Autokorrelationsfunktion wird definiert als

$$\gamma(k) := \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)}$$

Sie zeigt einen exponentiell abklingenden Verlauf, der eventuell einer periodischen Schwingung folgen kann.

Multipliziert man z_t mit z_{t-k} , so erhält man

$$\begin{aligned} z_t \cdot z_{t-k} &= \phi \cdot z_{t-1} \cdot z_{t-k} + \phi_2 \cdot z_{t-1} \cdot z_{t-k} + \dots \\ &\dots + \phi_p \cdot z_{t-p} \cdot z_{t-k} + a_t \cdot z_{t-k} \end{aligned}$$

Durch Bilden der Erwartungswerte, wobei $E[a_t z_{t-k}] = 0$ für $k > 0$ und Division durch $\gamma(0)$, erhält man

$$\gamma(k) = \phi_1 \cdot \gamma_{(k-1)} + \phi_2 \cdot \gamma_{(k-2)} + \dots + \phi_p \cdot \gamma_{(k-p)}$$

Ersetzt man k durch $1, 2, \dots, p$, dann erhält man die sogenannten Yule-Walker-Gleichungen zur Bestimmung der ϕ_i :

$$\gamma(1) = \phi_1 + \phi_2 \cdot \gamma_1 + \dots + \phi_p \cdot \gamma_{(p-1)}$$

$$\gamma(2) = \phi_1 \cdot \gamma_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p \cdot \gamma_{(p-2)}$$

wobei
$$\varphi(p) = \phi_1 \cdot \varphi(p-1) + \dots + \phi_p$$

$$\varphi(-k) = \varphi(k) \text{ und } \varphi(0) = 1$$

Die Werte ϕ_j lassen sich rein numerisch aus den Schätzwerten für eine Zeitreihe ermitteln. Folgt die Zeitreihe einem AR-Prozeß der Ordnung p , so müssen ϕ_1, \dots, ϕ_p signifikant von Null verschieden sein und die ϕ_k für $k > p$ auf Null abfallen.

Die Folge der so ermittelten ϕ wird partielle Autokorrelationsfunktion genannt und ist für autoregressive Prozesse identisch mit den Prozeßparametern ϕ_j . Sie ist ein wesentliches Hilfsmittel zur Identifikation spezieller Prozeßtypen.

Neben den AR(p)-Prozessen können mit dem Box-Jenkins-Modell noch sogenannte "moving average" (MA) Prozesse gebildet werden. Bei ihnen wird der momentane Wert z_t von der momentan einwirkenden Störung a_t und allen früheren Störungen a_{t-k} , $k > 0$ beeinflusst:

$$z_t = a_t - \sum_{j=1}^{\infty} \theta_j \cdot a_{t-j}$$

Auch hier wird man bei praktischen Anwendungen MA(q)-Prozesse mit $q \leq 3$ betrachten:

$$z_t = a_t - \sum_{j=1}^q \theta_j \cdot a_{t-j}$$

Mit dem "Moving average" Operator $\theta(B)$ der Ordnung q

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

kann ein MA(q)-Prozeß kurz geschrieben werden zu

$$z_t = \theta(B) \cdot a_t$$

Die Autokovarianzen werden mit dem Erwartungswert

$$\gamma(k) = E[z_t \cdot z_{t+k}]$$

gebildet und man erhält analog dem AR-Prozeß für die Autokorrelationsfunktion direkt

$$\rho(k) = \begin{cases} \frac{-\theta_k + \theta_1 \cdot \theta_{k+1} + \dots + \theta_{q-k} \cdot \theta_q}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2 + \dots + \theta_q^2} & \text{für } k=1, 2, \dots, q \\ 0 & \text{für } k > q \end{cases}$$

Das heißt, die Autokorrelationsfunktion fällt nach dem q-ten Wert auf Null ab. Die Identifikation eines MA-Prozesses ist demnach an einem Sprung in der Autokorrelationsfunktion möglich.

Berechnet man die partielle Autokorrelationsfunktion eines MA-Prozesses, so erhält man nach Box/Jenkins einen exponentiell abfallenden Verlauf, eventuell mit einer periodischen Schwingung.

Durch die Kombination von autoregressivem und moving average Prozeß entsteht die Gruppe der ARMA(p,q) Prozesse mit

$$\begin{aligned} z_t - \phi_1 \cdot z_{t-1} - \phi_2 \cdot z_{t-2} - \dots - \phi_p \cdot z_{t-p} &= \\ &= a_t - \theta_1 \cdot a_{t-1} - \theta_2 \cdot a_{t-2} - \dots - \theta_q \cdot a_{t-q} \end{aligned}$$

oder kürzer

$$\phi(B) \cdot z_t = \theta(B) \cdot a_t$$

Ohne näher darauf einzugehen, sei angemerkt, daß die Bedingung für die Stationarität eines Prozesses allein den autoregressiven Operator betrifft und zwar dergestalt, daß die Lösungen für B von

$$1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p = 0$$

wobei B als komplexe Variable und nicht als Operator betrachtet wird, alle außerhalb des Einheitskreises liegen müssen.

Für den moving average-Operator gibt es eine ähnliche Bedingung, die jedoch für die vorliegende Problemstellung ohne Bedeutung ist.

Die Identifikation und Parameterschätzung von instationären Prozessen ist mit der Gruppe der ARMA-Modelle nicht möglich. Sie können an dem flachen, eventuell periodisch schwingenden und nicht gegen Null abklingenden Verlauf ihrer Autokorrelationsfunktion oder an Werten um 1 der partiellen Autokorrelationsfunktion erkannt werden. Box/Jenkins schlagen bei instationären Prozessen vor, die Werte so lange zu differenzieren, bis sich ein stationärer Verlauf ergibt. Mit dem Differenzenoperator

$$\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1}$$

kann nach d-maligem Differenzieren der so entstandene stationäre Prozeß mit der Gruppe der ARMA-Modelle untersucht werden. Nach d-maligem Integrieren des ARMA(p,q)-Prozesses erhält man dann wieder die ursprüngliche Zeitreihe als autoregressiven integrierten moving average (ARIMA)-Prozeß der Ordnung p, d, q:

$$\phi(B) \nabla^d Z_t = \theta(B) \cdot a_t$$

Instationäre ARIMA-Prozesse besitzen in der Wahrscheinlichkeitstheorie keinen konstanten Mittelwert, keine gegen Koordinatentransformation invariante Autokorrelationsfunktion und eine mit t gegen ∞ gehende

Varianz. Bei einer statistischen Betrachtungsweise für ein begrenztes t ist es jedoch möglich, die ersten und zweiten Momente so zu formulieren, daß eine praktische Anwendung möglich ist.

3. Entwicklung des stochastischen Modells

Bei der Suche nach einem ARIMA-Prozeß, der zur Modellierung aller zur Verfügung stehender Zeitreihen geeignet war, wurde von folgenden Voraussetzungen ausgegangen:

a) Modelladäquanz:

Das Modell sollte vermutete physikalischen Gesetzmäßigkeiten plausibel nachbilden und keine Inkonsistenzen aufweisen, wie z.B. Unstetigkeitsstellen oder Diskontinuitäten in der Autokorrelationsfunktion. Des weiteren sollte es möglichst wenige, anhand der Zeitreihen zu bestimmende Parameter ϕ und θ enthalten, denn es ist schon aus der Regressionsrechnung bekannt, daß mit wachsender Anzahl der Parameter nahezu für jedes Modell eine hinreichende Anpassung erzielt werden kann. Unter diesem Gesichtspunkt wurde auch in Kauf genommen, daß bei einzelnen Zeitreihen mit einem untersuchten Modell nur eine schlechte oder sogar unbefriedigende Anpassung erreicht wurde.

b) Phänomenologisches Modell:

Es sollten unvoreingenommen alle adäquaten Modelle zulässig sein. Eine Vorauswahl, z. B. nach stationären und instationären Prozessen wurde nicht getroffen.

3.1 Behandlung von Trends und Inhomogenitäten

Der Behandlung von Trends wurde schon im Vorfeld der Zeitreihenanalyse große Bedeutung zuerkannt. Unzweifelhaft war die Berücksichtigung beispielsweise von Einflüssen, wie zunehmende undrionierte Kohäsion oder zunehmender Steifemodul mit der Tiefe, die aus dem wachsenden

Überlagerungsdruck resultieren. Es ist selbstverständlich, daß solche Trends leicht erkannt und entfernt werden können. Erheblich schwieriger war die Beurteilung von unerwarteten, meist auch nicht linearen Trends, insbesondere in horizontaler Richtung (Bild 2).

Wäre nach einer Baugrunderkundung ein derartig großräumiger Verlauf bekannt, würde man ihn sicherlich als Trend berücksichtigen. Dies ist normalerweise wegen der geringen Zahl der Aufschlüsse aber fast nie der Fall. Ein weiteres Problem ist die Art der Formulierung des Trends - als Polynom 1. Grades, 2. Grades usw. Jede Wahl wäre zumindest teilweise willkürlich und würde die Autokorrelationsstruktur stark beeinflussen. Da die unter diesen Voraussetzungen gewonnenen Ergebnisse nicht zu verallgemeinern sind, werden solche physikalisch nicht begründbaren Trends als stochastisch bezeichnet, im Gegensatz zu deterministischen Trends, die a priori erwartet werden, zu deren Bestimmung einige wenige Werte genügen und die von den Stichproben entfernt werden müssen.

Unklar war weiterhin die Behandlung von Inhomogenitäten, beispielsweise in einem fein geschichteten fluviatilen Sediment oder in einem geschütteten, nicht entmischten Boden. Hier wurde so verfahren, daß sich die Probengröße nach der jeweiligen Problemstellung zu richten hat. So mag die Dichte bei den geschütteten Böden, gemessen in so großen Proben, daß die Inhomogenitäten vernachlässigbar werden (vgl. Merkblatt über die Probenahme für bodenphysikalische Versuche im Straßenbau) hinreichenden Aufschluß über die zu erwartende Festigkeit und Verformbarkeit geben, sie wäre zur Beurteilung der Filterstabilität aber gänzlich ungeeignet. Hierfür müßte bei geringeren Probenabmessungen die Inhomogenität durch eine vergrößerte Varianz zum Ausdruck kommen. So ist letztendlich jeder Bodenkennwert an sein Prüfvolumen gebunden, das in der Mehrzahl der Fälle, bezogen auf die Problemstellung, als sehr klein betrachtet werden kann.

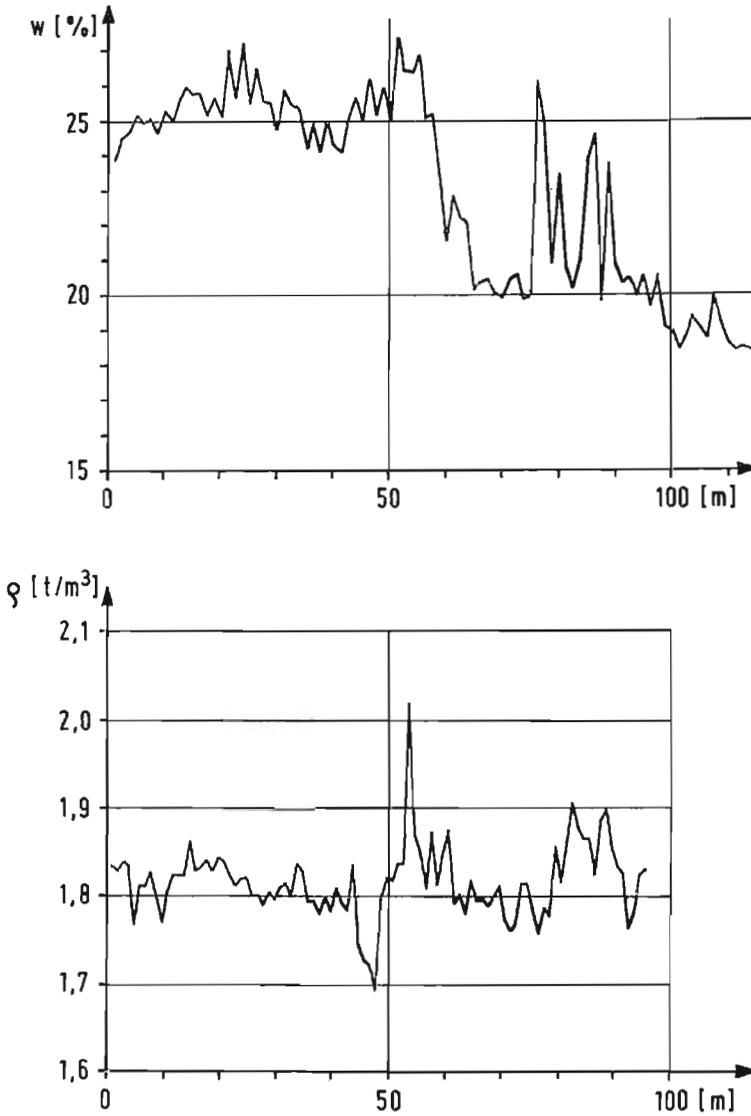


Bild 2 Trendähnlicher Verlauf von Bodenkennwerten in horizontaler Richtung (w_n - Ton, ρ - Sand)

3.2 Mögliche Modelle und ihre Eigenschaften

Die zunächst untersuchten "kurzen" Stichproben mit einem Umfang von weniger als 100 Werten und einer Aufzeichnungslänge von ca. 100 m zeigten sehr unterschiedliche Autokorrelationsfunktionen (Bild 3).

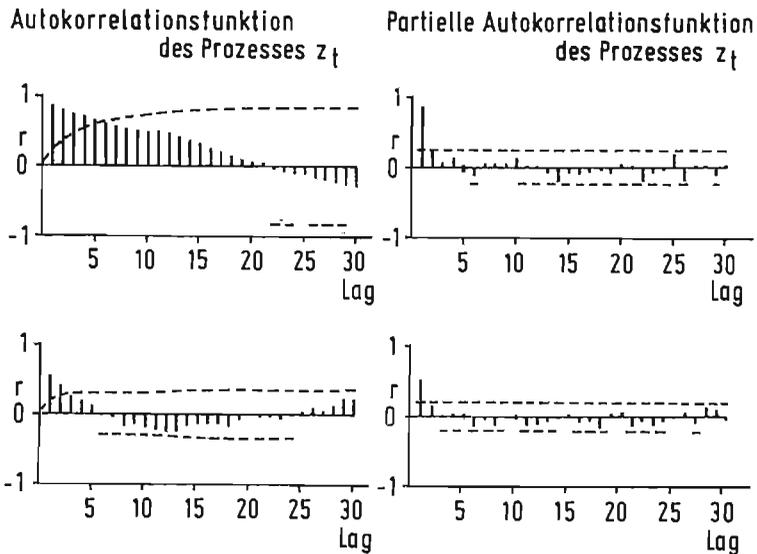


Bild 3 Autokorrelationen von in horizontaler Richtung entnommenen Proben (w_n - Ton, ρ - Sand)

So war bei einigen Bodenkennwerten ein langsames, nahezu lineares Abfallen der Werte festzustellen, während sich bei anderen, zum Teil sogar an derselben Probe bestimmten Eigenschaften ein sehr rasches Abklingen, eventuell überlagert von einem periodischen Schwingen um die Abszisse ergab. So würde man anhand der aus der Stichprobe geschätzten Autokorrelationen der Dichten eines Sandes (Bild 3, unten) einen AR(2)- oder ARMA(1,1)-Prozeß vermuten, dagegen lassen die Ergebnisse für den Wassergehalt in einer Tongrube (Bild 3, oben) eher auf einen instationären Prozeß schließen. Vergleicht man hierzu die zuge-

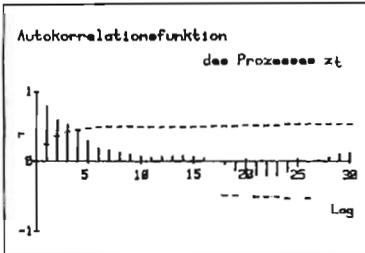
hörigen Verläufe der Bodenkennwerte (Bild 2), dann folgt der Wassergehalt des Tones einem ausgeprägten stochastischen Trend, während die Dichte des Sandes eher um einen konstanten Mittelwert streut. Es kann aber nicht ausgeschlossen werden, daß bei zwei neuen Stichproben, die in einiger Entfernung gewonnen würden, die Verhältnisse genau umgekehrt wären: daß die Dichte des Sandes einem stochastischen Trend folgte und die Wassergehalte des Tons um einen festen Mittelwert schwankten. Man muß sich darüber im Klaren sein, daß die aus einer Stichprobe gewonnene Autokorrelationsfunktion nur ein Schätzwert des wahren Verlaufs ist, ähnlich wie ein einzelner Stichprobenwert zur Schätzung des Mittelwertes beiträgt. Ein Beispiel hierzu zeigt Bild 4, in dem die Autokorrelationen aus Schlagzahlen n_{20} von Rammsondierungen in geringem Abstand dargestellt sind.

Wie man sieht, sind die Unterschiede zwischen den einzelnen Autokorrelationen und zwischen ihnen und dem gemeinsamen Mittel beträchtlich. Dieses Bild erlaubt einen guten Einblick in die Zuverlässigkeit und Aussagefähigkeit von nur einer einzelnen Autokorrelationssschätzung.

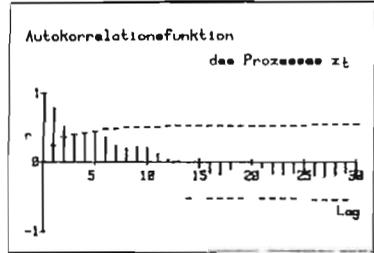
Unter Berücksichtigung dieser Gesichtspunkte mußte versucht werden, ein Modell zu finden, das solch verschiedenartige Verläufe erlaubt. Wegen der teilweise deutlich erkennbaren Instationaritäten konnten reine AR- und ARMA-Prozesse schon frühzeitig ausgeschlossen werden. Erste Versuche mit einem instationären IMA(1,1)-Modell

$$z_t - z_{t-1} = a_t - \theta \cdot a_{t-1}$$

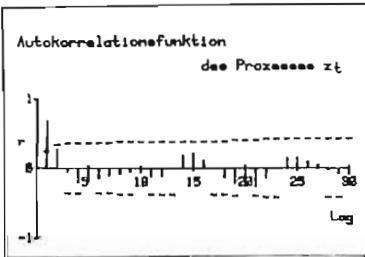
brachten erstaunlich gute Ergebnisse für einen nur einparametrischen Ansatz. Damit war die Entscheidung für einen nichtstationären Prozeß gefallen. Das IMA(1,1)-Modell konnte aber nicht beibehalten werden, da seine Stichprobenautokorrelationsfunktion eine Unstetigkeitsstelle bei Null aufweist (vgl. Bild 5).



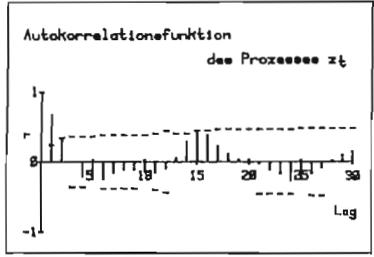
Station Nr. 1



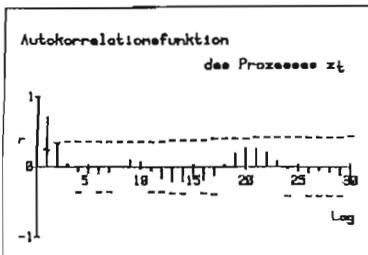
Station Nr. 5



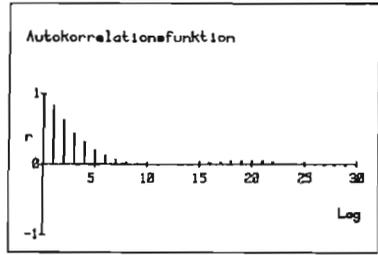
Station Nr. 10



Station Nr. 20



Station Nr. 25

Mittelwerte von 33 einzelnen
AutokorrelationsfunktionenBild 4 Autokorrelationen von Rammsondierungen, vertikale Auswertung
mit Schlagzahlen n_{20}

$$E[r(k)] = \frac{(N-k)\{(1-\theta)^2(N^2-1+2\cdot k^2-4\cdot k\cdot N)-6\cdot\theta\}}{N(N-1)\{(N+1)(1-\theta)^2+6\cdot\theta\}}$$

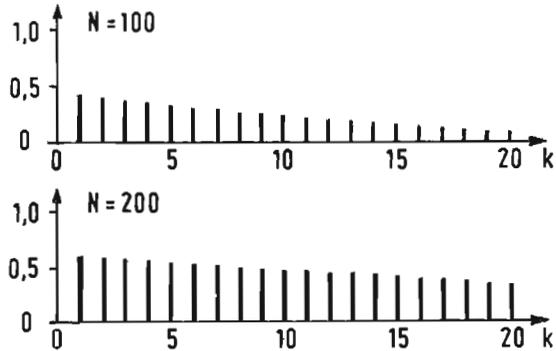


Bild 5 Stichprobenautokorrelationsfunktion eines IMA(1,1)-Prozesses

Üblicherweise werden diese Unstetigkeiten Meßfehlern zugeschrieben, überschreitet jedoch dieser Anteil - wie bei mehreren IMA-Prozessen geschehen - 30% der Gesamtvarianz, so kann dies nicht mehr allein auf Meßungenauigkeiten zurückgeführt werden (vgl. z.B. v. SOOS, Heft 2, Variationskoeffizienten von Versuchsfehlern), sondern erfordert eine physikalische Erklärung, begründet durch die Struktur der Böden. Da eine solche Erklärung nicht gegeben werden kann und eine Unstetigkeit in der Autokorrelationsfunktion aus anderen Gründen als Meßfehlern nicht möglich ist, muß der IMA(1,1)-Prozeß als nicht adäquat betrachtet und verworfen werden.

Als geeignetes stochastisches Modell konnte schließlich der ARIMA(1,1,1)-Prozeß gefunden werden.

3.3 Der ARIMA(1,1,1)-Prozeß zur Beschreibung von Bodenkennwerten

Der Prozeß in der Box/Jenkins-Schreibweise lautet:

$$Z_t - (1 + \phi) \cdot Z_{t-1} + \phi \cdot Z_{t-2} = a_t - \theta \cdot a_{t-1}$$

oder kürzer

$$\phi(B) \nabla Z_t = \theta(B) \cdot a_t$$

Im Verfahren von Box/Jenkins werden bei diesem Prozeß nur die einmal differenzierten Werte

$$x_t = \nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1}$$

untersucht und hierfür eine Analyse als ARMA(1,1)-Prozeß mit

$$x_t - \phi \cdot x_{t-1} = a_t - \theta \cdot a_{t-1}$$

durchgeführt.

Die Autokovarianzen lauten hierfür $\sigma_x^2 = \frac{1 + \theta^2 - 2\phi \cdot \theta}{1 - \phi^2} \cdot \sigma_a^2$

$$\gamma_k(k) = \frac{(1 - \phi \cdot \theta)(\phi - \theta)}{1 - \phi^2} \cdot \phi^{(k-1)} \cdot \sigma_a^2$$

und die Autokorrelationsfunktion ist

$$\rho(0) = 1$$

$$\rho(k) = \frac{(1 - \phi \cdot \theta)(\phi - \theta)}{1 + \theta^2 - 2\phi \cdot \theta} \cdot \phi^{(k-1)}$$

Die Autokorrelationsfunktion der Stichprobe des nicht differenzierten Prozesses z_t lautet (vgl. ALBER, 1986):

$$\varphi(k) \approx \frac{\phi^{|k|} + p \left[2 \left(1 - \frac{|k|}{N} \right)^3 - \left(1 - \frac{|k|}{N} \right) \right]}{1 + p}$$

mit
$$p = \frac{N}{6} \cdot \frac{(1-\theta)^2(1-\phi^2)}{(1-\phi\theta)(\theta-\phi)}$$

wobei hier Kontinuität für $k \rightarrow 0$ besteht.

Dieser Prozeß besitzt einen lokal veränderlichen Mittelwert \bar{z}_t mit dem z_t folgendermaßen geschrieben werden kann

$$z_t = \bar{z}_{t-1} + a_t$$

wobei
$$\bar{z}_{t-1} = \sum_{j=1}^{\infty} \bar{k}_j \cdot z_{t-j}$$

mit den π_j nach Box/Jenkins

$$\pi_1 = \phi + (1-\theta)$$

$$\pi_2 = (\theta - \phi)(1-\theta)$$

$$\pi_j = (\theta - \phi)(1-\theta) \theta^{j-2} \quad j \geq 3$$

Für die üblichen Größenanordnungen von ϕ und θ mit $\phi = 0,4$ $\theta = 0,95$ erhält man die Gewichtungsfaktoren π_j für die Beobachtungen z_{t-j} zu

j	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
π_j	0,450	0,028	0,026	0,025	0,024	0,022	0,021	0,020	0,019	0,018

Der lokale Mittelwert wird also näherungsweise je zur Hälfte vom letzten Wert und dem Mittelwert aller bisherigen Werte gebildet.

Wie von ALBER (1986) gezeigt, ist der vorliegende ARIMA(1,1,1)-Prozeß auch durch einen AR(1)-Prozeß mit exponentiell abfallender Autokorrelation und einem sich von Ort zu Ort zufällig ändernden lokalen Mittelwert darstellbar.

Die von Stichprobe zu Stichprobe, von Bodenkenwert zu Bodenkenwert unterschiedlich geschätzten Parameter ϕ und θ sind vom Stichprobenabstand abhängig, insbesondere geht ϕ für h-fachen Probenabstand in ϕ^h über, während θ_h näherungsweise aus

$$(1 - \theta_h) \approx (1 - \theta) \sqrt[h]{\frac{(1 - \phi)(1 + \phi^h)}{(1 + \phi)(1 - \phi^h)}}$$

ermittelt werden kann.

Eine erste, grobe Schätzung kann direkt aus der Autokorrelationsfunktion des differenzierten Prozesses x_t erfolgen. Mit den Yule-Walker-Gleichungen erhält man

$$\phi = \frac{\gamma_x(2)}{\gamma_x(1)}$$

während man θ als Lösung der quadratischen Gleichung

$$\theta^2(\gamma_x(1) - \phi) + \theta(\phi^2 + 1 - 2\phi\gamma_x(1)) + 1 - \phi = 0$$

mit

$$\phi < \theta \leq 1$$

erhält.

Die Zeitreihenanalyse wurde mit dem Programmpaketen BMDP und SPSS am Leibniz Rechenzentrum München durchgeführt. Die Schätzung der Prozeßparameter erfolgte nach den bei Box/Jenkins (1976) beschriebenen Verfahren "Maximum Likelihood" und "Backcasting estimation". Bei Stichproben mit einem Umfang von mehr als 120 Werten konnten ϕ und θ ausreichend genau geschätzt werden, während bei kürzeren Zeitreihen die Prozeßparameter teilweise noch miteinander korreliert waren und Konvergenzprobleme auftraten. In solchen Fällen wurden die groben Schätzwerte aus der Autokorrelationsfunktion verwendet und die Zeit-

reihen gefiltert. An den so erhaltenen Residuals wurden dann die statistischen Tests wie bei allen anderen Untersuchungen durchgeführt.

Zuletzt noch eine Anmerkung zur Verteilung der z_t : Da die a_t einer Gaußschen Normalverteilung folgen sollen und die z_t aus einer gewogenen Summe der Residuals resultieren, kann nach dem Zentralen Grenzwertsatz der Wahrscheinlichkeitstheorie auch für die Zeitreihen selbst eine Normalverteilung angenommen werden. Umgekehrt wurden Stichproben mit einem Variationskoeffizienten über 30% zunächst logarithmiert, um dienotwendigen Voraussetzungen für den Wertebereich mit

$$-\infty < \ln z < +\infty$$

zu schaffen. Diese Transformation blieb aber ohne größeren Einfluß auf die Schätzung der Prozeßparameter.

3.4 Verifikation des Modells

Zur Verifikation des Modells wurden verschiedene statistische Tests durchgeführt. Zunächst wurde überprüft, ob die stochastischen Trends durch Differenzieren in z_t entfernt werden konnten. Hierzu wurde ein t-Test für die Mittelwerte von $x_t = z_t - z_{t-1}$ gegen Null durchgeführt.

Unter der Annahme, daß der Wert

$$t = \frac{\bar{x}}{s_x} \sqrt{N_x}$$

einer Studentischen t-Verteilung mit $N_x - 1$ Freiheitsgraden folgt, die für $N_x \geq 50$ hinreichend genau durch eine Normalverteilung approximiert werden kann, wurde das größtmögliche zweiseitige Signifikanzniveau bestimmt, bei dem die Hypothese $\bar{x} = 0$ gerade nicht abgelehnt wurde. Diese Werte α sind in Spalte 9 der Tabellen 4 bis 10 dargestellt.

Anschließend wurden mit dem Rechenprogramm BMDP Schätzwerte für die Prozeßparameter ϕ und θ sowie die Residuals a_t ermittelt. Eine Voraus-

setzung für ARIMA-Prozesse fordert, daß die Residuals zufällig und regellos streuend ($0, \sigma_a$)-normalverteilt sind. Hieraus ergeben sich eine weitere Anzahl von statistischen Tests. Neben einer optischen Überprüfung der Residuals wurde ein t-Test ihres Mittelwertes gegen Null analog zu dem oben angegebenen durchgeführt. Die erhaltenen zweiseitigen Signifikanzniveaus α sind in Spalte 14 der Tabellen 4 bis 10 zusammengestellt. Dann wurde mit dem Programmpaket SPSS ein Run-Test gegen Null durchgeführt (Bild 6).

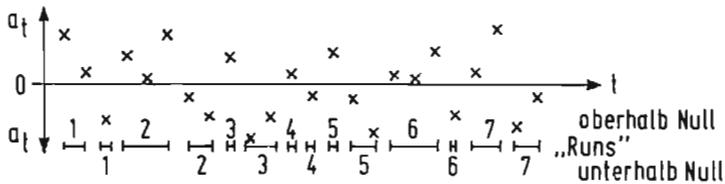


Bild 6: Beispiel zum Run-Test

Hierbei wurden alle hintereinander folgenden und auf einer Seite des Testwertes liegenden Werte zu einem "Run" zusammengefaßt. Mit der Gesamtanzahl der Werte, der "Runs" oberhalb und der "Runs" unterhalb des Testwertes kann ein Test auf die Zufälligkeit und Regellosigkeit des Streuens durchgeführt werden (vgl. z. B. KREYSZIG 1975).

Das zweiseitige maximale Signifikanzniveau α , unter dem dieser Test die Hypothese auf Zufälligkeit gerade noch nicht ablehnt, ist in Spalte 15 der Tabellen 4 bis 10 angegeben.

Anschließend wurde als Test auf ($0, \sigma_a$) Normalverteilung ein Kolmogoroff-Smirnov-Test durchgeführt. Das maximale zweiseitige Signifikanzniveau ist in Spalte 16 der Tabellen 4 bis 10 aufgeführt.

Weiterhin wurden aus den Residuals die Schätzwerte ihrer Autokorrelation errechnet. Neben einem optischen Vergleich der Werte mit den $2\sigma_{(\rho)}$ -Grenzen für einen unkorrelierten Prozeß in den Bildern 11 bis 84 wurde der in Box/Jenkins zitierte "Portmanteau Lack of fit"-Test durchgeführt.

Da der Wert
$$Q_k = (N-d) \sum_{j=1}^k r_a^2(j)$$

mit $r_a(j)$ als Autokorrelationsschätzer der Residuals a_t einer Stichprobe des Umfangs N , die einem $ARIMA(p,d,q)$ Prozeß folgt, näherungsweise χ_v^2 mit $v = k - p - q$ Freiheitsgraden folgt, kann das einseitige höchstmögliche Signifikanzniveau für $Q_n < \chi_v^2$ (α) berechnet werden. In Spalte 17 der Tabellen 4 bis 10 sind die Werte α für 23 Freiheitsgrade, entsprechend einer Summation über $k = 25$ aufgeführt.

Zuletzt wurde das Periodogramm der Residuals berechnet, um mögliche periodische Schwingungen zu erkennen. Der Anteil einzelner Frequenzen an der Gesamtvarianz muß bei weißem Rauschen zwischen den Frequenzen Null und 0,5 einer Gleichverteilung sein. Dies kann auf eindrucksvolle Art an einem summierten Periodogramm sowohl optisch wie auch mit einem Kolmogorov-Smirnov-Test überprüft werden: (Bilder 11 bis 84).

Eine signifikante Abweichung von lineärem Anwachsen deutet auf ein solches Phänomen hin. Wie man an den Darstellungen erkennt, sind Abweichungen jedoch immer zufälliger und nie regelmäßiger Natur. Daher genügt hier die optische Überprüfung, Fraktile der Kolmogoroff-Smirnov-Verteilung brauchen nicht eingezeichnet zu werden.

Abschließend noch eine Bemerkung zum Signifikanzniveau und zur Aussage dieser Tests. Es wäre wenig sinnvoll, ein Niveau von z.B. 5% vorzugeben und die Hypothese abzulehnen, wenn nur ein oder zwei dieser ca. 300 Tests nicht erfüllt werden. Denn um z.B. 300 Tests auf dem 5% Niveau durchzuführen, müßte entweder jeder einzelne Test auf einem Niveau von

$$100 \cdot (1 - (1 - 0,05)^{\frac{1}{300}}) = 0,017 \%$$

geführt oder eine "Durchfallquote" von 5% zugelassen werden. Weiterhin ist bekannt, daß bei ausreichend großem Stichprobenumfang fast jeder statistische Verteilungstest zu einer Ablehnung führt, wohl meist deshalb, weil der Definitionsbereich (z.B. für Normalverteilung $-\infty$ bis $+\infty$) aus physikalischen Gründen nicht ausgeführt werden kann. Diese Erscheinung tritt auch bei den umfangreichen Stichproben an Bodenkennwerten mit $N > 1000$ durch deutlich niedrigere α -Werte zu Tage.

4. Zusammenstellung der untersuchten Stichproben von Bodenkennwerten

4.1 Natürliche Böden

4.1.1 Tongrube Zolling bei Freising

Nach umfangreichen Vorversuchen an verschiedenen Tongruben wurde die in Zolling bei Freising gelegene Tongrube der Ziegelei Anton Hanrieder für eine nach statistischen Gesichtspunkten durchzuführende Probenentnahme ausgewählt. Dabei handelt es sich um tertiäre mittelplastische Tone von steifer bis halbfester Konsistenz, die durch eine Schürfbaggerung gleichmäßig über eine Länge von mehr als 200 m abgebaut werden.

Diese geometrisch idealen Randbedingungen und der durch den Besitzer, Herrn Anton Hanrieder, trotz laufender Tonentnahme dankenswerterweise freizügig gehandhabte Zugang für die Mitarbeiter unseres Hauses hat letzten Endes diese Gewinnung von statistisch geeignetem Datenmaterial mit vertretbarem Aufwand ermöglicht.

So konnten im Oktober 1982 bei optimalen Witterungsverhältnissen am Böschungsfuß der unter ca. 40° geneigten Tongrube insgesamt 115 Proben in einer Linie mit Autobahnbüchsen entnommen werden.

Zur Erfassung der Autokorrelationsstruktur war es notwendig, den Probenabstand so zu wählen, daß aus statistischer Sicht benachbarte Bodenproben noch als miteinander korreliert angesehen werden konnten. Für die ersten 91 Proben wurde daher ein regelmäßiger Abstand von 1,25 m gewählt. An diese Meßreihe anschließend wurde durch Verdoppelung des Abstandes auf 2,5 m und weiteren 24 Proben eine Teststrecke von insgesamt ca. 175 m erfaßt.

Jede Probe wurde mit größter Sorgfalt entnommen und so bezeichnet, daß eine spätere fehlerfreie räumliche Zuordnung der Laborergebnisse sichergestellt werden konnte.

Die im einzelnen ermittelten Bodenkennwerte sind in der nachfolgenden Tabelle 2 zusammengestellt.

Tabelle 2 Laborergebnisse - Tongrube Zolling

Nr	w _n	Q	Q _d	w _L	w _P	I _p	I _c
1	23,82	1,901	1,535	39,7	19,87	19,80	0,803
2	24,25	1,903	1,532	41,9	20,03	21,87	0,807
3	24,68	1,895	1,520	40,6	20,23	20,40	0,779
4	25,18	1,914	1,529	41,2	19,30	21,90	0,732
5	24,93	1,904	1,524	40,8	20,45	20,30	0,783
6	25,05	1,908	1,526	41,6	20,34	21,26	0,778
7	24,62	1,900	1,524	39,1	20,55	18,50	0,784
8	25,22	1,897	1,515	42,3	21,68	20,60	0,830
9	24,98	1,894	1,516	43,6	21,00	22,60	0,823
10	25,52	1,893	1,508	40,7	21,37	19,33	0,785
11	25,96	1,879	1,491	41,1	21,25	19,80	0,763
12	25,73	1,918	1,525	40,8	20,85	19,95	0,755
13	25,76	1,916	1,524	38,4	20,71	17,70	0,712
14	25,20	1,915	1,529	42,1	20,43	21,67	0,780
15	25,69	1,909	1,519	44,7	21,27	23,40	0,812
16	25,12	1,907	1,524	43,7	21,47	22,20	0,838
17	27,03	1,843	1,451	45,2	21,49	23,70	0,768
18	25,61	1,874	1,492	41,8	20,48	21,32	0,759
19	27,22	1,892	1,487	43,3	20,91	22,40	0,719
20	25,47	1,876	1,495	44,1	21,99	22,11	0,843
21	26,47	1,863	1,473	44,2	20,91	23,30	0,760
22	25,51	1,869	1,489	46,1	22,01	24,09	0,855
23	25,49	1,863	1,484	45,9	22,10	23,80	0,857
24	24,71	1,875	1,504	46,1	21,47	24,63	0,868
25	25,86	1,854	1,473	43,9	20,17	23,70	0,759
26	25,46	1,906	1,519	42,0	21,71	20,29	0,815
27	25,36	1,938	1,546	40,8	20,90	19,90	0,774
28	24,19	1,936	1,559	39,6	21,52	18,00	0,852
29	24,88	1,972	1,579	40,2	20,10	20,10	0,761
30	24,10	1,951	1,572	39,1	21,27	17,80	0,843
31	25,00	1,943	1,555	40,7	20,70	20,00	0,785
32	24,28	1,953	1,571	41,7	21,34	20,36	0,856
33	24,08	1,961	1,581	41,0	20,10	20,90	0,809
34	25,04	1,887	1,509	44,2	20,82	23,38	0,820
35	25,60	1,913	1,523	44,3	20,70	23,60	0,792
36	24,94	1,892	1,515	44,8	20,96	23,84	0,833
37	26,18	1,885	1,494	44,8	21,70	23,10	0,805
38	25,15	1,867	1,492	44,3	20,80	23,50	0,815
39	25,97	1,868	1,483	42,9	21,60	21,30	0,793
40	25,00	1,867	1,494	44,8	21,10	23,70	0,835
41	27,38	1,853	1,455	42,7	21,90	20,80	0,736
42	26,37	1,819	1,439	43,8	22,07	21,73	0,802
43	26,32	1,852	1,466	42,8	20,01	22,80	0,724
44	26,81	1,848	1,457	44,2	22,17	22,03	0,789
45	25,08	1,828	1,462	42,9	20,59	22,30	0,798
46	25,13	1,849	1,478	43,3	22,34	20,96	0,867
47	23,46	1,882	1,524	39,6	20,68	18,90	0,852
48	21,54	1,899	1,562	40,6	21,00	19,60	0,972
49	22,79	1,872	1,525	40,2	21,78	18,40	0,946
50	22,20	1,868	1,528	41,8	21,94	19,86	0,987

Nr	w _n	Q	Q _d	w _L	w _p	l _p	l _c
51	22,04	1,908	1,563	41,2	21,27	19,90	0,965
52	20,17	1,877	1,562	40,1	21,60	18,49	1,078
53	20,35	1,898	1,577	39,0	19,74	19,30	0,964
54	20,41	1,925	1,599	37,7	20,66	17,04	1,015
55	20,06	1,926	1,604	38,3	20,50	17,80	1,022
56	19,96	1,910	1,592	40,0	19,99	20,01	1,001
57	20,42	1,947	1,617	37,7	19,85	17,80	0,972
58	20,58	1,957	1,623	38,4	19,95	18,45	0,966
59	19,83	1,965	1,640	37,2	19,41	17,80	0,978
60	19,92	1,998	1,666	38,8	20,26	18,54	1,018
61	26,15	1,906	1,511	42,8	20,06	22,70	0,731
62	24,78	1,883	1,509	43,0	20,46	22,54	0,808
63	20,87	1,961	1,644	37,4	19,20	18,20	0,907
64	23,24	1,942	1,575	42,3	19,82	22,48	0,848
65	20,77	1,963	1,626	39,1	20,50	18,60	0,984
66	20,18	1,949	1,622	38,4	20,69	17,70	1,028
67	21,04	1,947	1,609	37,6	19,90	17,70	0,938
68	23,91	1,895	1,529	40,0	20,51	19,50	0,826
69	24,61	1,918	1,539	38,9	21,21	17,70	0,808
70	19,80	1,939	1,618	38,1	21,06	17,00	1,076
71	23,79	1,870	1,511	40,6	20,34	20,30	0,828
72	20,87	1,944	1,608	36,2	21,00	21,00	0,729
73	20,38	1,934	1,607	37,3	19,74	17,60	0,960
74	20,50	1,913	1,587	38,4	20,65	17,70	1,011
75	20,00	1,927	1,606	40,1	21,17	18,90	1,063
76	20,54	1,911	1,586	38,6	21,37	17,20	1,052
77	19,65	1,936	1,618	41,1	21,74	19,40	1,103
78	20,54	1,911	1,585	40,2	22,04	18,20	1,082
79	19,11	1,936	1,625	41,7	21,30	20,40	1,108
80	18,93	1,942	1,633	41,1	20,57	20,50	1,083
81	18,43	1,980	1,671	43,1	21,20	21,90	1,128
82	18,82	1,946	1,638	37,7	21,93	15,77	1,197
83	19,34	1,952	1,636	36,7	21,17	15,50	1,123
84	19,08	1,959	1,645	34,4	20,00	14,40	1,063
85	18,73	1,959	1,650	35,0	19,22	15,80	1,032
86	19,98	1,950	1,625	35,1	20,51	14,60	1,034
87	19,04	1,950	1,638	35,8	20,38	15,40	1,091
88	18,61	1,950	1,644	34,3	19,44	14,90	1,054
89	18,42	1,933	1,632	34,7	19,71	15,00	1,087
90	18,47	1,935	1,634	34,1	19,42	14,70	1,061
91	18,37	1,914	1,617	33,3	19,98	13,30	1,120
92	-	-	-	-	-	-	-
93	18,61	1,960	1,653	34,2	19,31	14,90	1,047
94	-	-	-	-	-	-	-
95	18,22	1,948	1,647	33,2	18,24	15,00	1,000
96	-	-	-	-	-	-	-
97	18,36	1,958	1,654	33,7	19,05	14,60	1,048
98	-	-	-	-	-	-	-
99	18,65	1,975	1,664	33,1	19,30	13,80	1,043
100	-	-	-	-	-	-	-

Nr	w _n	q	q _d	w _L	w _P	I _p	I _c
101	18,35	1,976	1,670	32,4	19,21	13,2	1,061
102	-	-	-	-	-	-	-
103	18,50	1,998	1,686	33,2	20,50	12,7	1,157
104	-	-	-	-	-	-	-
105	18,77	2,004	1,687	32,7	20,28	12,4	1,121
106	-	-	-	-	-	-	-
107	19,38	1,950	1,634	34,8	20,59	14,2	1,085
108	-	-	-	-	-	-	-
109	18,23	1,940	1,641	33,00	19,98	13,0	1,138
110	-	-	-	-	-	-	-
111	23,07	1,981	1,609	39,2	20,23	19,0	0,847
112	-	-	-	-	-	-	-
113	19,30	1,964	1,646	33,90	19,23	14,7	0,993
114	-	-	-	-	-	-	-
115	19,85	1,944	1,622	34,9	18,89	16,0	0,938
116	-	-	-	-	-	-	-
117	20,05	1,990	1,657	37,8	18,94	18,9	0,937
118	-	-	-	-	-	-	-
119	20,25	1,974	1,642	35,3	19,27	16,0	0,938
120	-	-	-	-	-	-	-
121	19,92	1,961	1,636	33,7	20,09	13,6	1,015
122	-	-	-	-	-	-	-
123	20,33	1,964	1,632	34,7	20,36	14,3	1,007
124	-	-	-	-	-	-	-
125	19,85	1,943	1,621	36,6	20,43	16,2	1,031
126	-	-	-	-	-	-	-
127	18,73	1,982	1,670	36,8	20,61	16,2	1,117
128	-	-	-	-	-	-	-
129	17,45	2,007	1,709	37,2	21,90	15,3	1,288
130	-	-	-	-	-	-	-
131	18,47	1,994	1,683	38,1	20,71	17,4	1,126
132	-	-	-	-	-	-	-
133	20,07	1,935	1,612	44,5	23,37	21,1	1,156
134	-	-	-	-	-	-	-
135	21,53	1,935	1,592	44,7	23,71	21,0	1,105
136	-	-	-	-	-	-	-
137	21,81	1,976	1,622	46,8	24,69	22,1	1,131
138	-	-	-	-	-	-	-
139	21,26	1,964	1,620	46,4	23,94	22,5	1,116

4.1.2 Sandgrube Altdorf bei Nürnberg

Mit der Zielsetzung möglichst allgemeingültige Aussagen über die räumliche Variabilität von Bodeneigenschaften zu finden, waren exemplarisch für nichtbindige Bodenarten die im Nürnberger Raum großflächig vorkommenden Flugsandlagerstätten von besonderem Interesse.

Mit freundlicher Genehmigung der Firma Albrecht Roth KG wurden aus deren Sandgrube in Altdorf bei Nürnberg im September 1982 96 Proben entlang einer Geraden im Abstand von einem Meter entnommen.

Dabei handelt es sich um einen relativ einkörnigen Natursand, der praktisch aus 100% Quarzkörnern, ohne schiefrige oder tonig-lehmige Bestandteile, besteht. Das im nachfolgenden Bild 7 dargestellte Körnungsband zeigt die enge Stufung von 32 benachbarten Einzelproben aus dieser Meßreihe.

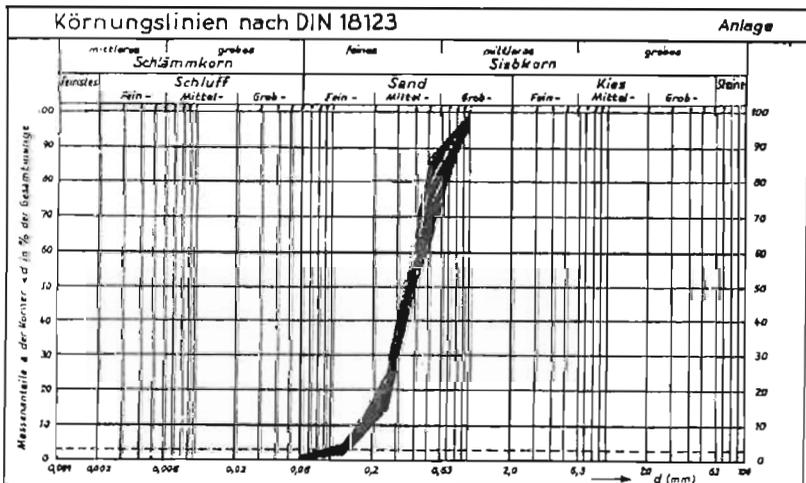


Bild 7 Körnungsband Sandgrube Altdorf/Nürnberg

Die im einzelnen ermittelten Bodenkennwerte bzw. Gew.% der Siebdurchgänge sind in der nachfolgenden Tabelle 3 zusammengestellt.

Tabelle 3 Laboreergebnisse - Sandgrube Altdorf

Nr	% < \varnothing 1,0 mm	% < \varnothing 0,5 mm	% < \varnothing 0,25 mm	% < \varnothing 0,125	% < \varnothing 0,063	q	q _d	w _n
1	99,4	70,9	22,8	4,5	1,1	1,833	1,755	4,470
2	98,7	68,2	17,1	2,8	0,8	1,827	1,771	3,130
3	99,1	73,6	20,2	3,4	0,8	1,838	1,769	3,900
4	95,6	71,8	19,4	3,3	0,9	1,833	1,763	3,980
5	99,2	74,0	18,1	2,9	0,8	1,767	1,713	3,180
6	99,7	77,6	18,5	2,9	0,7	1,811	1,716	5,480
7	95,7	75,7	16,9	2,0	0,5	1,810	1,740	4,030
8	99,8	82,6	15,0	1,5	0,3	1,826	1,768	3,230
9	99,9	84,0	18,9	2,2	0,4	1,799	1,737	3,550
10	99,9	86,1	22,4	2,9	0,4	1,769	1,700	4,020
11	99,7	80,9	18,8	2,5	0,4	1,805	1,738	3,890
12	99,4	84,7	24,5	3,4	0,6	1,823	1,742	4,650
13	99,1	76,1	20,3	3,0	0,9	1,822	1,740	4,740
14	99,7	66,2	14,6	2,5	0,9	1,822	1,739	4,750
15	99,8	80,2	21,3	3,6	0,8	1,862	1,767	5,400
16	99,3	83,5	24,9	3,3	0,8	1,828	1,744	4,830
17	99,4	81,3	21,6	3,3	0,7	1,833	1,756	4,400
18	98,1	75,1	18,3	2,8	0,6	1,840	1,767	4,150
19	97,8	67,5	18,1	3,4	0,8	1,827	1,761	3,910
20	97,8	67,4	22,2	4,6	1,1	1,843	1,767	4,300
21	98,3	69,8	21,9	4,4	1,1	1,838	1,765	4,170
22	97,9	70,9	22,2	3,7	0,8	1,824	1,748	4,370
23	97,8	65,0	18,6	3,5	0,9	1,811	1,743	3,880
24	98,7	70,3	17,1	3,0	0,7	1,819	1,759	3,390
25	98,6	66,1	19,4	3,9	0,8	1,821	1,753	3,800
26	98,1	62,8	15,7	2,7	0,7	1,799	1,741	3,340
27	98,7	68,7	19,9	4,2	1,1	1,801	1,738	3,680
28	97,8	62,7	17,6	3,4	0,7	1,789	1,731	3,360
29	99,1	77,8	19,8	3,1	0,7	1,804	1,751	3,020
30	98,3	73,5	19,0	3,0	0,8	1,795	1,734	3,560
31	98,8	70,5	17,2	3,4	0,9	1,810	1,742	3,880
32	98,9	70,0	18,7	3,8	1,3	1,814	1,746	3,870
33	97,7	62,5	15,6	2,8	0,8	1,799	1,739	3,460
34	98,3	64,7	16,7	3,2	0,8	1,836	1,771	3,660
35	96,9	64,7	20,7	3,7	0,9	1,827	1,756	4,040
36	97,8	63,6	18,2	3,3	0,9	1,793	1,735	3,330
37	98,5	67,5	18,1	3,7	0,9	1,793	1,730	3,610
38	99,0	69,0	15,7	2,9	0,7	1,779	1,722	3,300
39	98,7	69,5	19,0	3,8	0,8	1,799	1,734	3,720
40	98,2	73,2	21,0	4,1	0,9	1,782	1,723	3,450
41	99,3	73,2	19,6	4,0	0,9	1,809	1,751	3,350
42	99,1	72,5	21,7	4,2	1,0	1,791	1,726	3,810
43	98,8	66,9	15,1	2,9	0,9	1,783	1,723	3,510
44	98,6	66,8	13,4	2,4	0,8	1,835	1,772	3,590
45	98,7	61,1	12,4	2,5	0,9	1,744	1,682	3,730
46	98,2	62,1	13,2	2,9	0,9	1,725	1,633	5,630
47	98,6	63,9	17,4	3,6	0,8	1,720	1,659	3,660
48	99,1	66,0	15,9	3,4	1,0	1,692	1,630	3,830
49	98,0	64,8	22,3	6,0	1,6	1,797	1,717	4,690
50	98,8	66,0	19,0	4,5	1,3	1,821	1,742	4,540

Nr	% < \emptyset 1.0 mm	% < \emptyset 0,5 mm	% < \emptyset 0,25 mm	% < \emptyset 0,125	% < \emptyset 0,063	q	q _d	w _n
51	98,4	75,6	27,9	6,4	1,3	1,816	1,738	4,450
52	96,8	71,6	24,2	5,3	1,8	1,837	1,758	4,500
53	96,9	70,5	22,2	4,3	1,4	1,837	1,765	4,070
54	97,0	61,9	17,3	3,5	1,1	2,018	1,949	3,540
55	97,0	64,8	19,3	4,4	1,2	1,868	1,797	3,990
56	96,2	93,6	20,6	4,7	1,4	1,848	1,779	3,910
57	96,7	65,6	19,8	4,5	1,7	1,808	1,743	3,750
58	95,8	62,8	17,3	4,1	1,5	1,872	1,788	4,670
59	97,1	60,9	14,9	3,8	2,0	1,812	1,714	5,730
60	97,9	67,4	16,2	4,0	2,1	1,849	1,732	6,780
61	97,8	65,2	16,6	4,1	2,0	1,874	1,761	6,400
62	98,0	67,8	18,1	4,2	1,8	1,791	1,694	5,720
63	98,0	71,0	20,0	4,0	1,5	1,801	1,698	6,070
64	98,1	68,4	19,9	4,4	1,7	1,779	1,687	5,420
65	97,9	66,6	20,0	4,2	1,5	1,817	1,720	5,650
66	97,9	64,3	17,5	3,5	1,4	1,794	1,705	5,240
67	97,8	62,8	14,4	3,3	1,3	1,795	1,701	5,522
68	98,2	65,8	17,2	3,5	1,1	1,788	1,701	5,120
69	96,7	65,2	17,4	4,0	1,4	1,799	1,714	4,930
70	97,7	65,2	18,4	3,3	1,1	1,811	1,710	5,930
71	98,5	73,7	22,2	4,1	1,0	1,772	1,677	5,640
72	98,2	69,5	21,7	3,9	1,0	1,760	1,681	4,670
73	97,4	69,2	21,6	4,2	1,2	1,768	1,683	5,040
74	98,6	70,6	19,6	3,4	1,3	1,814	1,714	5,840
75	97,3	64,9	18,1	3,7	1,7	1,814	1,724	5,220
76	97,6	64,3	18,2	3,6	1,5	1,784	1,707	4,540
77	96,4	61,7	17,8	3,7	1,4	1,757	1,681	4,520
78	97,0	62,5	17,7	3,7	1,4	1,786	1,697	5,260
79	97,4	65,3	18,4	3,7	1,3	1,777	1,693	4,850
80	95,6	56,4	17,4	3,8	1,5	1,856	1,765	5,130
81	95,1	56,0	17,3	3,9	1,6	1,815	1,719	5,560
82	96,6	61,0	19,3	4,5	1,6	1,860	1,763	5,530
83	96,2	62,1	19,2	5,2	2,4	1,906	1,790	6,500
84	97,5	65,3	22,4	6,0	1,8	1,876	1,778	5,520
85	96,2	58,5	18,2	4,7	1,7	1,864	1,779	4,750
86	97,0	63,2	22,1	5,6	1,4	1,864	1,773	5,140
87	97,0	60,9	18,4	3,5	1,1	1,824	1,744	4,610
88	97,0	62,3	18,9	4,6	1,8	1,886	1,798	4,930
89	96,5	62,9	21,0	4,5	1,7	1,897	1,806	5,060
90	96,9	60,4	20,2	4,1	1,0	1,854	1,771	4,660
91	97,3	60,1	18,7	4,0	1,0	1,833	1,758	4,210
92	98,3	67,1	19,2	4,2	1,3	1,824	1,743	4,620
93	98,1	63,9	16,9	3,2	1,0	1,763	1,694	4,090
94	98,0	66,7	18,6	3,6	1,0	1,783	1,717	3,880
95	96,7	59,0	19,1	3,7	1,0	1,825	1,760	3,700
96	98,0	68,1	22,5	4,2	1,1	1,831	1,762	3,910

4.1.3 Lechdämme

An den Dämmen des Lech wurden zur Untersuchung der Wechselhaftigkeit des Untergrundes 33 Sondierungen in 1,5 m Abstand mit der schweren Rammsonde bis in 13,5 m Tiefe durchgeführt. Die Dämme bestehen bis in ca. 12,5 - 13,5 m Tiefe aus quartären postglazialen Schottern; über ihre Entstehung ist wenig bekannt, vermutlich sind die obersten ca. 2 m geschüttet. Eine ausführliche Beschreibung gibt v. SOOS (1982 (b), siehe Bild 8).

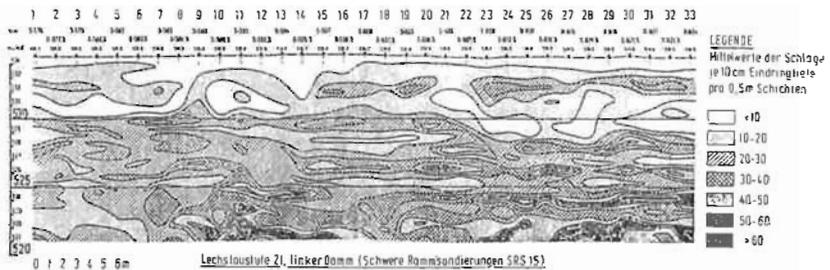


Bild 8 Räumliche Streuung der Rammsondierungsergebnisse (Lechdämme) aus v. SOOS, 1982 (b)

Deutlich zu erkennen ist die Anisotropie des Untergrundes mit horizontalen, linsenförmigen Bereichen unterschiedlicher Rammwiderstände. Die Autokorrelationen wurden ohne Berücksichtigung geschütteter Bereiche und des möglichen Überganges zum Tertiär errechnet. Zuvor wurde aus allen 33 Sondierungen ein gemeinsamer linearer Tiefentrend der Form $n_{10} = 8,094 + 2,456 \times \text{Tiefe (m)}$ geschätzt und von den Schlagzahlen n_{10} entfernt. Damit konnten 33 Autokorrelationsfunktionen in vertikaler Richtung und 135 in horizontaler Richtung ermittelt werden. Ihre Unterschiedlichkeit und Wechselhaftigkeit wurde schon in Bild 4 dargestellt. Die Schätzung der Prozeßparameter wurde in vertikaler und horizontaler Richtung an je 10 verschiedenen Zeitreihen durchgeführt. In horizontaler Richtung wurden die 33 Werte der Schlagzahlen n_{10} in Tiefen von 1,0 m, 2,3 m, 3,6 m bis 11,7 m untersucht. In vertikaler

Richtung wurden wegen der starken Wechselhaftigkeit die Schlagzahlen von einem Wert zum nächsten n_{20} verwendet und für die Sondierungen 1 bis 5 und 10, 15, 20, 25 und 30 ausgewertet. Damit ist erstmals eine zweidimensionale Analyse der Autokorrelationsstruktur eines Bodens durchgeführt worden. Es sei noch angemerkt, daß wegen der Entfernung des gemeinsamen Trends die Mittelwerte keinen direkten Bezug zu den üblichen Ergebnissen n_{10} von Rammsondierungen aufweisen.

4.2 Geschüttete Böden

4.2.1 Bodenaustausch bei Regensburg

Bei Regensburg wurde im Zuge einer Baumaßnahme ein großflächiger Bodenaustausch vorgenommen. Hierbei bot sich die Möglichkeit, durch Probennahme in Abständen von 0,5 m auf eine Länge von 25 m innerhalb eines Schüttfeldes die Autokorrelationen geschütteter und verdichteter nichtbindiger Böden in engen Abständen zu untersuchen. Wegen der aufwendigen Baukontrollmaßnahmen waren die Bodenkennwerte sehr gleichmäßig und wiesen geringe Streuungen mit wenig ausgeprägten Autokorrelationen innerhalb der Länge von 25 m auf (Bilder 53 bis 64). Teilweise bereitete es daher Schwierigkeiten, auch bedingt durch den geringen Stichprobenumfang den instationären Anteil des ARIMA(1,1,1)-Prozesses nachzuweisen.

4.2.2 Baukontrollen beim Staudamm Mauthaus

Während des Baus der Trinkwassertalsperre Mauthaus wurden sehr umfangreiche und sorgfältige Baukontrollen durchgeführt, die zur Bearbeitung des Forschungsvorhabens "Talsperrensicherheitsstudie auf probabilistischer Basis" dankenswerterweise vom Talsperrenbüro des Bayerischen Landesamtes für Wasserwirtschaft zur Verfügung gestellt wurden. Eine ausführliche Beschreibung des Bauablaufes und des Dammes selbst siehe LIST (1982). Zoneneinteilung bzw. Dammquerschnitt siehe Bild 9.

Das Datenmaterial über Wassergehalte, Dichte und zweier Werte aus der Kornverteilung wurde für diese Arbeit ausgewertet. Der Probenabstand war nicht konstant, die Auswahl geschah augenscheinlich nach Schwachstellen. Da aber eine bestimmte Anzahl von Proben, bezogen auf die jeweilige Schüttfläche, vorgeschrieben war, konnte ein mittlerer Probenabstand errechnet werden. Dieser war stets größer als 30 m, so daß die geschätzten Werte für ϕ als wenig zuverlässig zu betrachten sind, insbesondere unter dem nicht quantifizierbaren Einfluß der gezielten Probennahme. Die Autokorrelationsfunktion folgt dem lagenweisen Einbau. Der Versuch einen Verlauf in horizontaler Richtung innerhalb einer Schüttlage und in vertikaler Richtung durch alle Lagen zu ermitteln, war einerseits wegen der geringen Probenanzahl horizontal und den schlechten Zuordnungsmöglichkeiten der Proben untereinander erfolglos.

Die Zeitreihenanalysen wurden an den zwei Kernzonen und den zwei Filterzonen durchgeführt, wobei nicht zwischen Luft- und Wasserseite unterschieden wurde, da jeweils dasselbe Material gleichzeitig zum Einbau kam.

4.3 Zusammenfassung und Wertung der Ergebnisse

Allen untersuchten Zeitreihen gemein ist ein schon im Bereich von wenigen Probenabständen (lags) stark abfallender Verlauf der Autokorrelationsfunktion. Bei einigen Bodenkennwerten ist dann ein Übergang zu einem flachen Verlauf festzustellen, der typisch für instationäre Prozesse ist (z.B. Zolling - Wassergehalt, Altdorf - Gew.% der Siebdurchgänge $< \phi$ 0,063 mm, teilweise bei den Lechdämmen, nahezu alle Bodenkennwerte von Mauthaus, nicht aber bei der Stichprobe von Regensburg).

Anhand der ausgewerteten Zeitreihen besteht offensichtlich kein unmittelbarer Zusammenhang zwischen diesem instationären Verhalten und der Aufzeichnungslänge. Bemerkenswert ist die Instationarität bei der Zone

IA von Mauthaus, da hier das Material künstlich mit Bentonit aufbereitet und gemischt wurde, und man aus diesem Grund eher ein stationäres Verhalten hätte erwarten können.

Für verschiedene Bodenkenwerte derselben Stichprobe zeigen die Autokorrelationen unerwartet große Unterschiede, ebenso wie die an unterschiedlichen Stellen, aber anhand desselben Kennwerts ermittelten Autokorrelationen der Lechdämme. Die Streubreite ist jedoch nicht beliebig groß, sondern bewegt sich für jeden Entnahmeort in einem gewissen Rahmen. So sind beispielsweise die Autokorrelationen bei den Lechdämmen deutlich stärker ausgeprägt als bei Altdorf. Damit wurde die Hypothese aufgestellt, daß an einem Entnahmeort die Autokorrelationsfunktion jeweils verschiedene Realisierungen eines einzigen Prozesses mit für diesen Entnahmeort festen Parametern ist. Dazu mußte zunächst ein allen Bodenkenwerten gemeiner Prozeß gefunden werden. Als mögliche Modelle für die verschiedenen Zeitreihen wurde nach der Analyse der Autokorrelations- und partiellen Autokorrelationsfunktion für die originalen und einfach differenzierten Zeitreihen gefunden:

AR(1)	$Z_t - \phi \cdot Z_{t-1} = a_t$	z.B. Altdorf, Dichte
AR(2)	$Z_t - \phi_1 \cdot Z_{t-1} - \phi_2 \cdot Z_{t-2} = a_t$	z.B. Lechdämme, Sond. Nr. 30
IMA(1,1)	$Z_t - Z_{t-1} = a_t - \theta a_{t-1}$	z.B. Mauthaus, Zone 1B, % < Ø 2,0 mm
ARIMA(1,1,1)	$Z_t - (1+\phi) \cdot Z_{t-1} + \phi \cdot Z_{t-2} = a_t - \theta \cdot a_{t-1}$	z.B. Zolling, Wassergehalt

Selbstverständlich ist wie bei jeder Regression die Approximation um so besser, je größer die Anzahl der Parameter ist. Andererseits bestand die Vorgabe, mit so wenig Parametern wie möglich auszukommen,

damit für diese die Schätzwerte so wenig wie möglich streuen. Aus diesem Grund wurde ein AKIMA(1,1,1)-Modell gewählt, das mit $\phi = 0$ einen IMA(1,1)-Prozeß und mit $\theta = 1$ einen AR(1) Prozeß bilden kann. Ein AR(2)-Modell wurde nicht in Betracht gezogen, da seine lokalen, fast periodischen Schwankungen im allgemeinen auf Inhomogenitäten oder Entmischungen zurückzuführen sind und ihr Einfluß auf nahezu alle erd- und grundbaulichen Versagensfälle infolge Mittelung günstiger ist als der durch einen ARIMA(1,1,1)-Prozeß modellierbare.

Die Hypothese des gewählten Modells wurde von den anhand der Zeitreihen durchgeführten Tests, deren Mehrzahl auf einem hohen Signifikanzniveau geführt werden kann, nicht abgelehnt. Weiterhin wurden optische Kontrolle für einige Prozeßparameter aus der Zeitreihenschätzung mittels Zufallszahlen diese Zeitreihen fortgeführt. Auch hier ergaben sich Realisationen, die für die jeweiligen Bodenkennwerte durchaus möglich gewesen wären.

Für die Prozeßparameter wurden dann durch geeignete Abschätzungen feste Parameter je Untersuchungsort bestimmt und die verschiedenen Zeitreihen eines Ortes mit diesem Prozeß gefiltert. Wegen des Umfangs konnten diese Arbeiten nicht systematisch an allen Zeitreihen, sondern nur stichprobenartig durchgeführt werden, und als Beurteilungsmaßstab wurde allein die Autokorrelationsfunktion der Residuals verwendet. Mit diesem Verfahren wurde zwar eine nicht so gute Approximation wie mit den einzelnen Schätzwerten erzielt, doch konnte die Hypothese, von einzelnen Ausreißern abgesehen, zumindest als möglich angenommen werden.

Ein weiterer Vorteil des allen untersuchten Bodenkennwerten gemeinsamen ARIMA(1,1,1)-Prozesses besteht darin, daß er somit auch auf die nicht ermittelten sicherheitsrelevanten Kennwerte wie Reibungswinkel, Kohäsion oder Steifemodul übertragen werden kann, da diese Größen in vielfältigen Korrelationen zu den untersuchten stehen. Die Übertragbarkeit des Modells kann ohne rechnerischen Nachweis anhand der Autokorrelationsfunktionen gezeigt werden, da es ohne Schwierigkeiten

möglich ist, für einen bestimmten Boden eine Regression z.B. des Reibungswinkels als Linearkombination von Dichte, Kenngröße der Kornverteilung u.a. mit hohen Korrelationskoeffizienten zu finden (v. SOOS, 1982; FLOSS, 1970), so daß erwartet werden kann, daß seine Autokorrelationsfunktion ebenfalls eine Linearkombination der Autokorrelationen der Regressionsgrößen ist. Wenn diese einem ARIMA(1,1,1)-Prozeß genügen, sollte dies auch für eine Linearkombination aus ihnen gelten.

Diese Untersuchung der räumlichen Streuung von Bodenkennwerten im Rahmen der genannten Forschungsvorhaben bildete die Grundlage der theoretischen Untersuchungen des ARIMA(1,1,1)-Prozesses von ALBER (1986) mit Aussagen z. B. über die Autokorrelationsfunktion, Varianzreduktion oder Einfluß der Probenahme. Als wesentliches Ergebnis sei hier stark vereinfacht für die praktische Anwendung die Reduktion der Standardabweichung durch räumliche Mittelung dargestellt. Für nahezu jede geotechnische Fragestellung interessiert nicht die Größe einer Bodeneigenschaft innerhalb des kleinen Prüfvolumens, sondern in einem großen Gebiet, wie z.B. entlang von Gleitflächen oder - für Setzungsberechnungen - im Einflußbereich einer Gründung. Diese Bodeneigenschaft kann meist durch den arithmetischen Mittelwert innerhalb dieses Gebietes repräsentiert werden. Die Standardabweichung dieses Mittelwertes ist gewiß kleiner als die der einzelnen Probenwerte. Mit Hilfe des ARIMA-Prozesses kann sie konservativ anhand des Bildes 10 abgeschätzt werden.

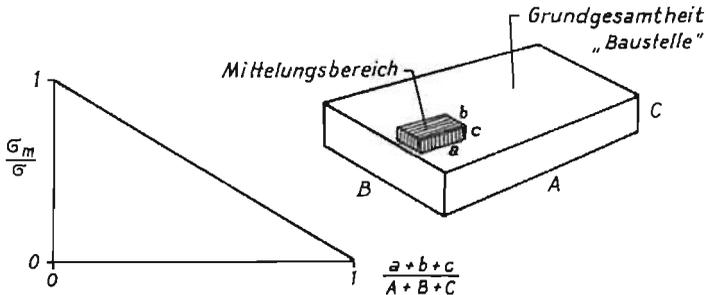


Bild 10 Varianzreduzierung durch Mittelung (Näherung)

Hierbei bedeuten a , b und c zueinander orthogonale Abmessungen des Mittelungsgebietes und A , B und C die zueinander orthogonalen Abmessungen der Grundgesamtheit, hier also des Baustellenbereichs, für den die statistische Beschreibung des Bodens vorgenommen wurde. σ_m ist die Standardabweichung des Mittels und σ die Standardabweichung der Einzelwerte.

Wie man erkennt, kann bei kleinmaßstäblichen Problemen näherungsweise mit der Streuung der Einzelwerte für das Mittel gearbeitet werden, während bei großmaßstäblichen Untersuchungen ein Bezug zur Baustellengröße erforderlich ist.

Mit der Untersuchung der räumlichen Streuung von Bodenkennwerten liegt erstmals eine systematische Arbeit über die Autokorrelationseigenschaften in bindigen und nichtbindigen, natürlichen und geschütteten Böden vor. Sie kann als Grundlage für die stochastische Formulierung von Bodeneigenschaften dienen und ist ein Beitrag zur Einführung der statistischen Sicherheitstheorie im Erd- und Grundbau.

5. Literatur

- ALBER, D.: Ein stochastisches Bodenmodell für Geotechnische Aufgaben. Schriftenreihe des Lehrstuhls und Prüfamts für Grundbau, Bodenmechanik und Felsmechanik der TU München
- ALBER, D.; FLOSS, R. (1983): Stochastische Verfahren zur Schätzung von Bodenkennwerten. In: Beiträge zur Anwendung der Stochastik und Zuverlässigkeitstheorie in der Bodenmechanik. Heft 2 der Schriftenreihe des Instituts für Grundbau, Bodenmechanik und Felsmechanik der TU München
- ALONZO, E.E.; KRIZEK R.J. (1975): Stochastic Formulation of Soil Properties. In: ICASP, Aachen, 9-32
- ARNOLD, L. (1973): Stochastische Differentialgleichungen. R. Oldenbourg Verlag
- ASAOKA, A.; GRIVAS, D. (1982): Spatial variability of the undrained strength of clays, A.M.ASCE, 743--756
- BAECKER, G.B. (1983): Professional judgement and prior probabilities in engineering risk assessment. Proc. ICASP 4, 635-647
- BOX George E.P.; JENKINS, Gwilyn M. (1976): Time Series Analysis Forecasting and Control. Holden Day, Oakland
- FAHRMEIR, L.; KAUFMANN, H.; OST, F. (1981): Stochastische Prozesse - eine Einführung in Theorie und Anwendungen. Carl Hauser Verlag, München-Wien.

- FLOSS, R. (1970): Vergleich der Verdichtungs- und Verformungseigenschaften un stetiger Kiessande hinsichtlich ihrer Eignung als ungebundenes Schüttmaterial im Straßenbau. BAST - Wissenschaftliche Berichte, H. 9
- GRUNDLAGEN zur Festlegung von Sicherheitsanforderungen für bauliche Anlagen (1981): DIN, Dt. Institut für Normung e.V., 1. Aufl., Berlin, Köln, Beuth-Verlag
- HANISCH, J.; STRUCK, W. (1985): Charakteristischer Wert einer Boden- oder Materialeigenschaft aus Stichprobenergebnissen und zusätzlicher Information. Bautechnik 10, 338-348
- ICASP (1971): Proc. 1st Int.Conf. on Applications of Statistics and Probability in Soil and Structural Engineering, Hongkong
- ICASP (1975): Proc. 2nd Int.Conf. on Applications of Statistics and Probability in Soil and Structural Engineering, Aachen
- ICASP (1979): Proc. 3rd Int. Conf. on Application of Statistics and Probability in Soil and Structural Engineering, Sydney
- ICASP (1983): Proc. 4th Int. Conf. on Applications of Statistics and Probability in Soil and Structural Engineering, Firenze
- JENKINS, G.M.; WATTS, D.G.(1968): Spectral Analyses and its Applications, Holden Day
- KREYSZIG, E. (1975): Stochastische Methoden und ihre Anwendungen, Vandenhoeck & Ruprecht, 7. Aufl.
- LIST, F. (1982): Das Projekt des Staudammes Mauthaus. Schriftenreihe des Bayerischen Landesamtes für Wasserwirtschaft, Heft 18

- LORENZ, W.; SEETHALER, L. (1970): Trinkwassertalsperre Mauthaus. Die Wasserwirtschaft, Heft 6, 199-207
- LUMB, P. (1966): The variability of natural soils. Can. Geot. Journal Nr. 2, 74-97
- LUMB, P. (1974): Application of Statistics in Soil Mechanics. Soil Mechanics - New Horizons. Newnes-Butterworth, London
- LUMB, P. (1975): Spatial variability of soil properties. Proc. ICASP, Aachen, Vol. II, S. 397-421
- MATSUO, M.; ASAOKA, A. (1977): Probability models of undrained strength of marine clay layer. Soils and Foundation, Vol. 17, No. 3, 53-68
- PEINTINGER B.; REITMEIER, W. (1983): Effects of statistical uncertainties about the parameters of a stochastic field modelling soil properties in slope stability. Proc. 4th ICASP, 1325-1435
- RACKWITZ, R.; PEINTINGER, B. (1981): Ein wirklichkeitsnahes stochastisches Bodenmodell mit unsicheren Parametern und Anwendung auf die Stabilitätsuntersuchung von Böschungen. Bauingenieur 56, 1982, 215-221
- RÜCKER, W. (1980): Ermittlung der Schwingungserregung beim Betrieb schienengebundener Fahrzeuge in Tunneln. Forschungsbericht 64, BAM
- v. SOOS, P. (1982): Zur Ermittlung der Bodenkennwerte mit Berücksichtigung von Streuung und Korrelation. Baugrundtagung Braunschweig, DGEG, Essen, 83-104
- v. SOOS, P. (1982): Entwicklungen und Tendenzen bei der Baugrunduntersuchung. Vorträge der Baugrundtagung 1982, Braunschweig, DGEG, 218

- VANMARCKE, E.H. (1977): Probabilistic Modelling of Soil Profiles. ASCE Journal of the Geotechnical Engineering, Vol. 103, No. GT 11, 1227-1246
- VANMARCKE, E.H. (1977): Reliability of Earth Slopes. ASCE Journal of the Geotechnical Engineering, Vol. 103, No. GT 11, 1247-1265
- WICHERN, D.N. (1973): The behaviour of the sample autocorrelation functions for an integrated moving average process. Biometrika 60, S. 235 ff
- WU, T.H., El-JANDULI, A. (1985): Use of Time Series in Geotechnical Data Analysis, Geotechnical Testing Journal, Vol. 8, No. 4

Tabelle 4 Zusammenstellung der Ergebnisse aus der Zeitreihenanalyse

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	BEMER- KUNG	VARI- ABLE	N	MITTL. ABSTD.	\bar{x}	s_x	$z_i = x_i - x_{i-1}$ \bar{z}	s_z	T-TEST AUF $\bar{z}=0$
2	—	—	—	m	—	—	—	—	$\alpha(\%)$
3		w_n	91	1,25	23,056	2,756	-0,061	1,436	68,86
4		q	91	1,25	1,9103	0,037	0,0001	0,028	97,31
5		q_d	91	1,25	1,5538	0,060	0,0009	0,038	82,32
6		w_L	91	1,25	40,610	3,015	-0,0711	1,947	73,05
7		w_P	91	1,25	20,787	0,777	0,0012	0,851	98,93
8		I_P	91	1,25	19,881	2,614	-0,0722	1,920	72,28
9		I_C	91	1,25	0,894	0,128	0,0035	0,080	67,98
10		w_n	70	2,50	21,929	2,765	-0,061	1,436	72,61
11		q	70	2,50	1,9305	0,037	0,0001	0,028	97,65
12		q_d	70	2,50	1,5852	0,060	0,0009	0,038	84,52
13		w_L	70	2,50	39,184	3,015	-0,0711	1,947	76,33
14		w_P	70	2,50	20,601	0,777	0,0012	0,851	99,07
15		I_P	70	2,50	18,58	2,641	-0,0722	1,920	75,65
16		I_C	70	2,50	0,9436	0,128	0,0035	0,080	71,83

10	11	12	13	14	15	16	17	
Φ Θ	s_{\downarrow} s_{Θ}	RESIDUALS		T-TEST AUF $\bar{r}=0$	RUNTEST	KS-TEST AUF NV	PORTMAN- TEAU-Q.	1
-	-	\bar{r}	s_r	α (%)	α (%)	α (%)	α (%)	2
0,0 0,4983	- 0,0912	-0,1253	1,268	34,58	79,41	14,2	1,98	3
0,59 0,91	- -	0,0017	0,0258	53,14	91,51	83,4	35,03	4
0,60 0,86	- -	0,0031	0,0343	39,59	92,42	16,3	10,01	5
0,56 0,885	- -	-0,2109	1,8144	26,93	89,3	81,3	58,11	6
0,0 0,6539	- 0,0791	-0,0069	0,687	92,34	42,4	37,5	21,58	7
0,3736 0,7871	0,1720 0,1181	-0,1830	1,739	31,54	59,05	86,7	40,38	8
0,1465 0,6414	0,1911 0,1465	0,0078	0,0706	29,06	90,77	61,0	3,25	9
0,2174 0,6430	0,2640 0,2109	-0,0979	1,4883	57,19	80,42	10,5	35,03	10
0,5278 0,8951	0,1442 0,074	0,0042	0,0276	20,60	15,5	23,2	70,12	11
0,5069 0,8288	0,1781 0,1091	0,0044	0,0360	30,03	81,49	21,8	58,51	12
0,36 0,76	- -	0,1090	2,4037	70,44	6,57	79,3	21,58	13
0,58 0,95	- -	0,0553	0,8492	58,63	13,96	87,5	4,13	14
0,1949 0,6013	0,2733 0,2884	0,0411	2,0406	86,61	78,78	93,5	10,01	15
0,5078 0,8194	0,1973 0,1308	0,0123	0,0745	16,54	80,42	67,2	35,03	16

Tabelle 8 Zusammenstellung der Ergebnisse aus der Zeitreihenanalyse

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	BEMER- KUNG	VARI- ABLE	N	MITTL. ABSTD.	\bar{x}	s_x	$z_i = x_i - x_{i-1}$ \bar{z}	s_z	T-TEST AUF $\bar{z}=0$
2	—	—	—	m	—	—	—	—	$\alpha(\%)$
3		w_{n1}	49	0,5	4,051	0,7497	0,0083	0,6845	93,37
4		w_{n2}	49	0,5	4,0449	0,7112	-0,0021	0,5279	97,82
5		w_{n3}	49	0,5	4,0473	0,7063	0,0031	0,5778	97,07
6		w_{n4}	49	0,5	3,2621	0,3808	-0,0052	0,3429	91,72
7									
8		ρ_1	49	0,5	2,1045	0,0434	0,0010	0,0381	85,72
9		ρ_2	49	0,5	2,0992	0,0378	-0,0003	0,0360	95,44
10		ρ_3	49	0,5	2,1053	0,0371	0,0003	0,033	95,03
11		ρ_{d1}	49	0,5	2,0227	0,0455	0,0008	0,0367	88,12
12		ρ_{d2}	49	0,5	2,0181	0,0406	-0,0003	0,0353	95,72
13		ρ_{d3}	49	0,5	2,0236	0,0406	0,0003	0,0339	95,16
14									
15		U	49	0,5	19,202	2,8567	-0,1375	2,6493	72,14
16		ln C	49	0,5	0,3206	0,1405	0,0082	0,1566	71,96

10	11	12	13	14	15	16	17	
Φ	s_Φ	RESIDUALS		T-TEST	RUNTEST	KS-TEST	PORTMAN-	1
Θ	s_Θ	\bar{r}	s_r	AUF $\bar{r}=0$		AUF NV	TEAU-Q.	
-	-	-	-	α (%)	α (%)	α (%)	α (%)	2
0,581 0,9641	0,1218 0,0212	0,0306	0,616	72,8	100,0	25,9	75,75	3
0,725 0,9726	0,1046 0,0209	-0,038	0,4921	58,9	80,5	25,2	97,05	4
0,6591 0,9826	0,1092 0,0200	0,0307	0,5278	68,4	81,6	46,4	95,20	5
0,1085 0,5324	0,3149 0,2611	-0,0007	0,0924	95,9	42,3	96,3	58,11	6
								7
0,1769 0,6683	0,2630 0,1948	0,0035	0,0343	46,9	25,1	92,2	70,12	8
0,3198 0,8183	0,209 0,1152	0,0026	0,0322	56,2	56,5	92,4	75,70	9
0,3059 0,7635	0,2377 0,1487	0,0030	0,0301	49,3	32,7	72,8	70,12	10
0,3054 0,7094	0,2734 0,1981	0,0032	0,0336	50,3	100,0	99,4	89,96	11
0,3251 0,7538	0,2447 0,1627	0,0021	0,0322	64,5	46,6	98,9	85,88	12
0,2729 0,6846	0,2853 0,2116	0,0023	0,0308	59,7	100,0	77,3	80,93	13
								14
0,5751 0,9595	0,1392 0,0321	-0,2617	2,4031	44,7	30,2	76,6	97,05	15
0,4696 0,9476	0,1293 0,0327	0,0408	0,3269	37,15	18,45	35,1	99,13	16

Tabelle 9 Zusammenstellung der Ergebnisse aus der Zeitreihenanalyse

1	2	3	4	5	6	7	8	9	
VARIABLE	ZONE	N	MITTL. ABSTD.	\bar{x}	s_x	$z_i = x_i - x_{i-1}$ \bar{z}	s_z	T-TEST AUF $\bar{z}=0$	
—	—	—	m	—	—	—	—	$\alpha(\%)$	
3	q_d	1A	733	51,67	1,9769	0,07754	0,0036	0,07711	89,95
4		1B	1519	~30	1,9839	0,08341	0,0013	0,08572	95,29
5		2A	1291	~60	2,0247	0,06216	0,0002	0,06537	99,12
6		2B	116	~600	2,3676	0,14131	-0,0148	0,16579	92,41
7									
8	$w_n(\gamma)$	1A	737	~51,67	13,1001	1,2334	-0,0035	1,153	48,06
9		1B	1519	~30	12,9268	1,4390	-0,0027	1,313	93,62
10		2A	1291	~60	9,6630	0,7581	0,0000	0,4741	100,00
11		2B	134	~520	8,094	1,3281	0,0060	1,3966	96,06
12									
13	$w_n(K)$	1A	215	176,2	13,459	1,0331	-0,0164	1,3224	85,64
14		1B	371	122,8	13,538	1,620	-0,0019	1,8812	98,45
15		2A	264	263,6	9,901	1,379	0,0004	0,967	99,47
16		2B	178	390	8,4669	1,1487	0,009	1,4954	93,64

10	11	12	13	14	15	16	17	
Φ	s_{Φ}	RESIDUALS		T-TEST	RUNTEST	KS-TEST	PORTMAN-	1
Θ	s_{Θ}	\bar{r}	s_r	AUF $\bar{r}=0$		AUF NV	TEAU-Q.	
—	—	—	—	α (%)	α (%)	α (%)	α (%)	2
0,2323 0,9466	0,0388 0,0121	-0,0036	0,062	11,7	91,1	84,7	58,11	3
0,2140 0,9465	0,0269 0,0083	0,00189	0,0686	28,2	0,7	3,3	25,6	4
0,2409 0,9186	0,0306 0,0117	0,00015	0,0535	91,9	13,4	3,5	3,25	5
0,2117 0,9299	0,1048 0,0434	0,00162	0,1338	89,6	61,0	48,5	85,55	6
								7
0,4661 0,9534	0,0362 0,011	-0,0209	1,0099	57,3	84,2	1,4	10,01	8
0,4838 0,9760	0,0236 0,005	-0,0274	1,1458	35,1	17,8	2,2	0,0	9
0,7971 0,9915	0,0162 0,0002	-0,002	0,4527	87,1	0	0	0,0	10
0,2582 0,9839	0,0832 0,0043	-0,0136	1,1182	88,8	38,6	45,6	12,28	11
								12
0,0299 0,8765	0,0774 0,0356	-0,0539	1,0088	43,3	1,4	26,2	99,35	13
0,1642 0,9351	0,0556 0,0181	-0,0129	1,4812	86,6	25,5	22,2	40,38	14
0,1309 0,9957	0,0611 0,0004	-0,0083	1,178	90,9	79,3	47,9	0,53	15
0,1362 0,9816	0,0767 0,012	-0,0602	1,136	48,0	53,4	54,4	46,08	16

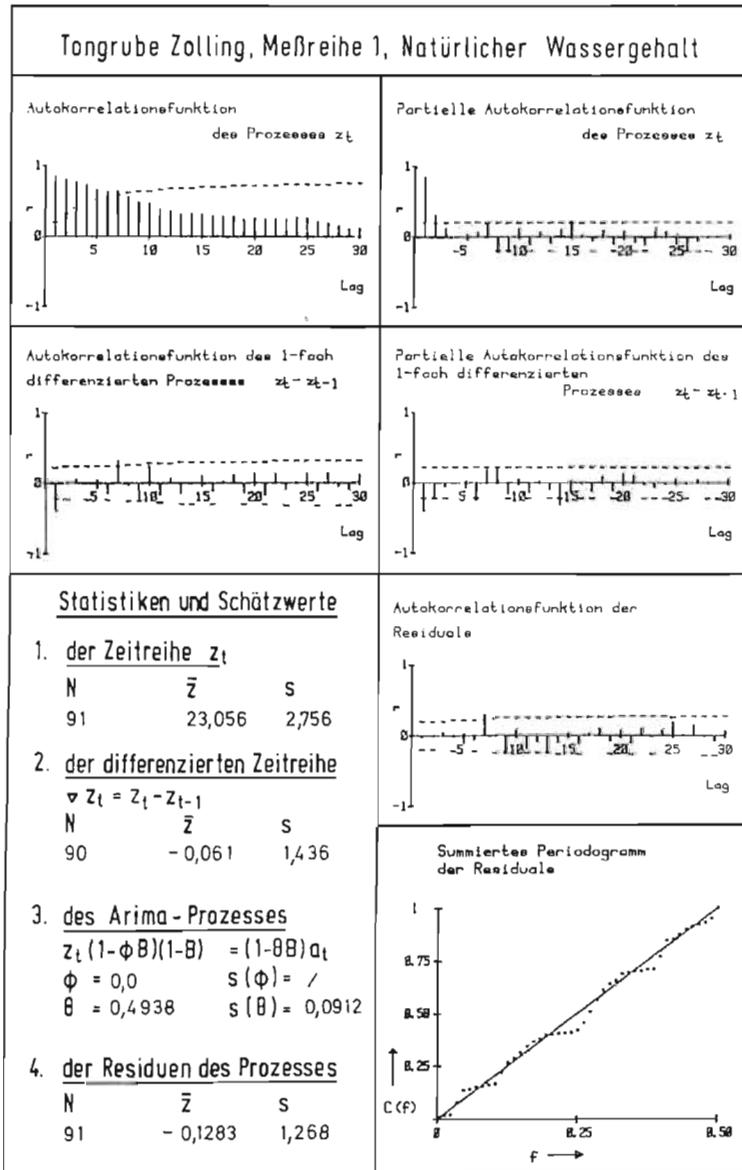


Bild 11

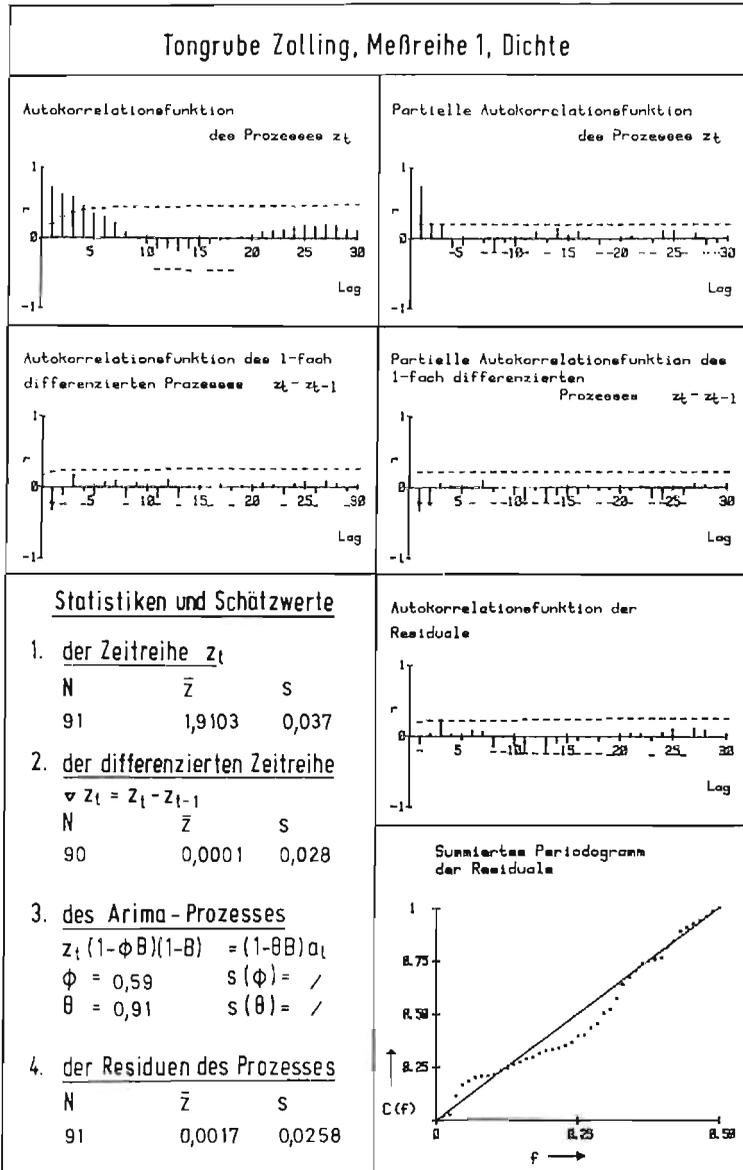


Bild 12

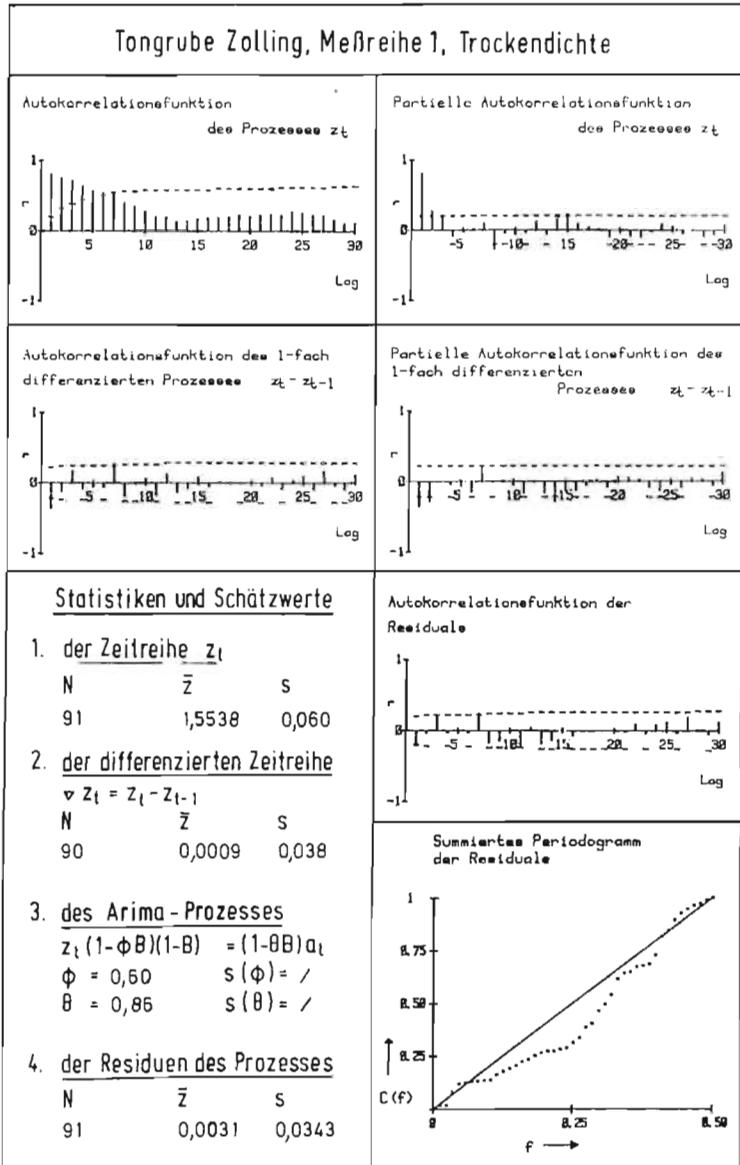


Bild 13

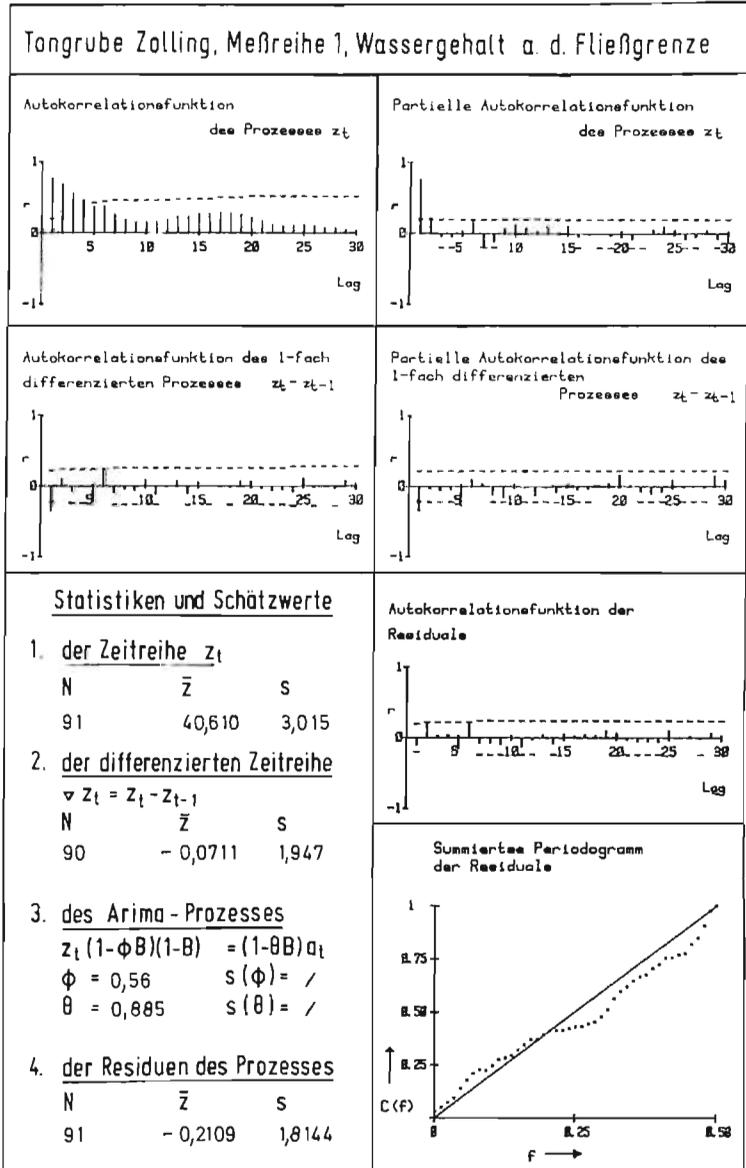


Bild 14

Tongrube Zolling, Meßreihe 1, Wassergehalt a. d. Ausrollgrenze

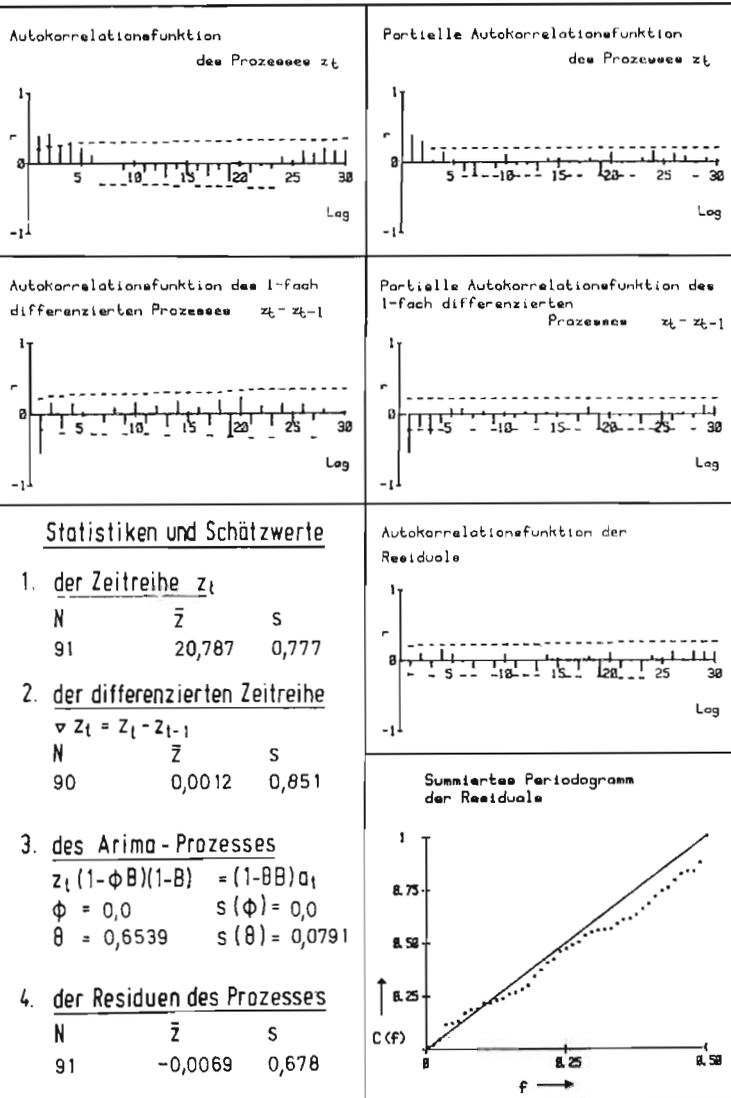


Bild 15

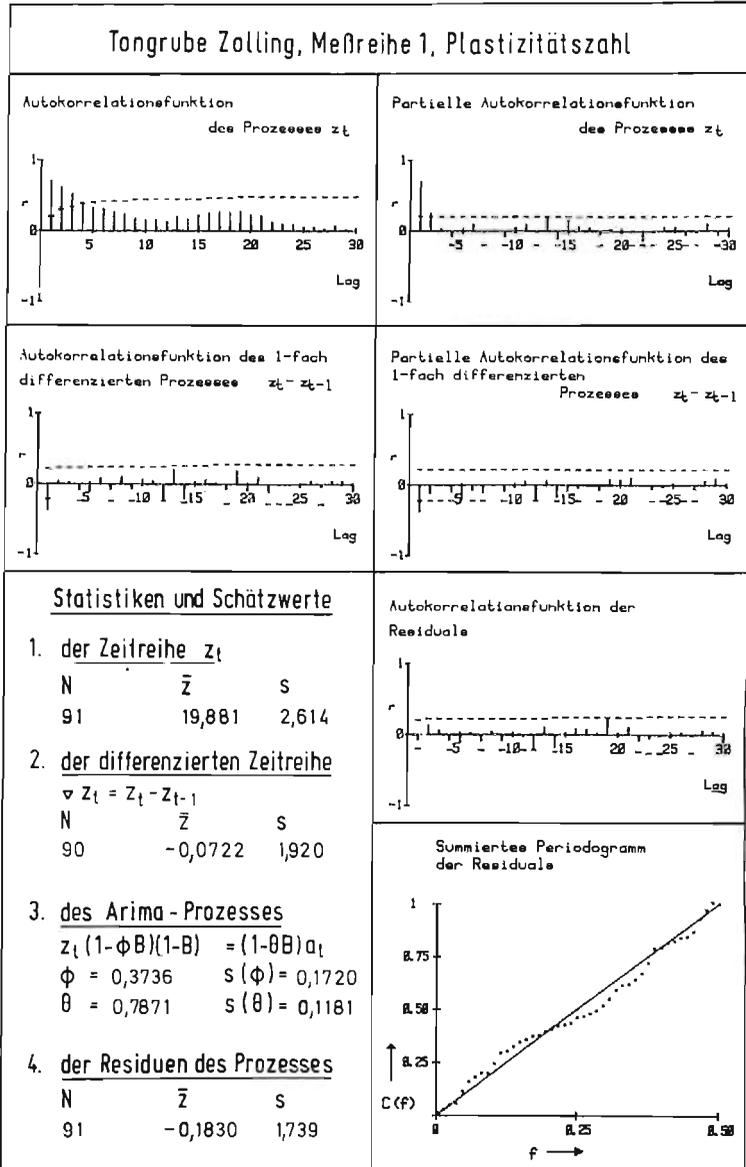


Bild 16

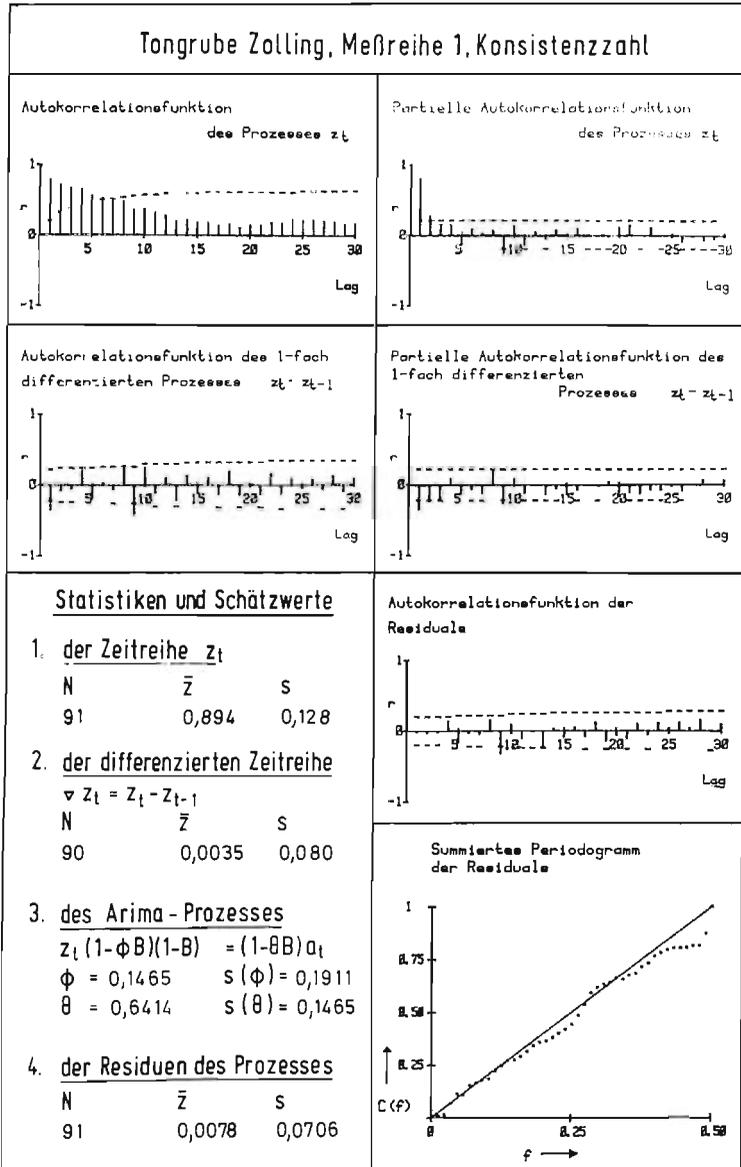


Bild 17

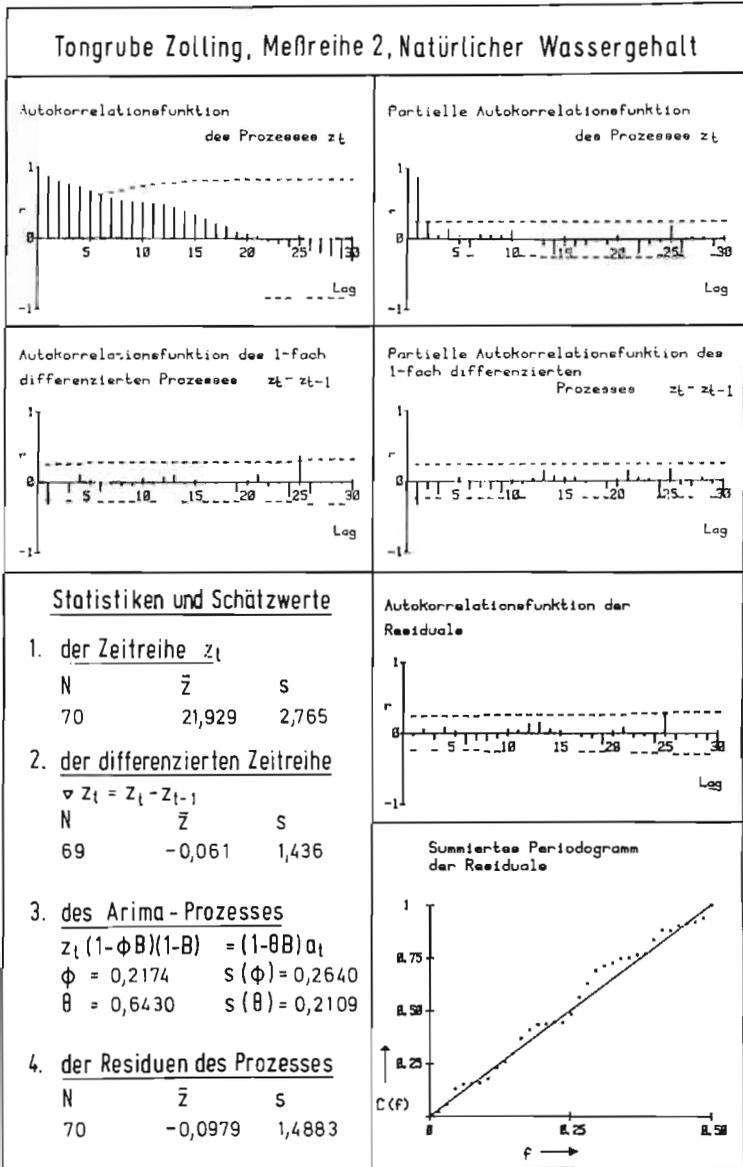


Bild 18

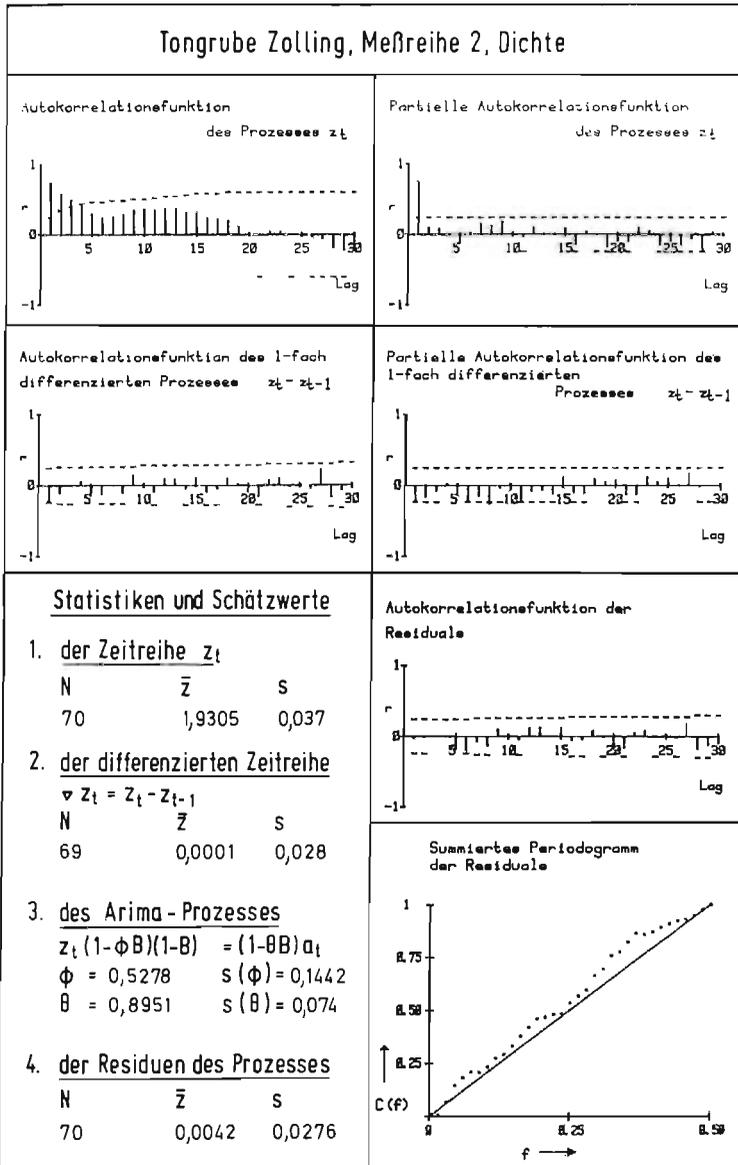


Bild 19

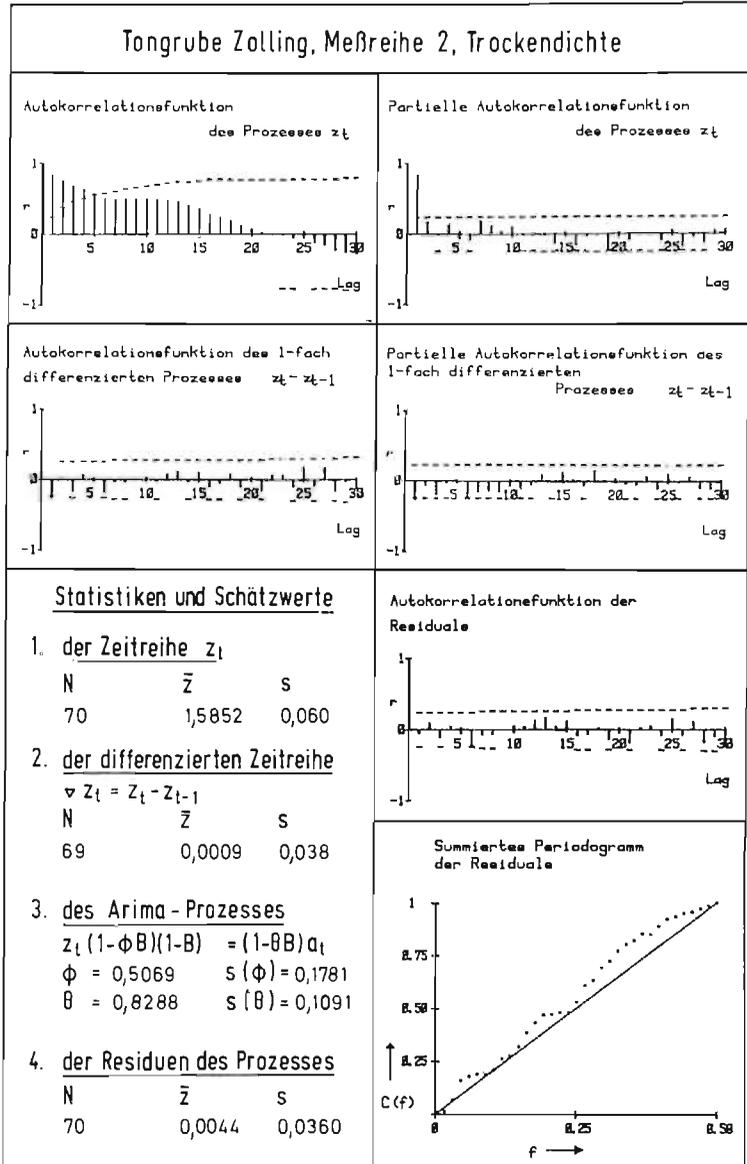


Bild 20

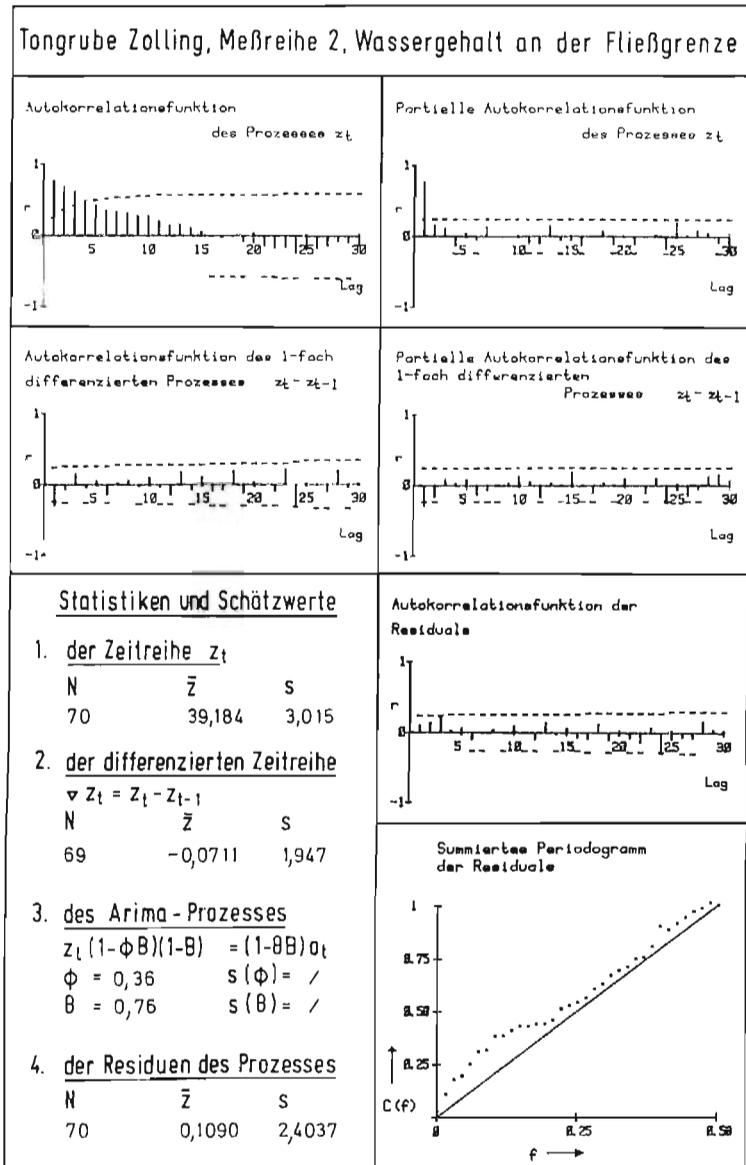


Bild 21

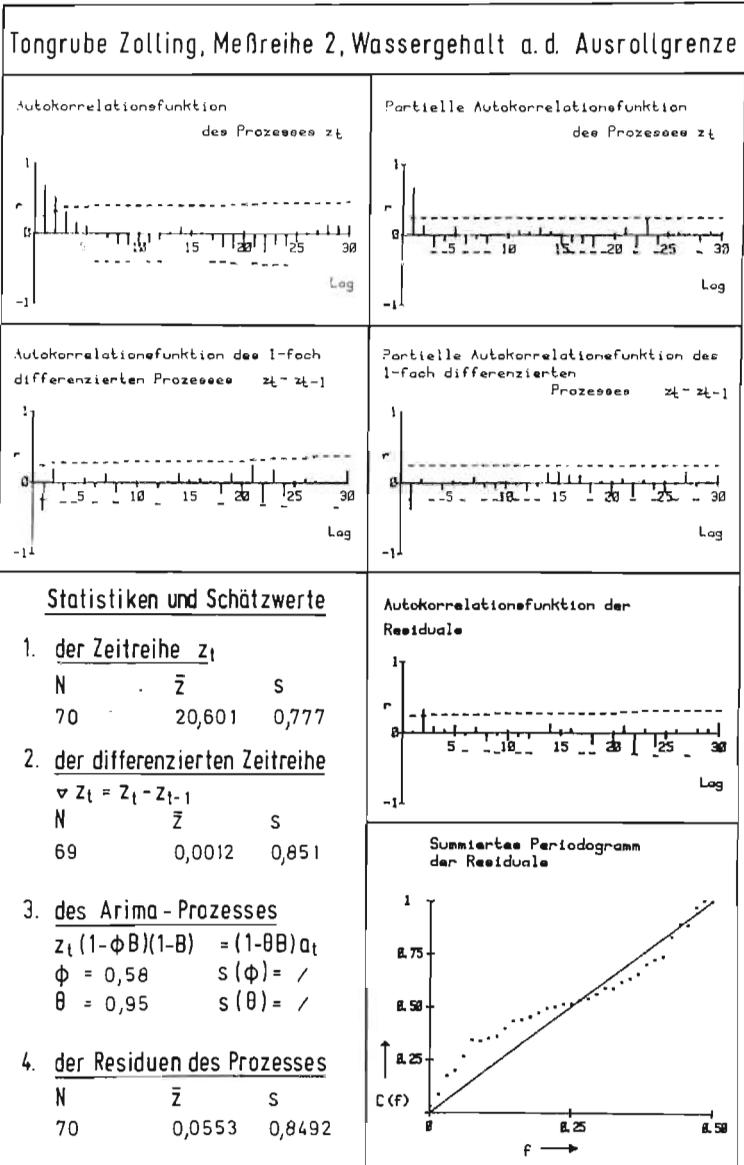


Bild 22

Tongrube Zolling, Meßreihe 2, Plastizitätszahl

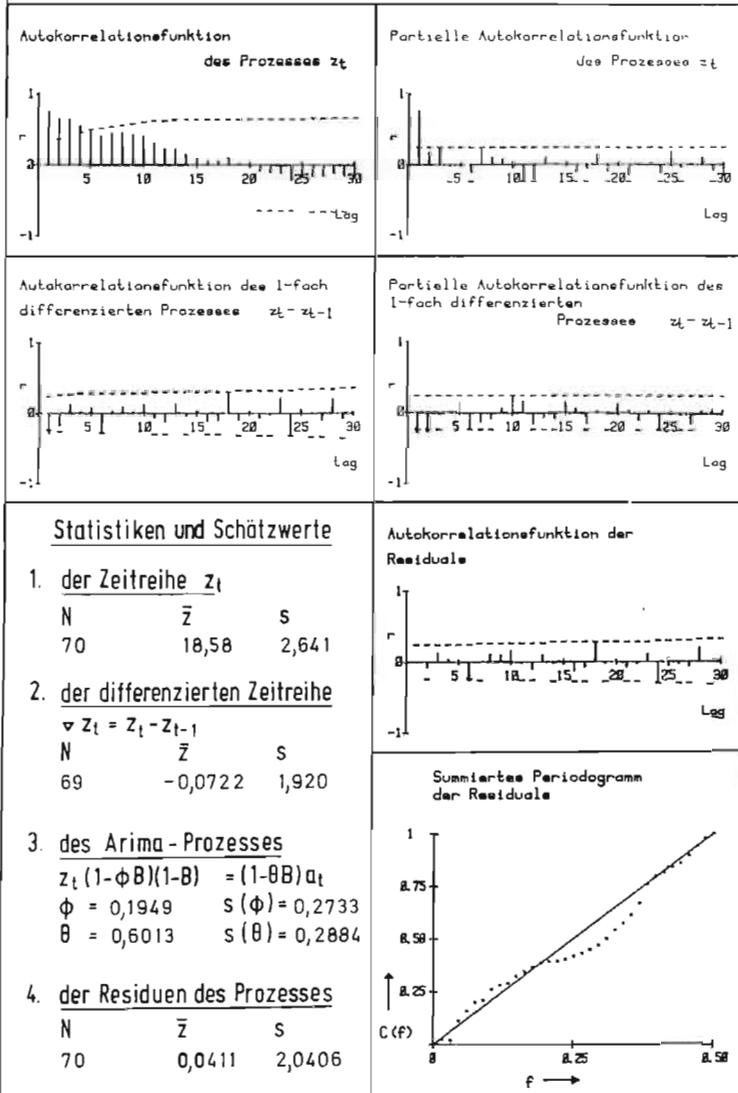


Bild 23

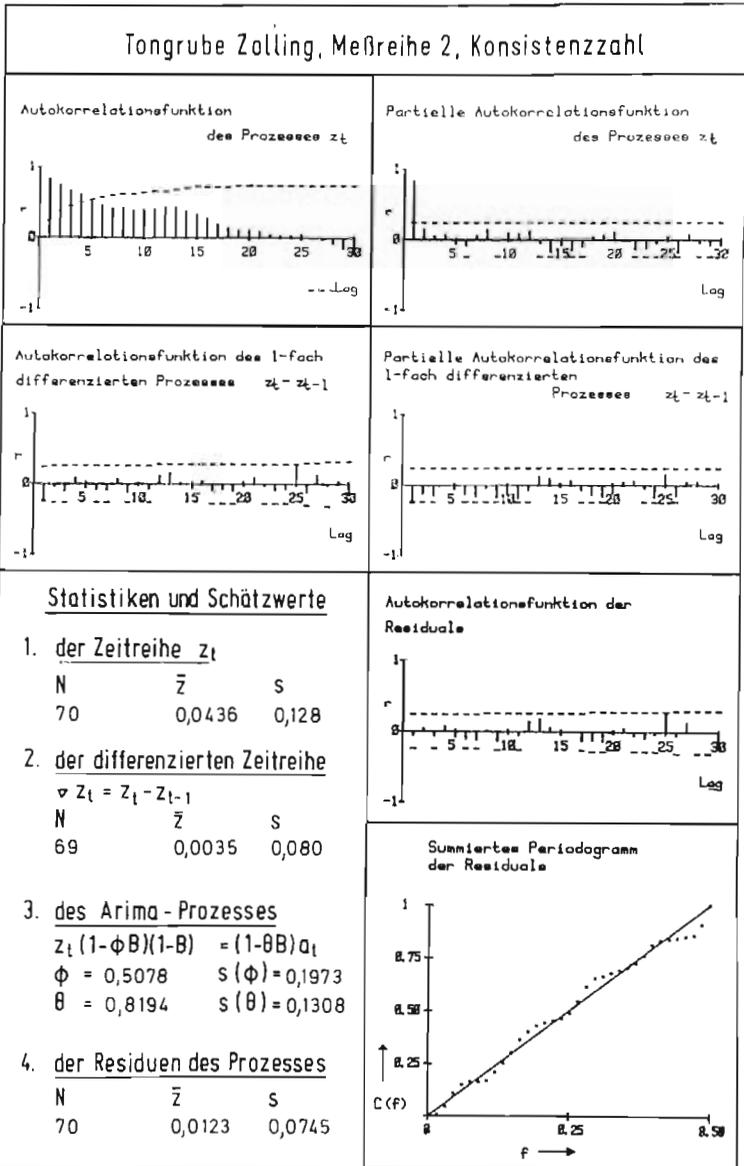


Bild 24

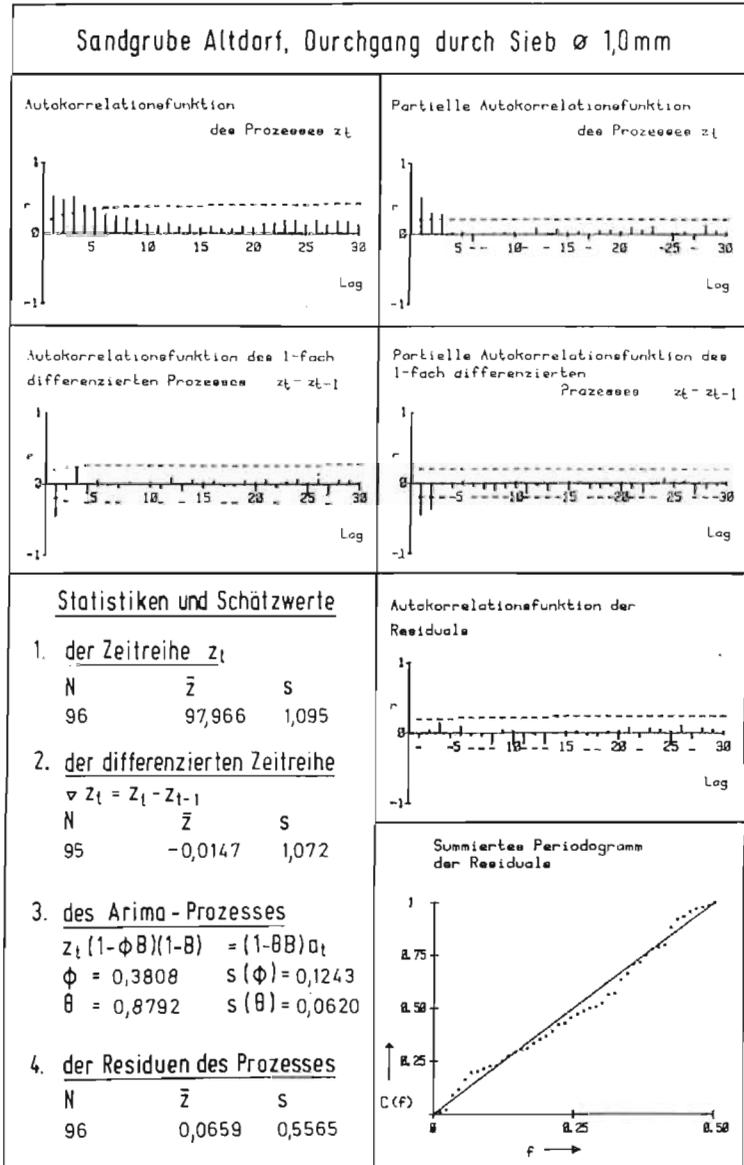


Bild 25

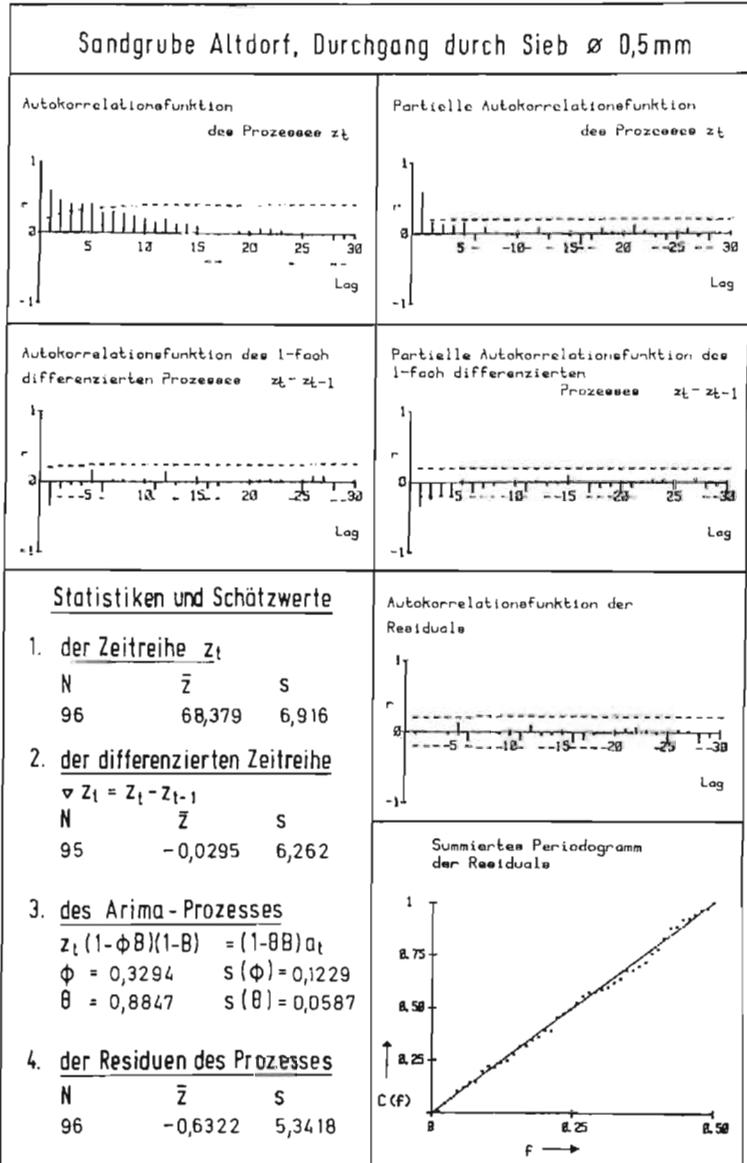


Bild 26

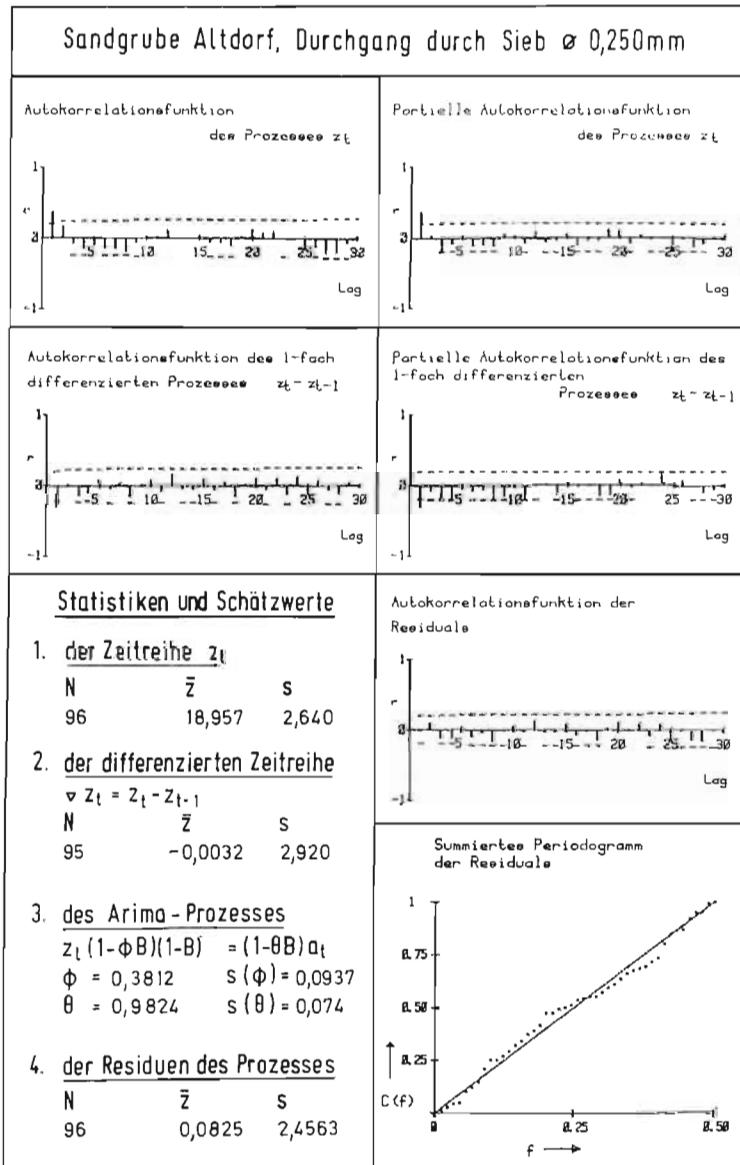


Bild 27

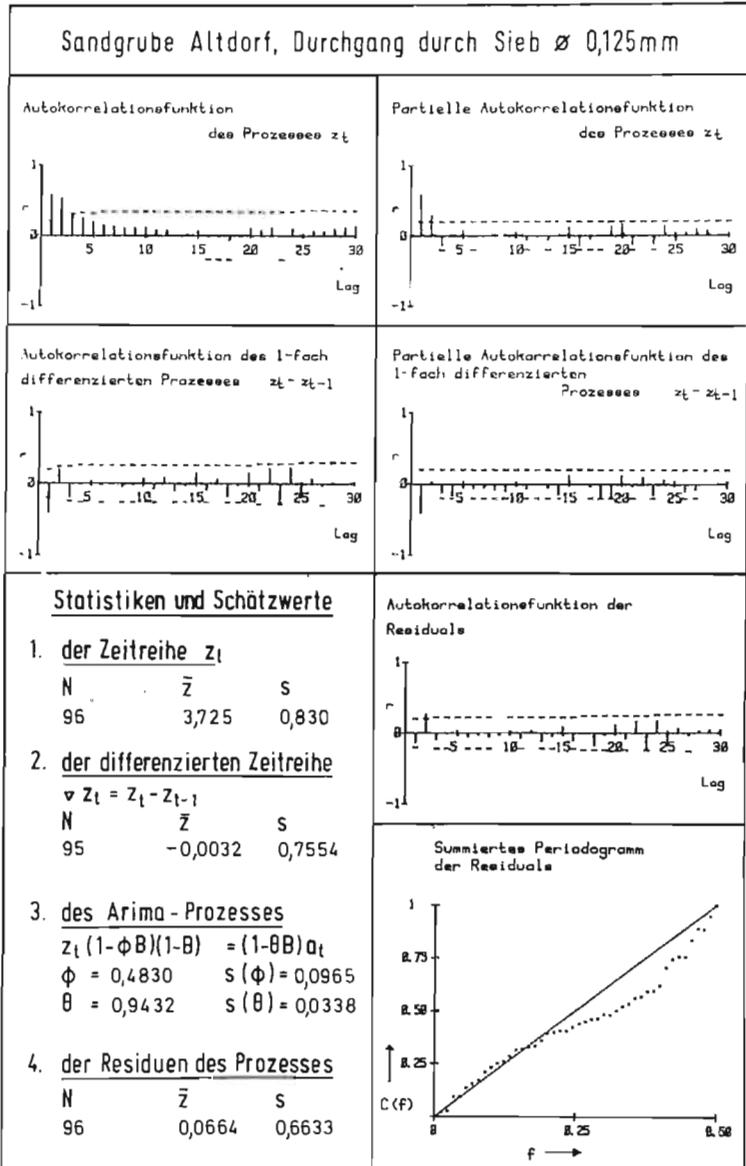


Bild 28

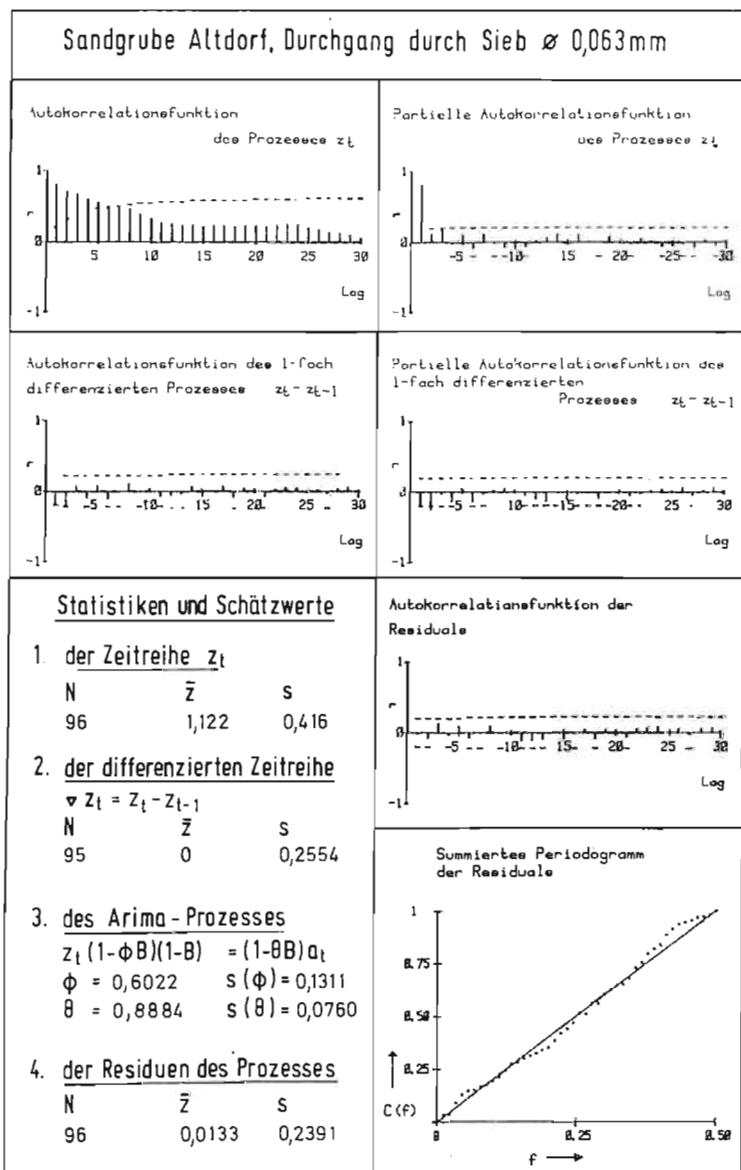


Bild 29

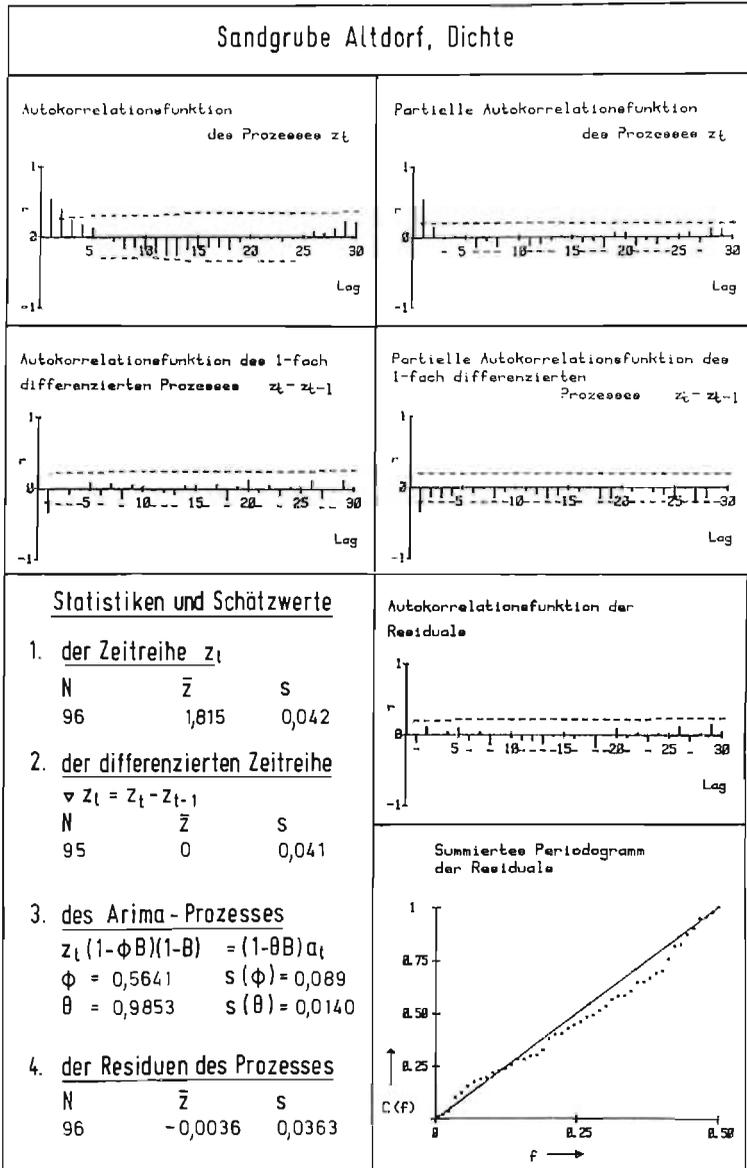


Bild 30

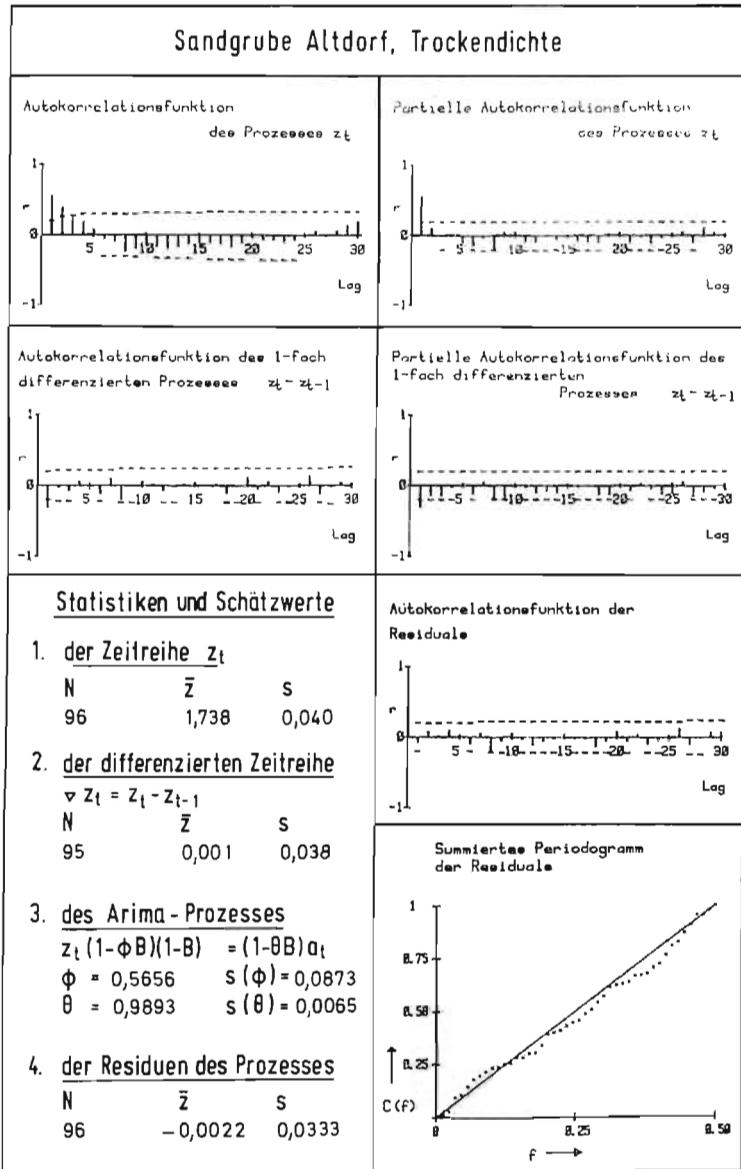


Bild 31

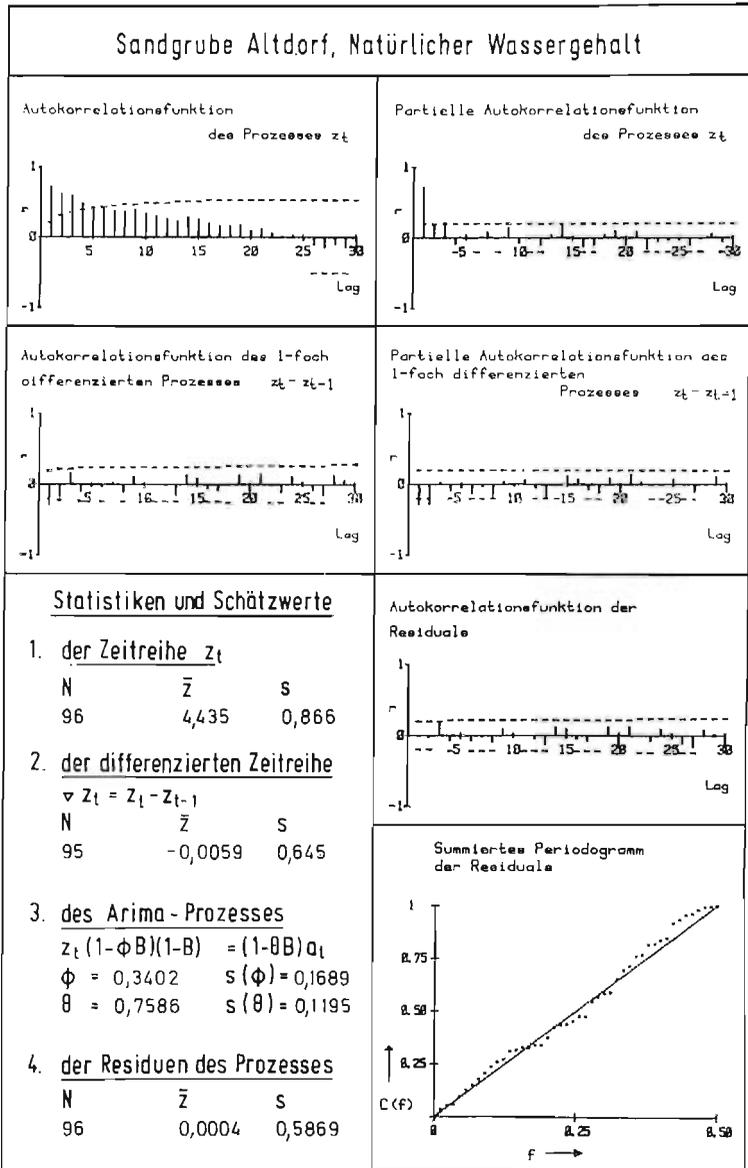


Bild 32

Lechdämme, Rammsondierung, n_{10} , horizontal, Tiefe = 1,0 m

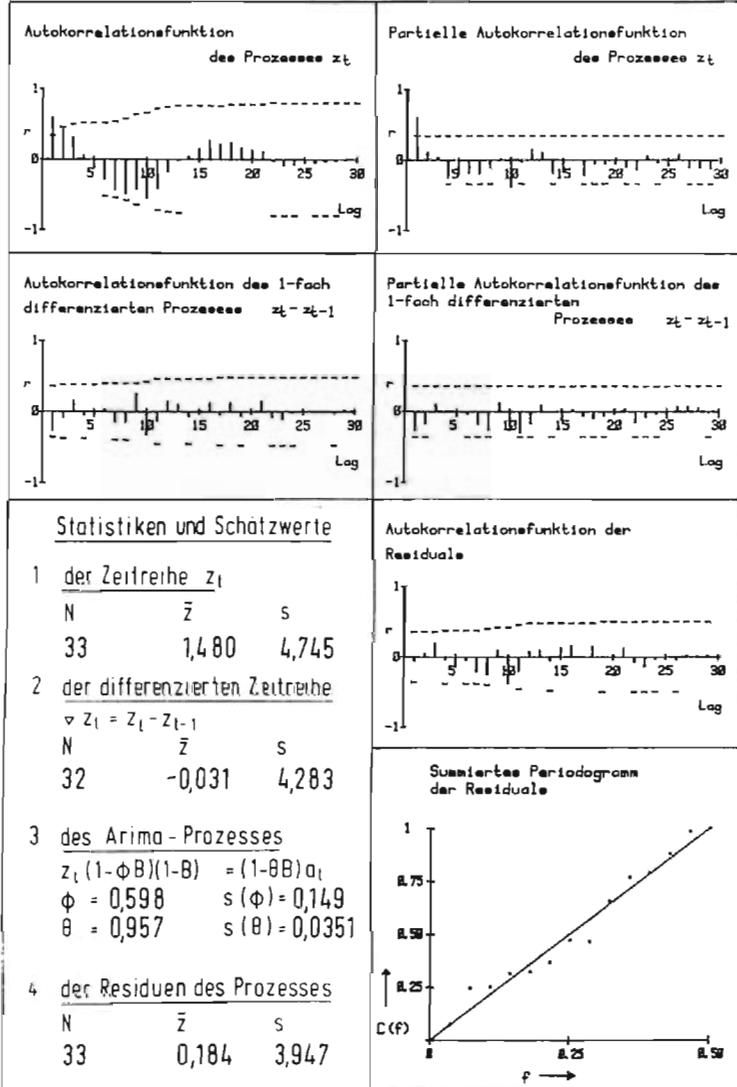


Bild 33

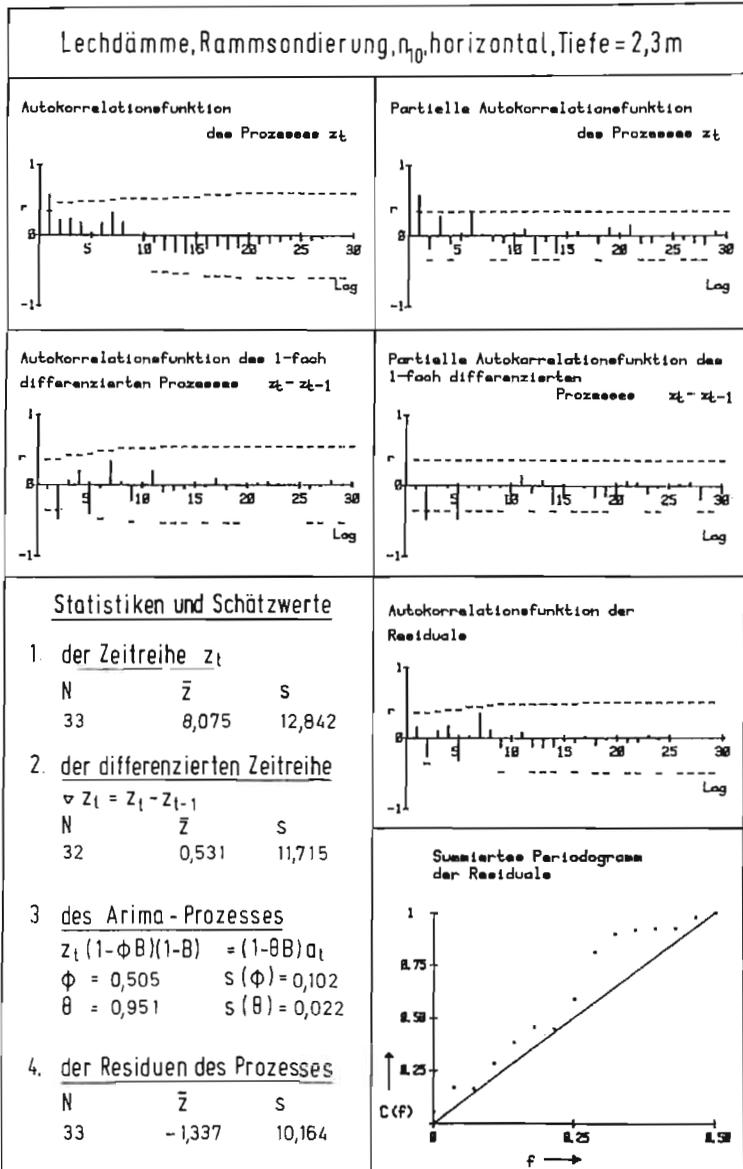


Bild 34

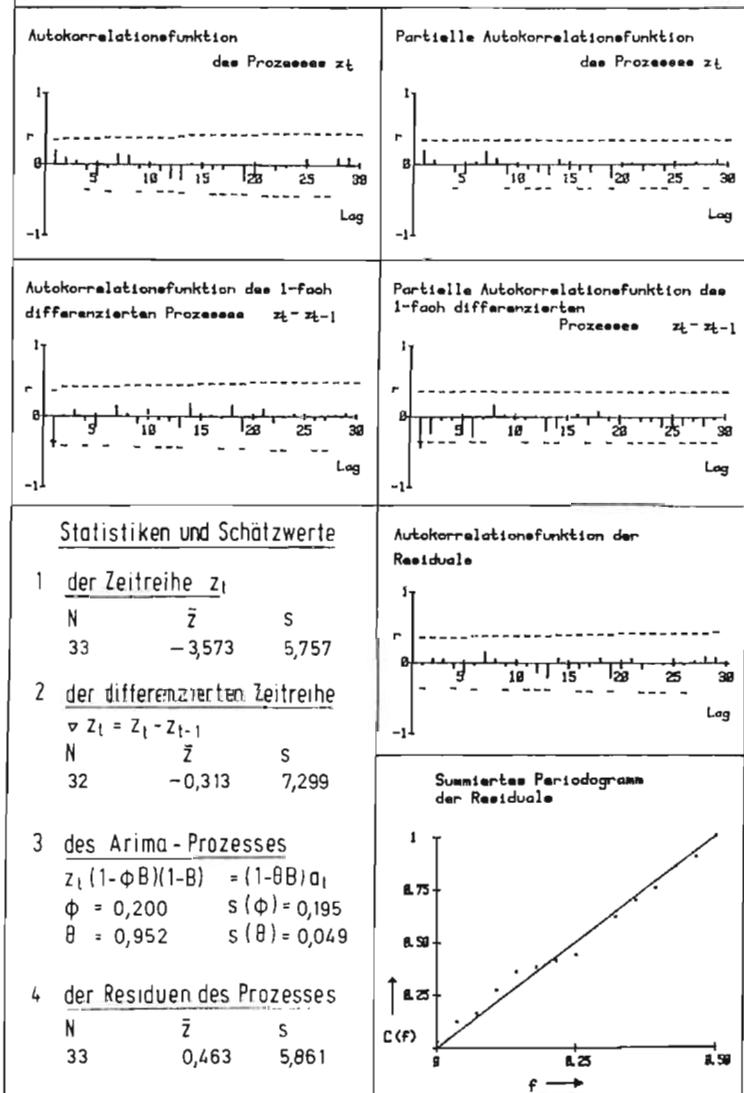
Lechdämme, Rammsondierung, n_{10} , horizontal, Tiefe = 3,6m

Bild 35

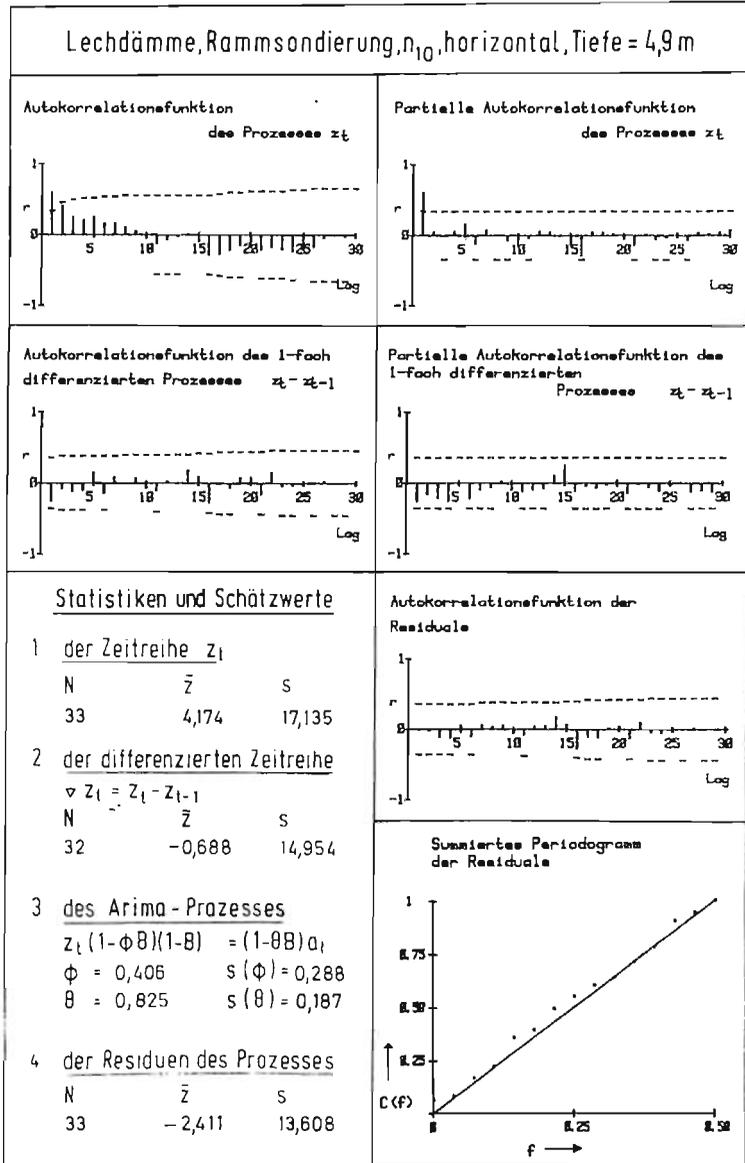


Bild 36

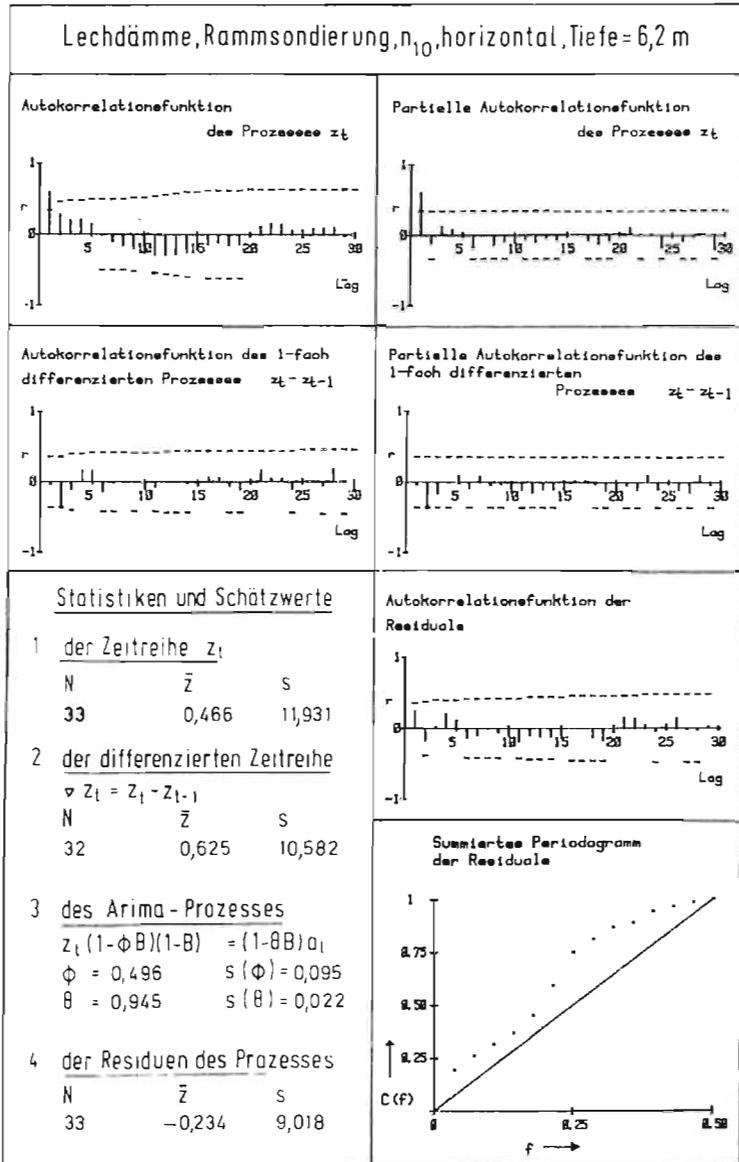


Bild 37

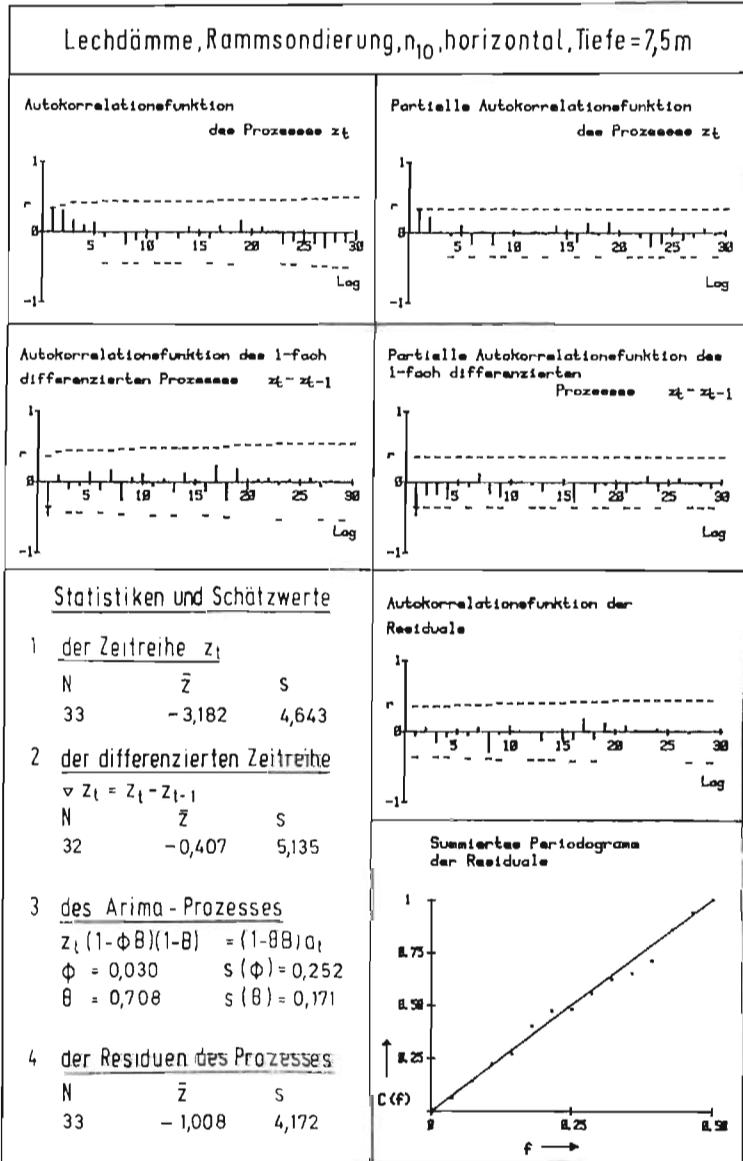


Bild 38

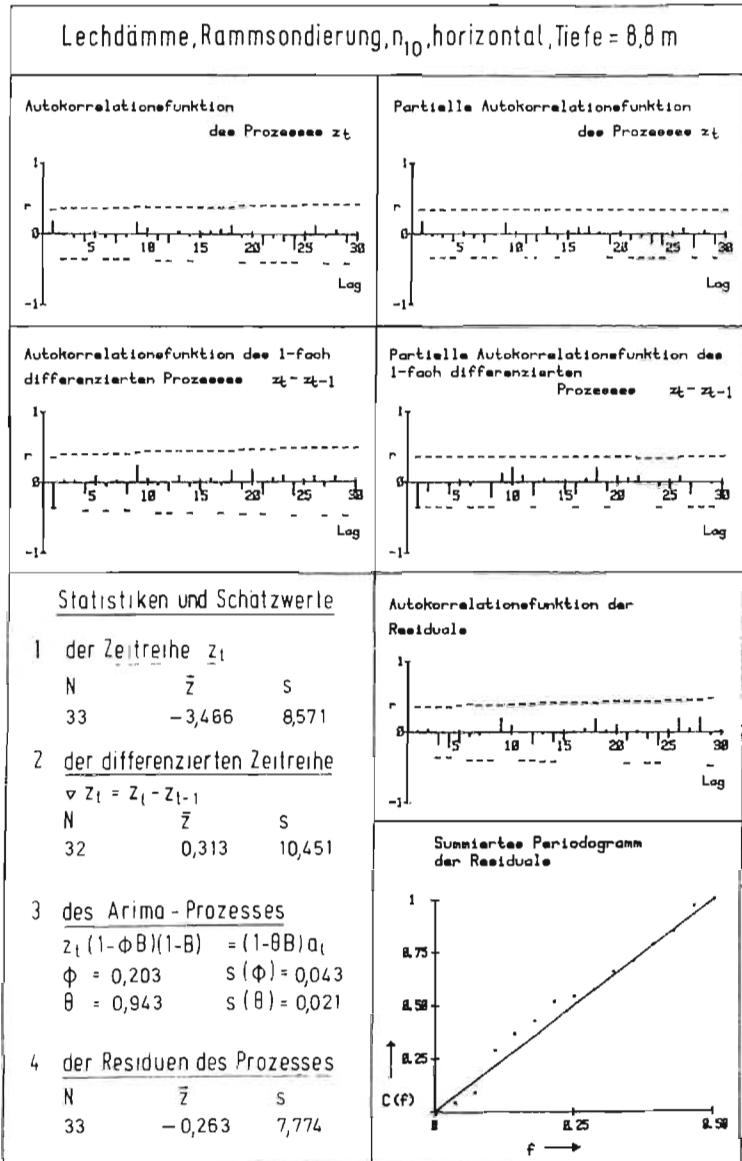


Bild 39

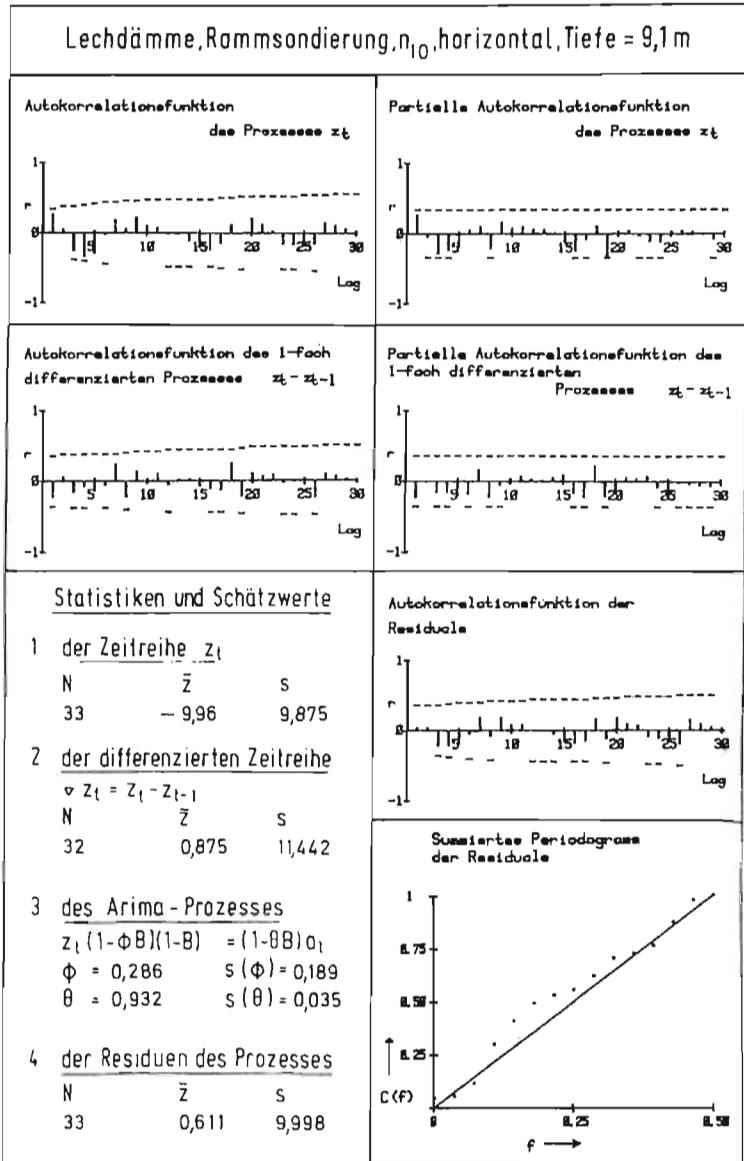


Bild 40

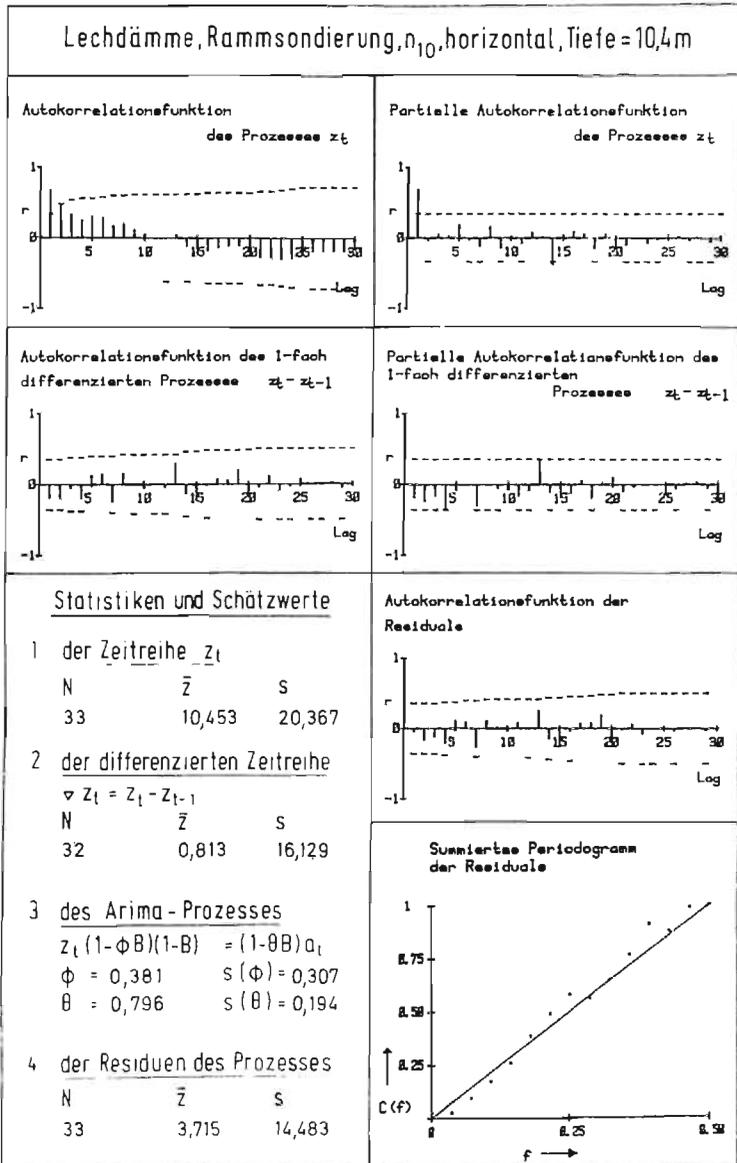


Bild 41

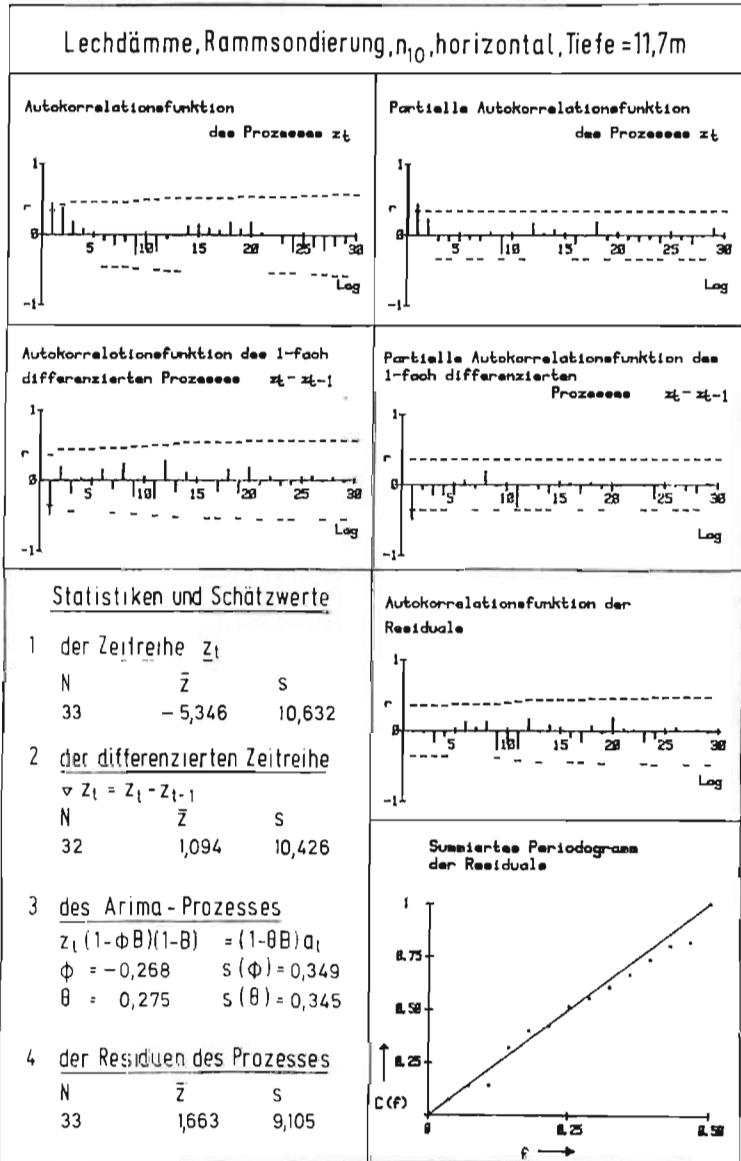


Bild 42

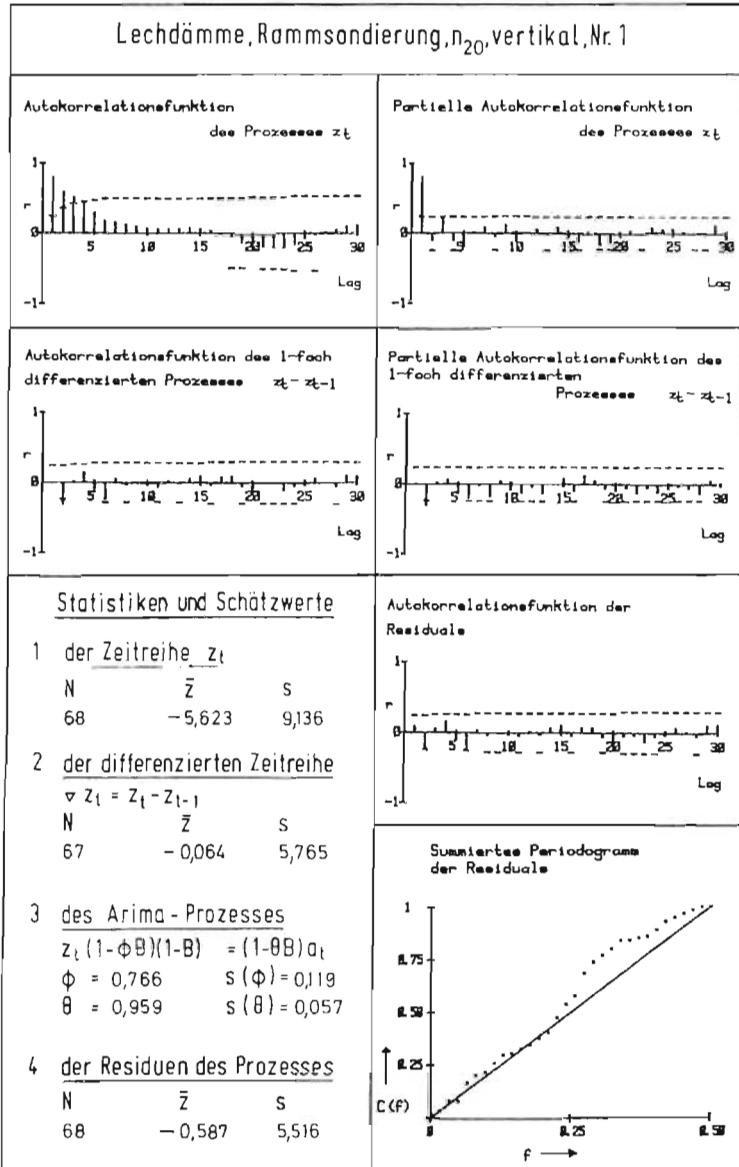


Bild 43

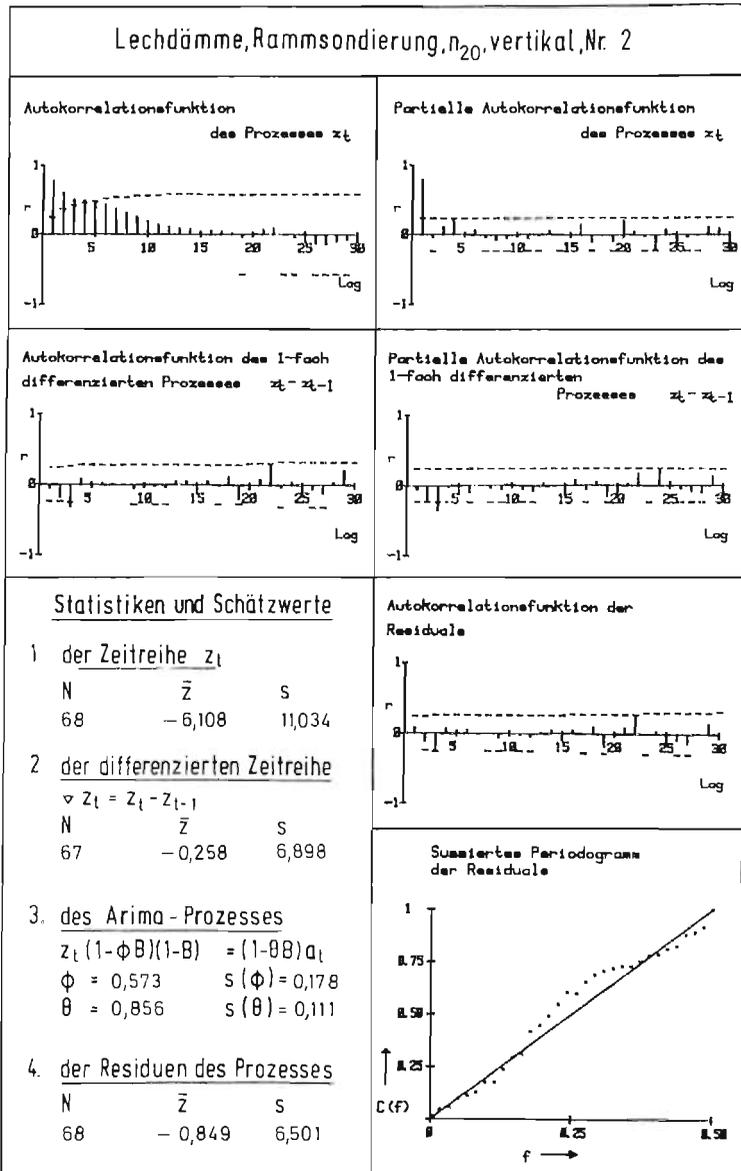


Bild 44

Lechdämme, Rammsondierung, n_{20} , vertikal, Nr. 3

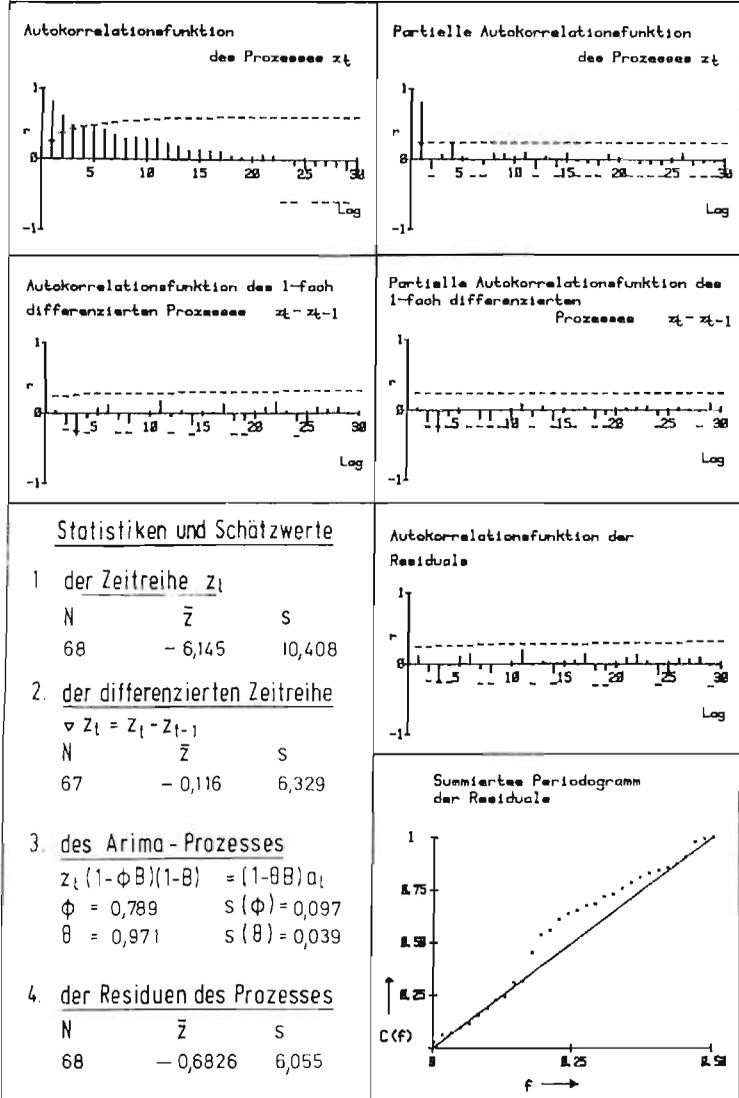


Bild 45

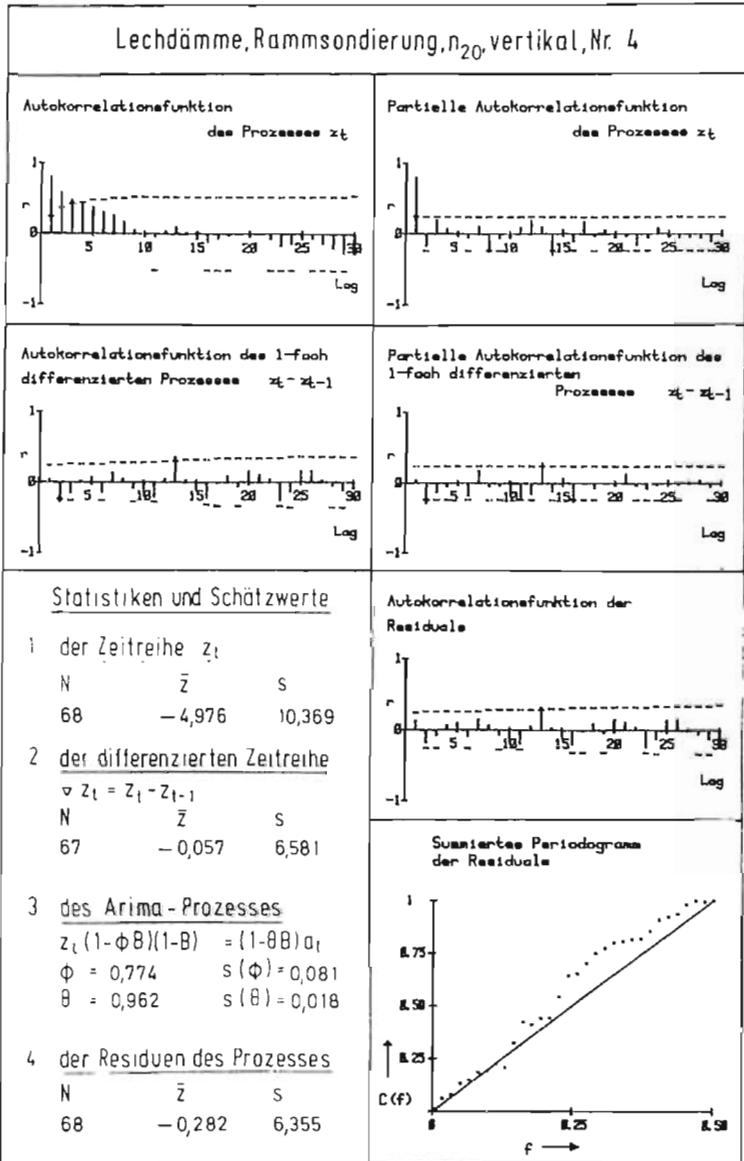


Bild 46

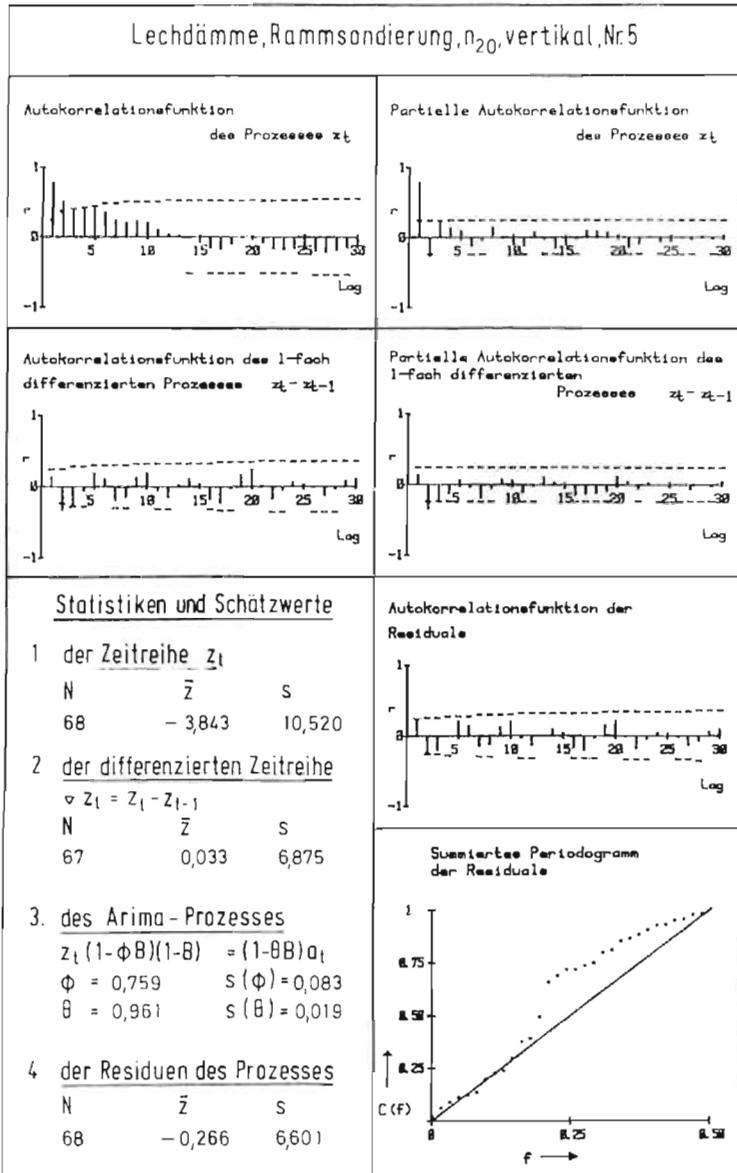


Bild 47

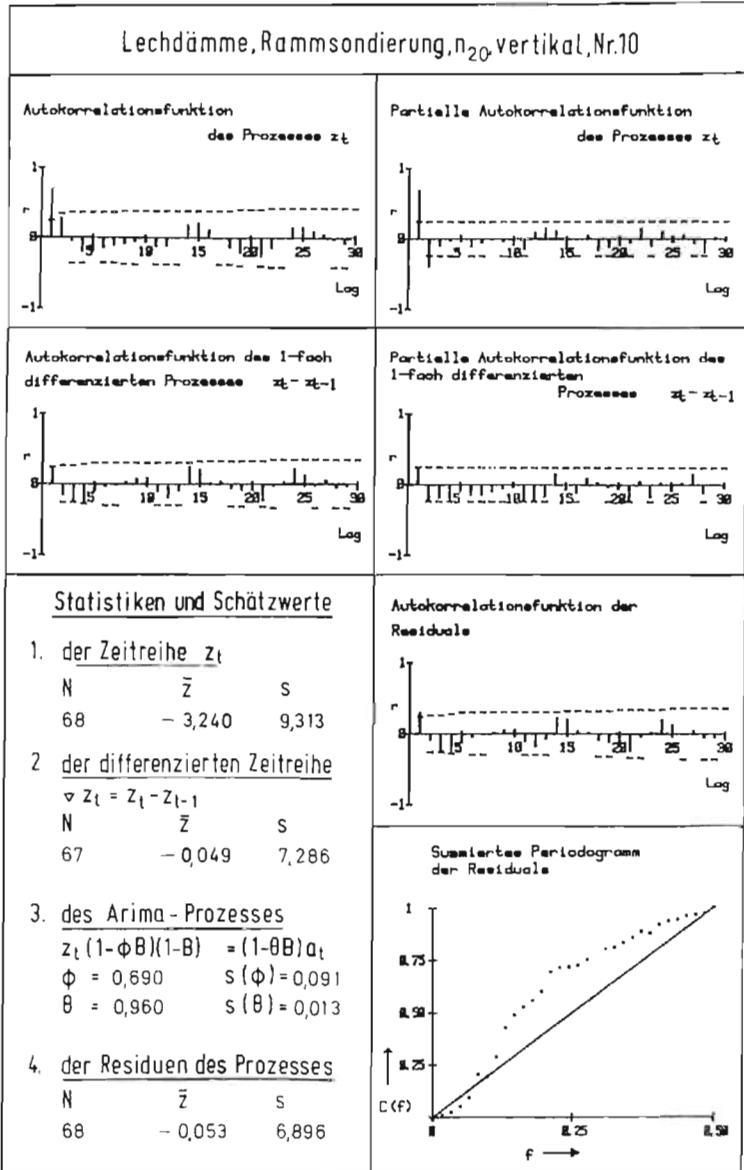


Bild 48

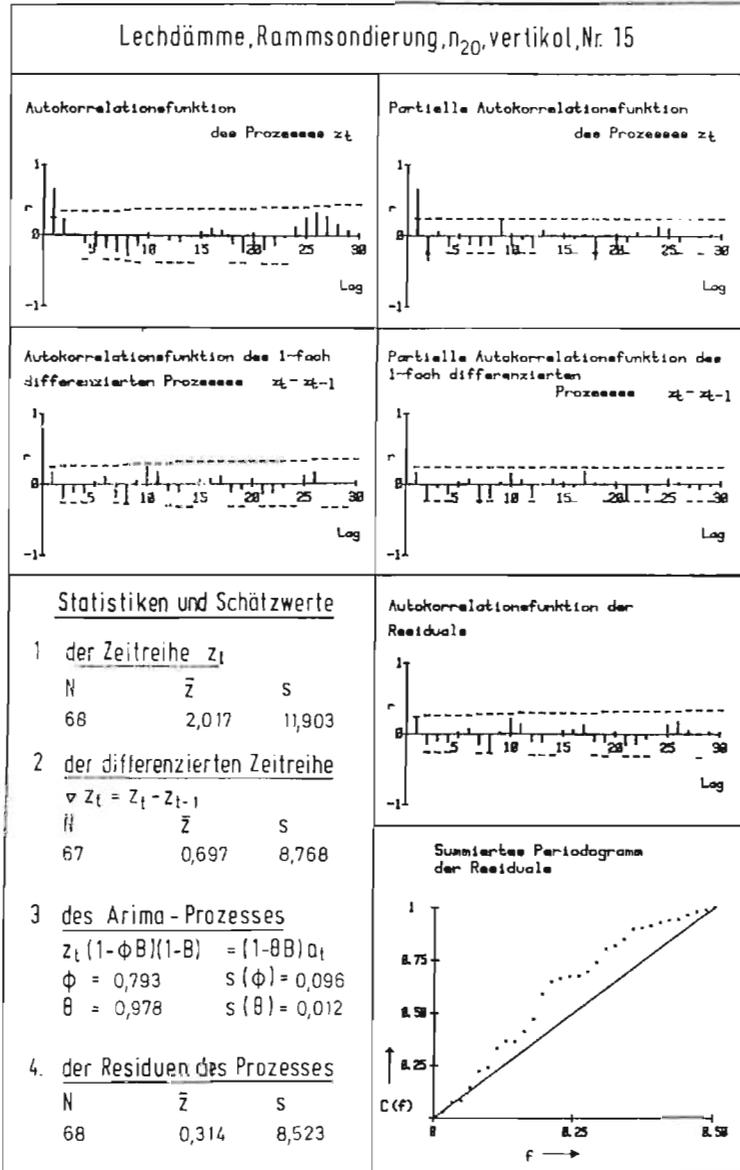


Bild 49

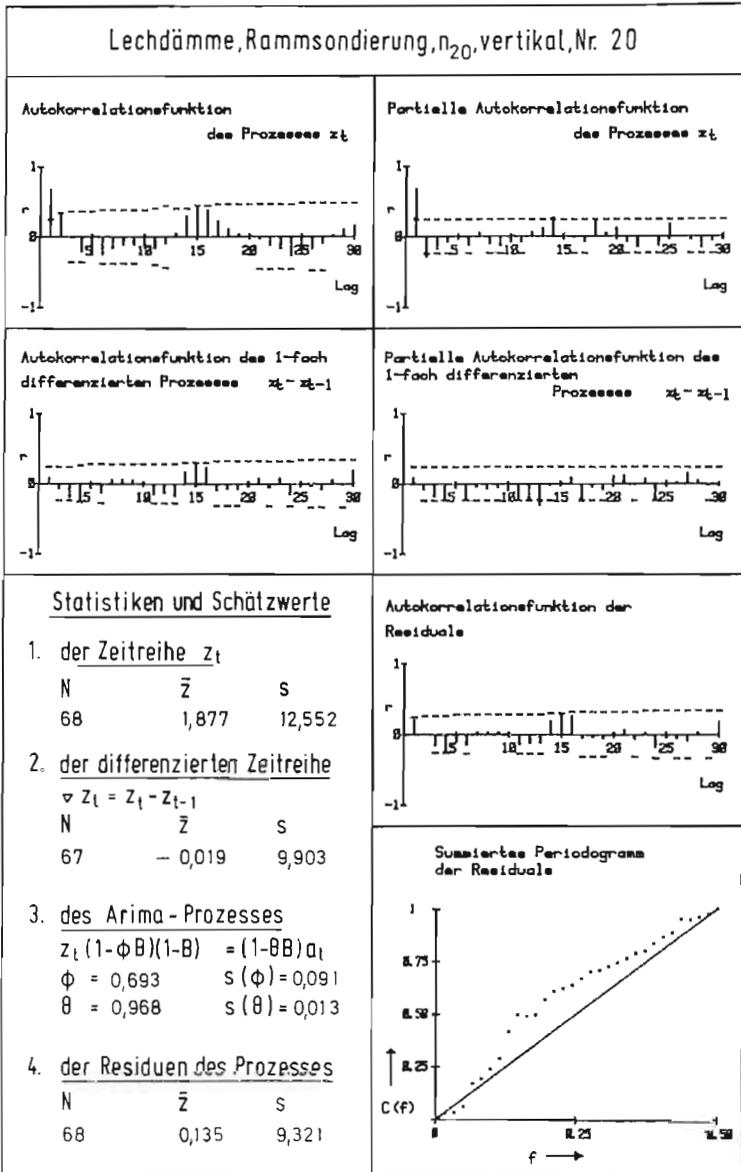


Bild 50

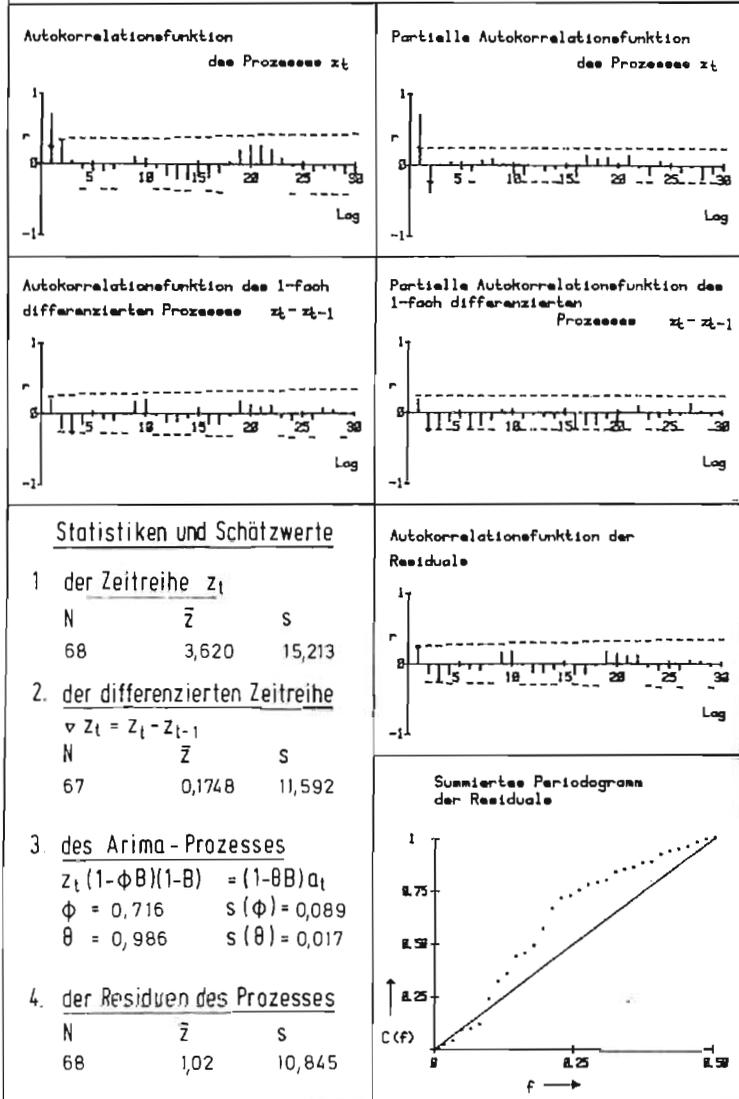
Lechdämme, Rammsondierung, n_{20} , vertikal, Nr. 25

Bild 51

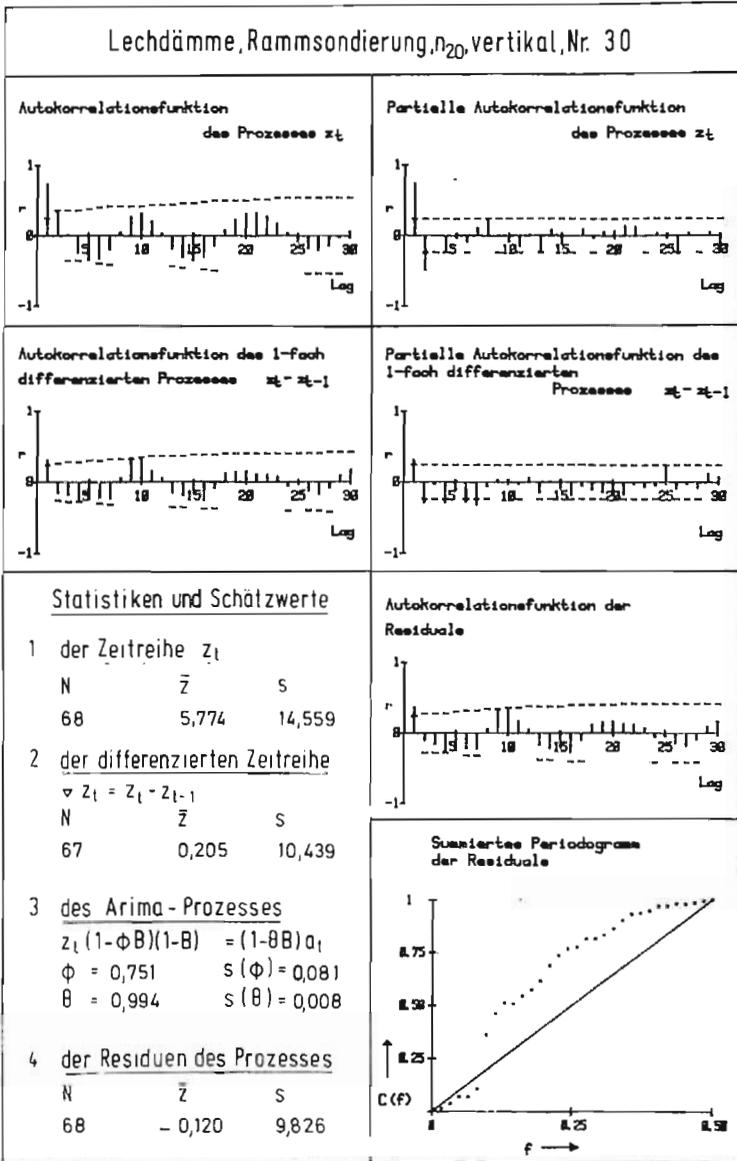


Bild 52

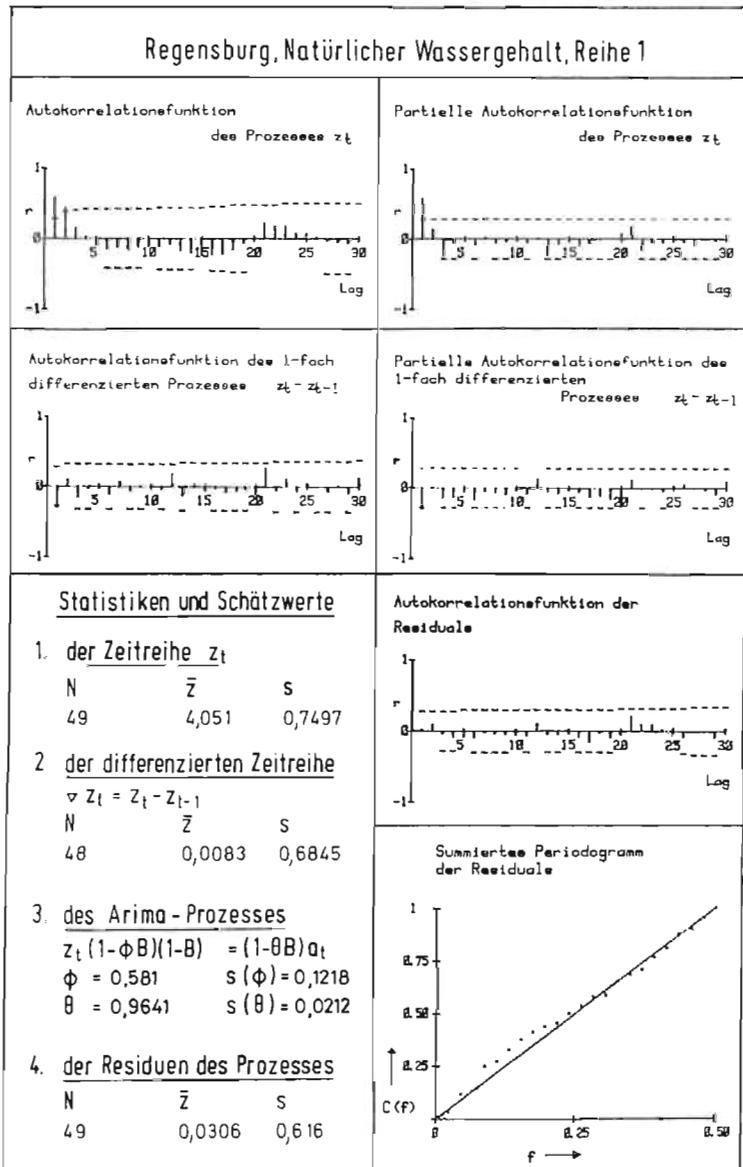


Bild 53

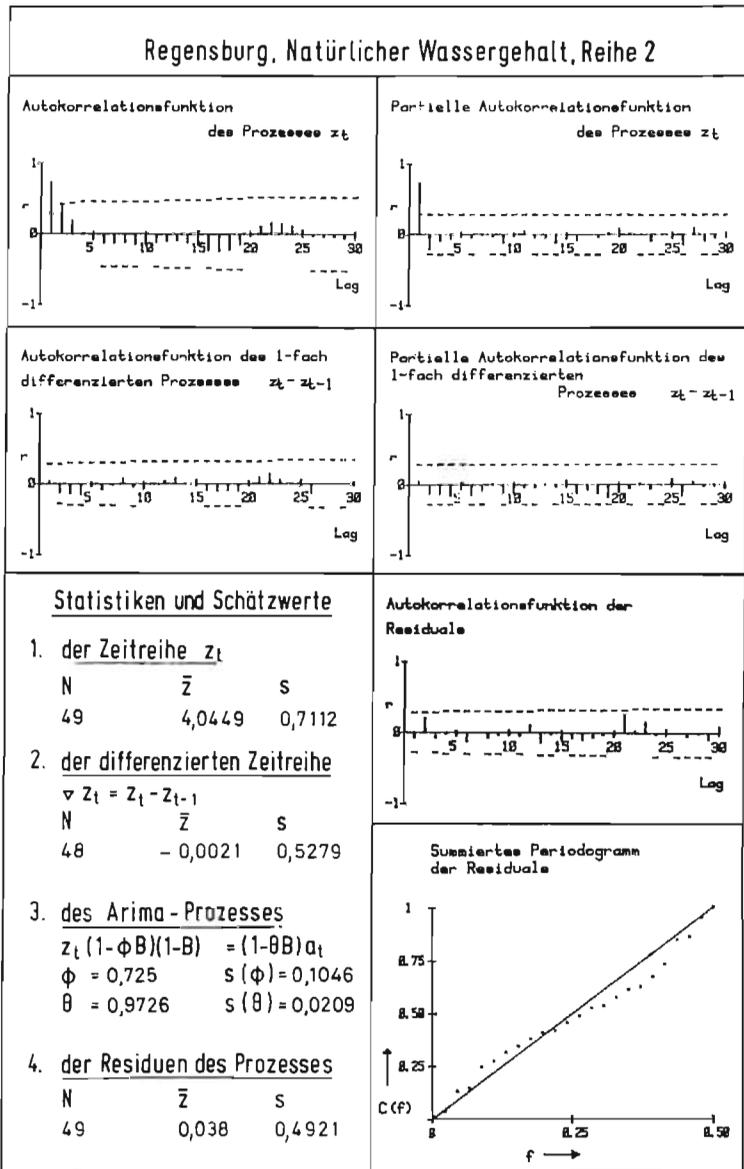


Bild 54

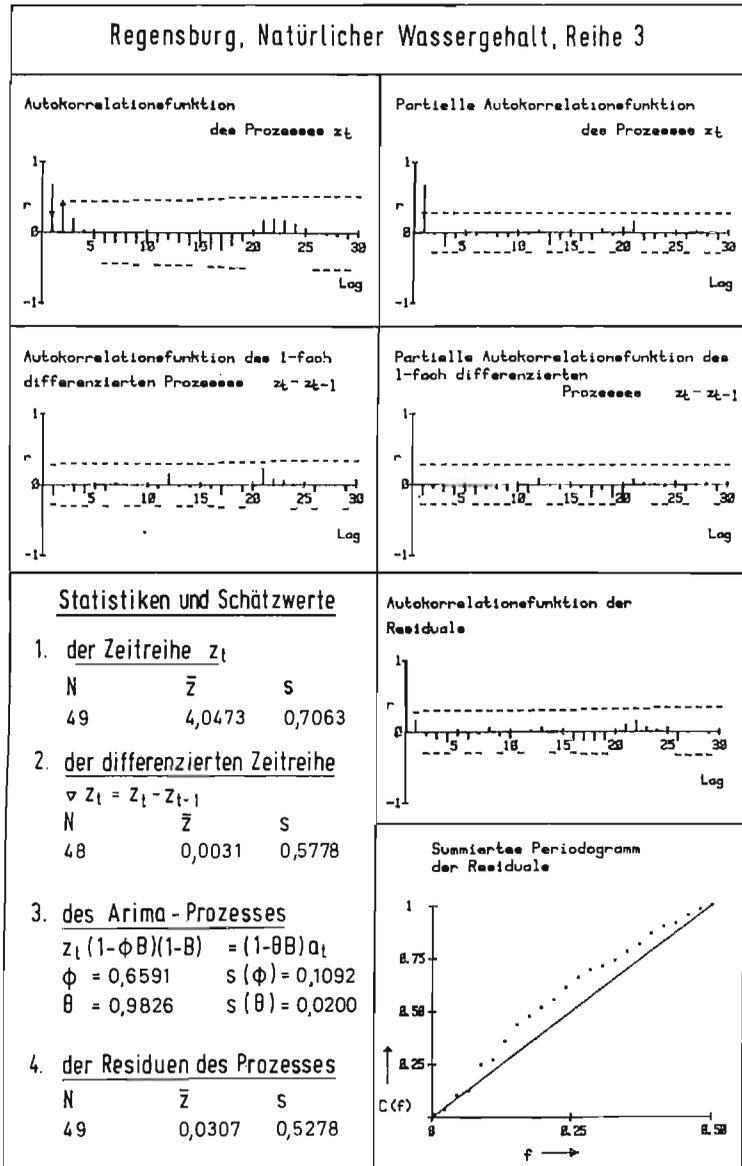


Bild 55

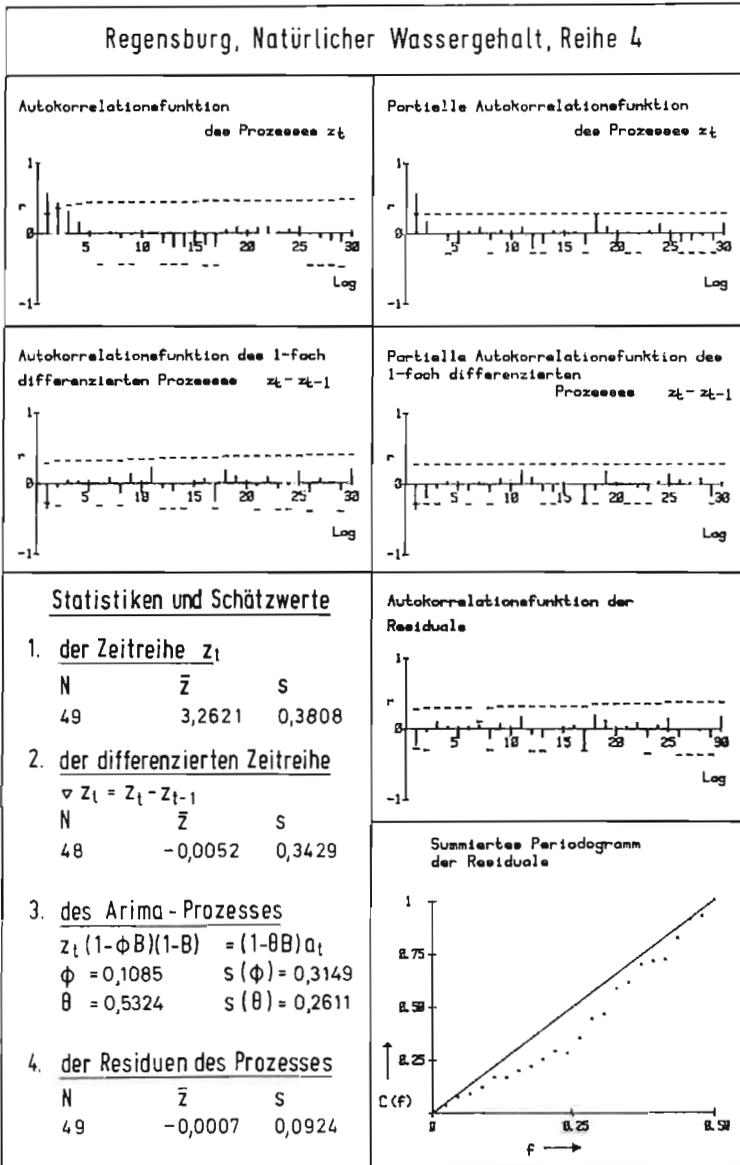
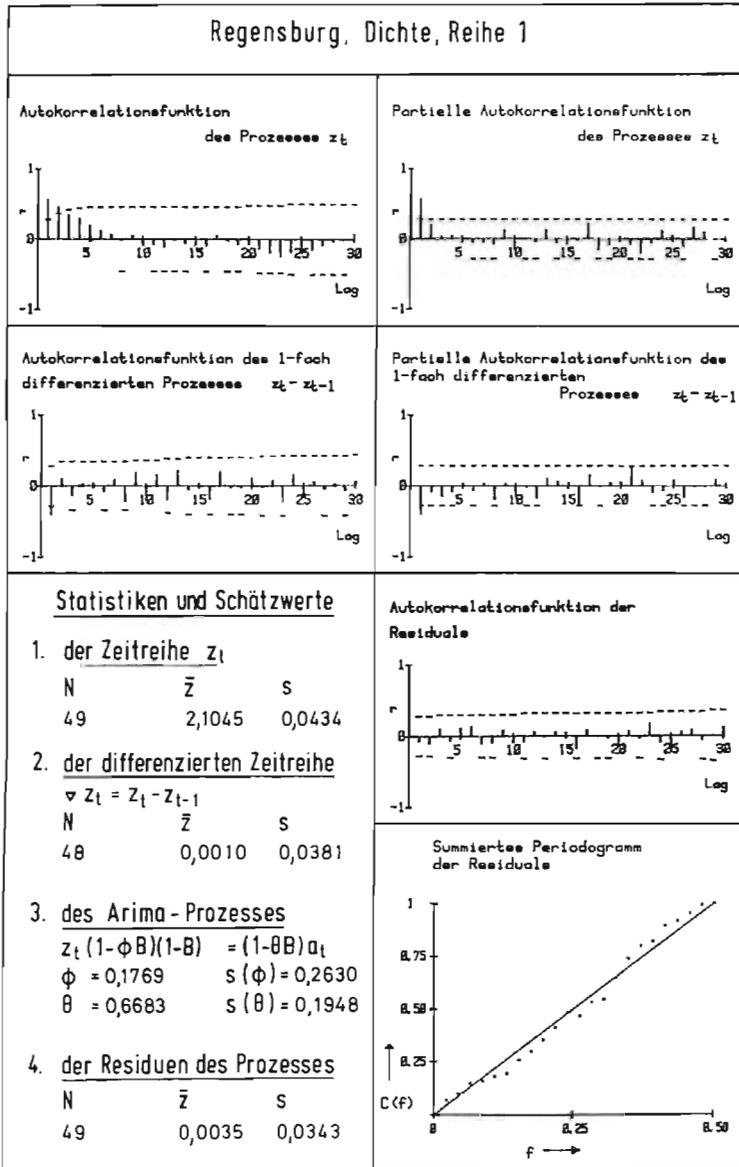


Bild 56



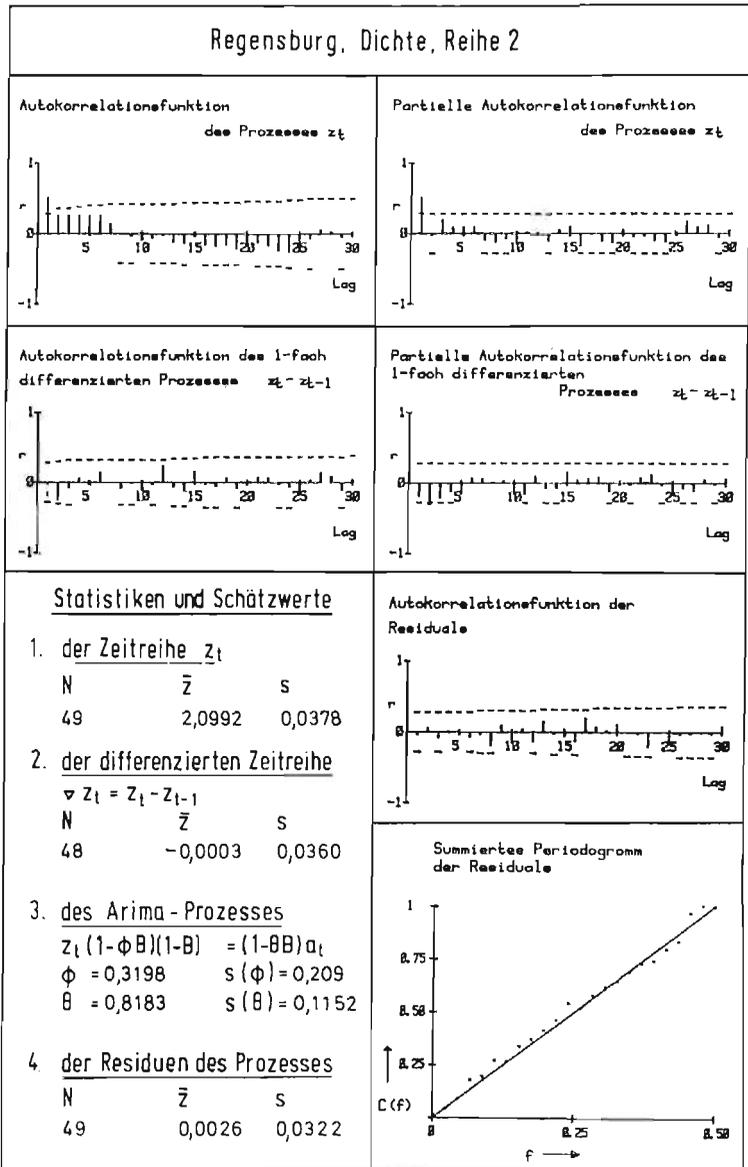


Bild 58

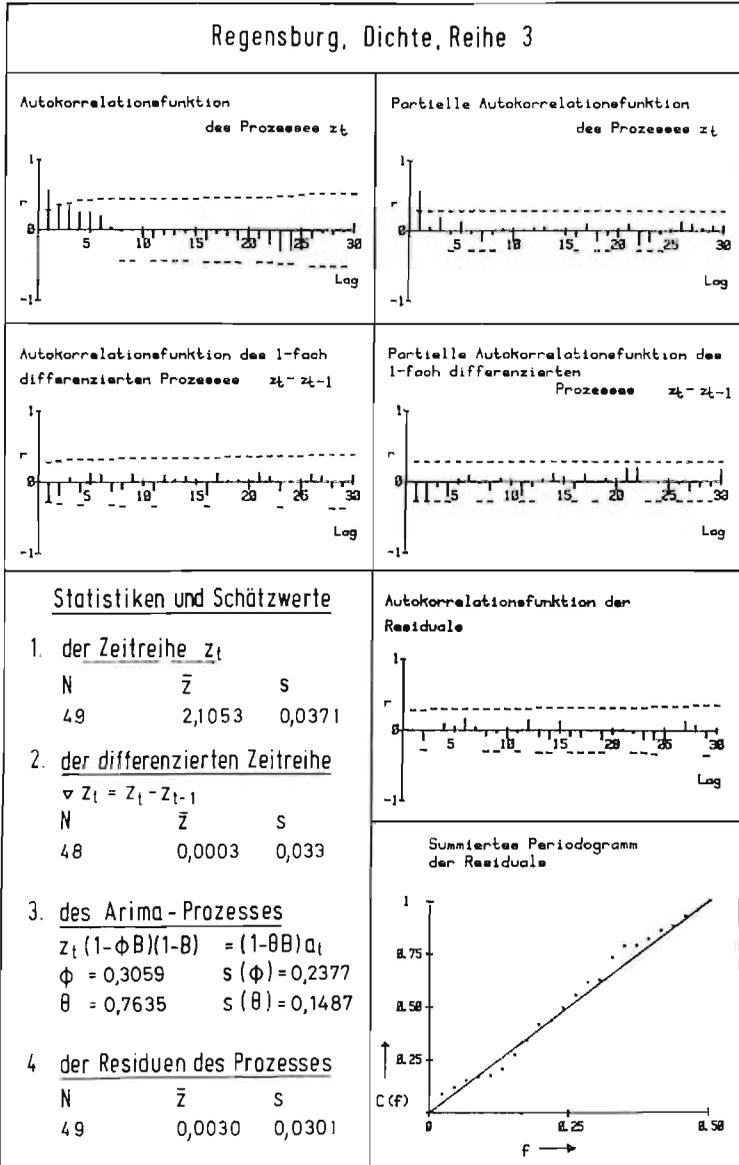


Bild 59

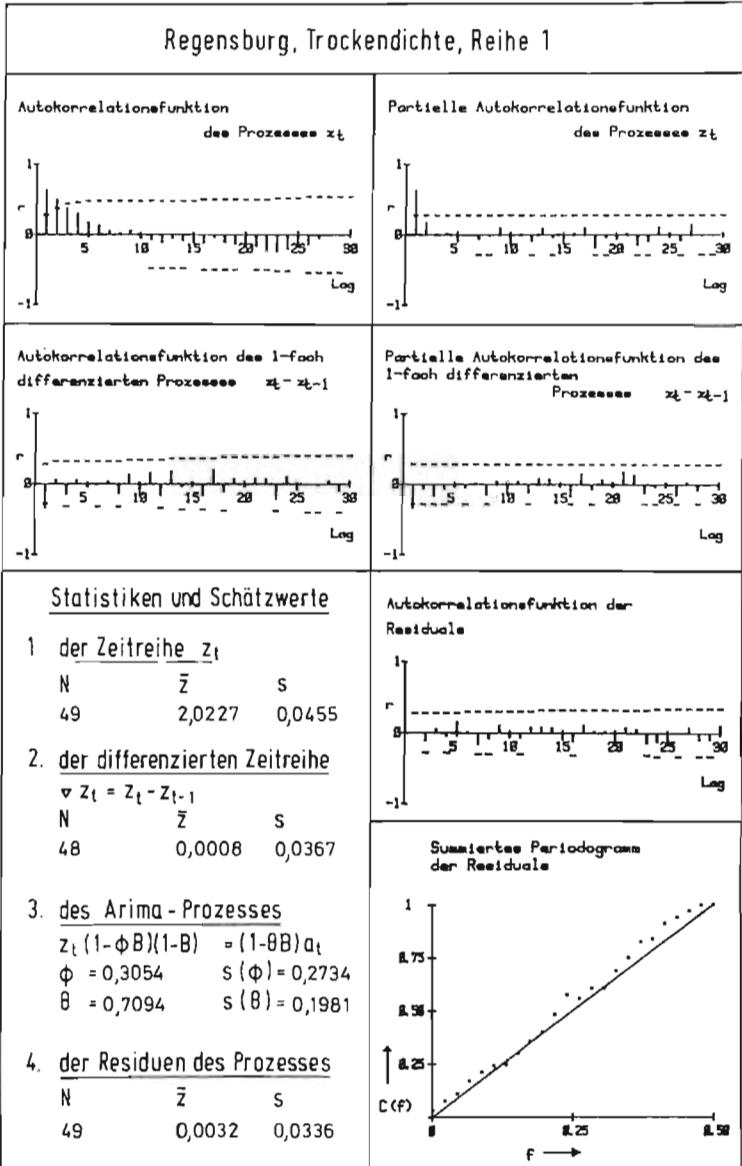


Bild 60

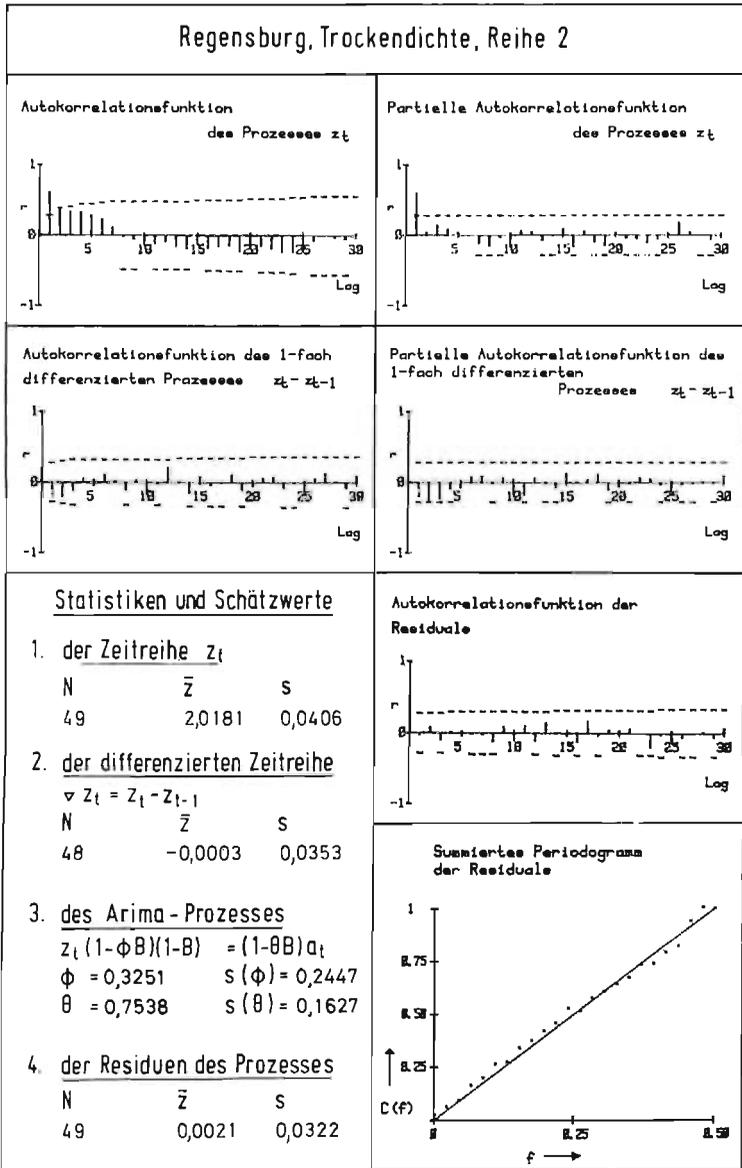


Bild 61

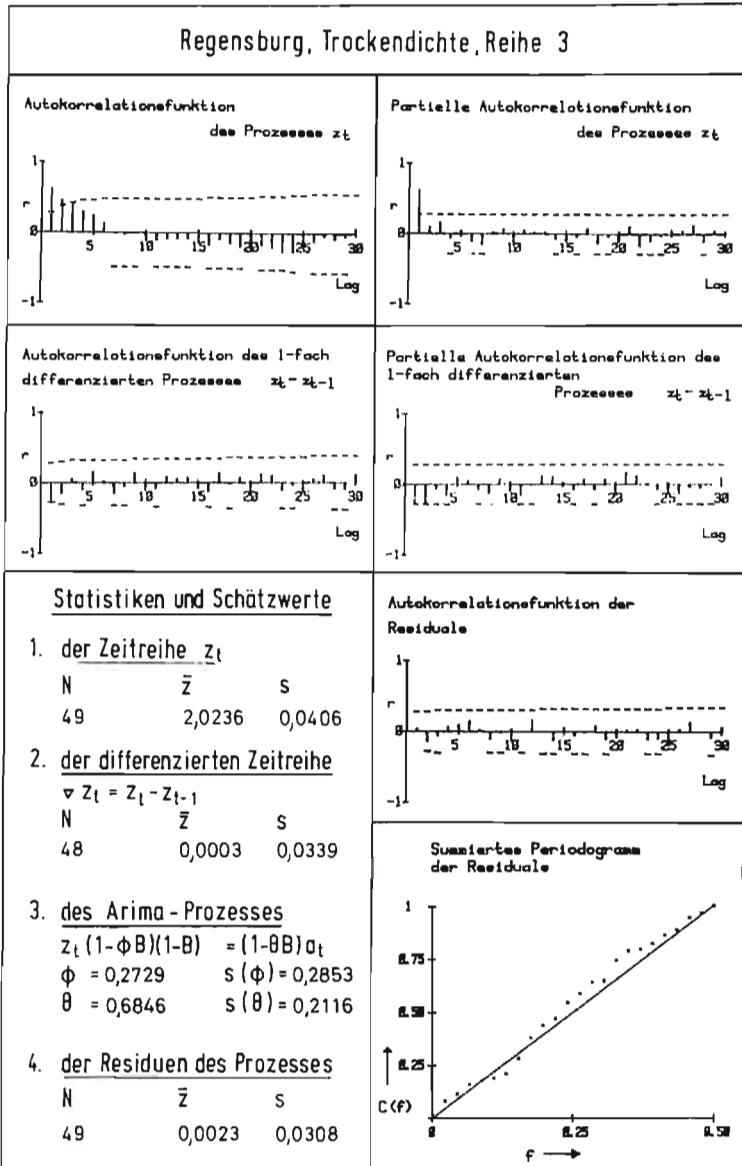


Bild 62

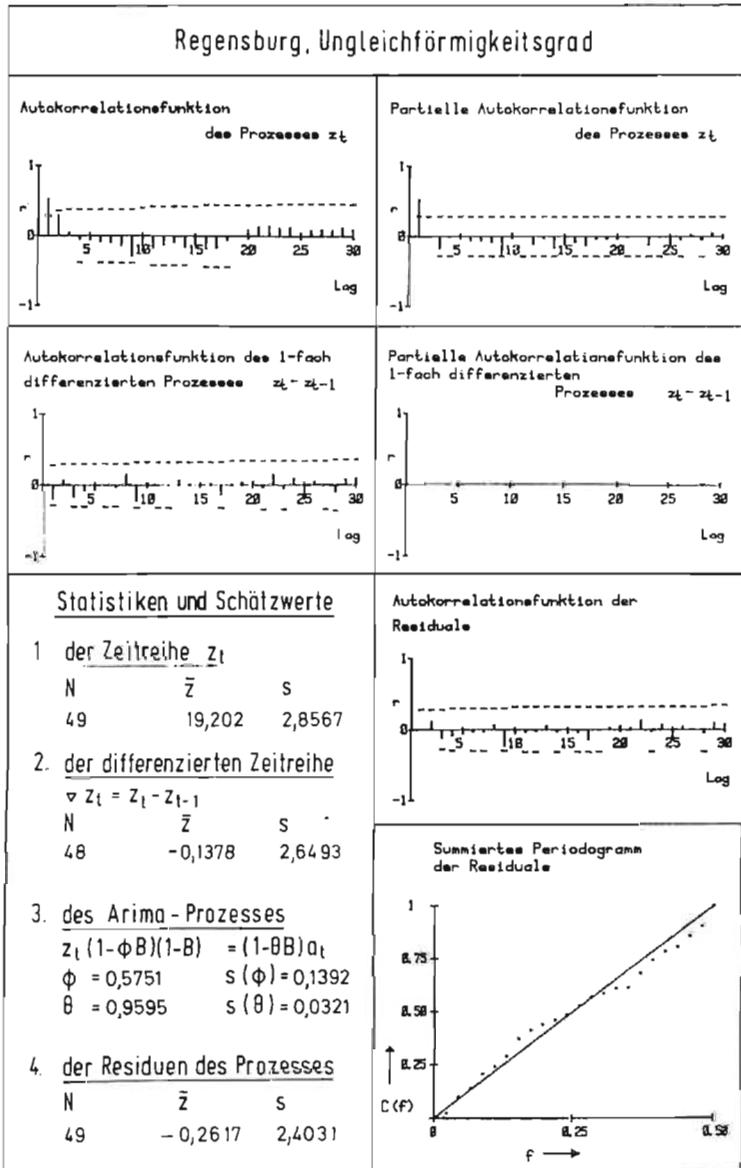


Bild 63

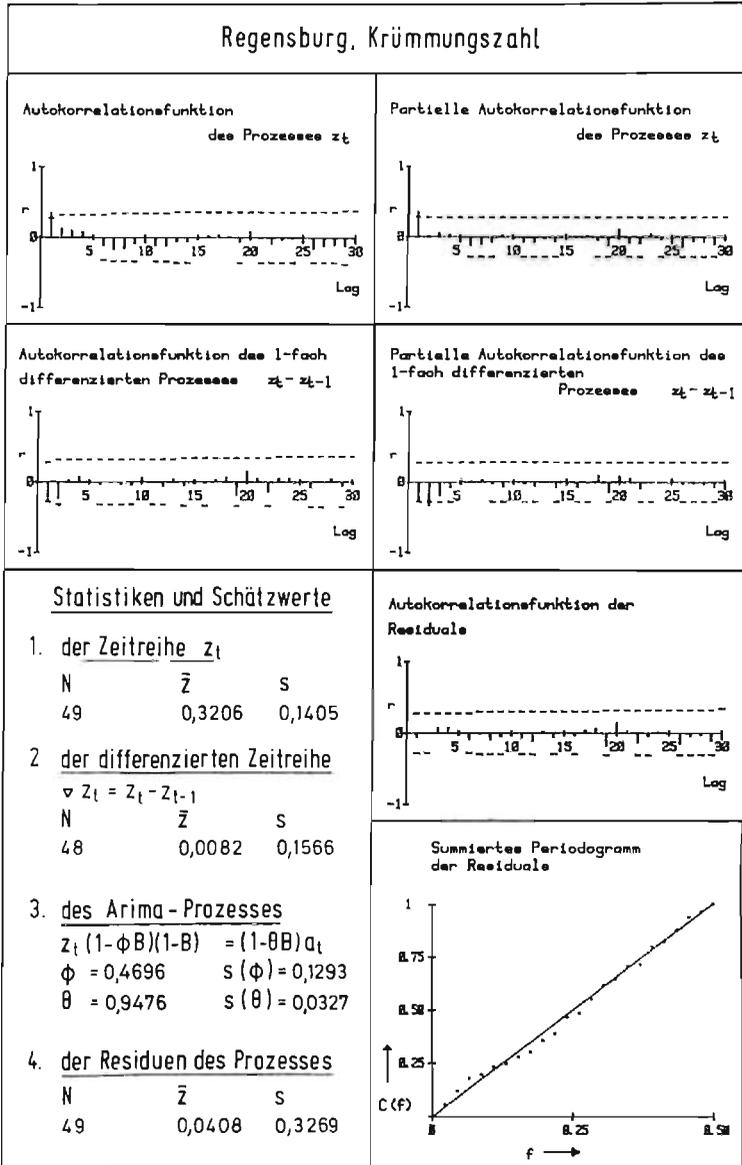


Bild 64

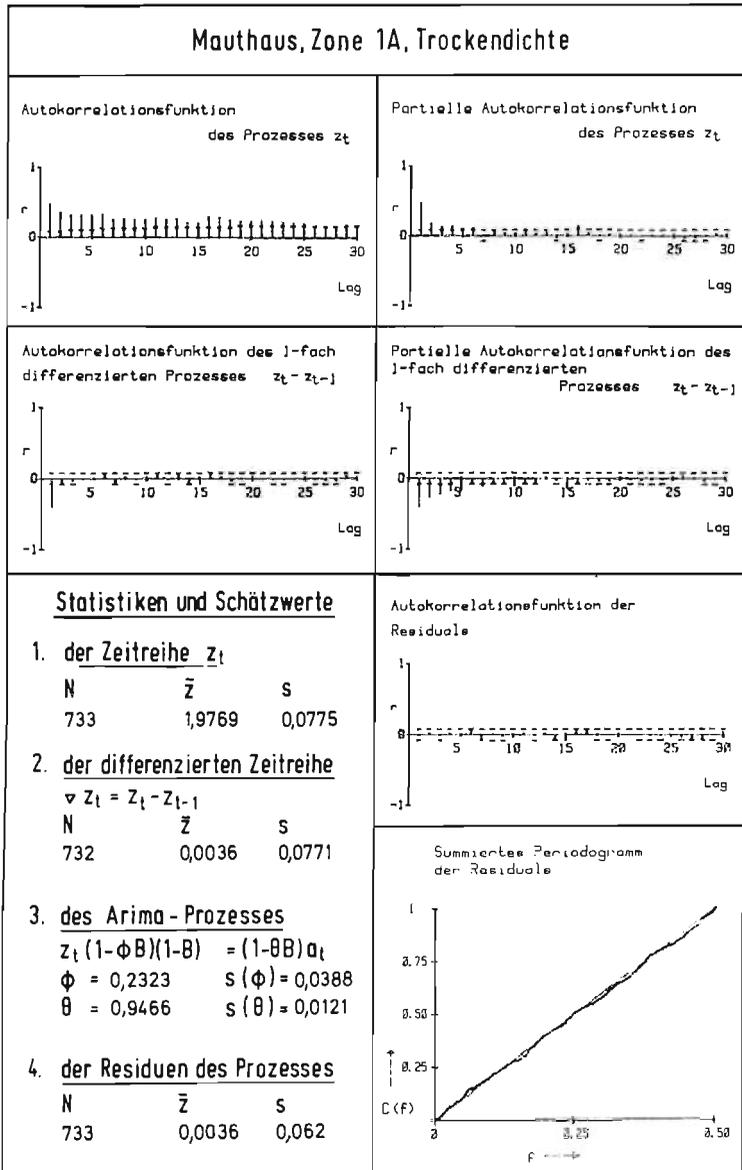


Bild 65

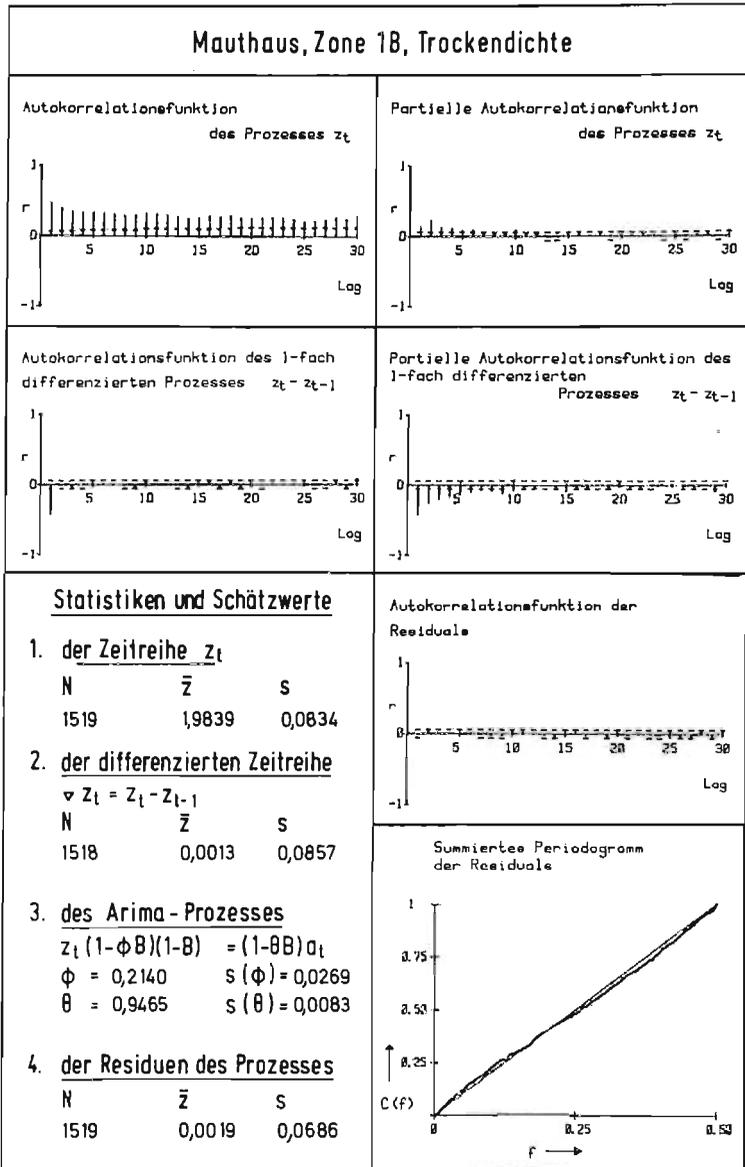


Bild 66

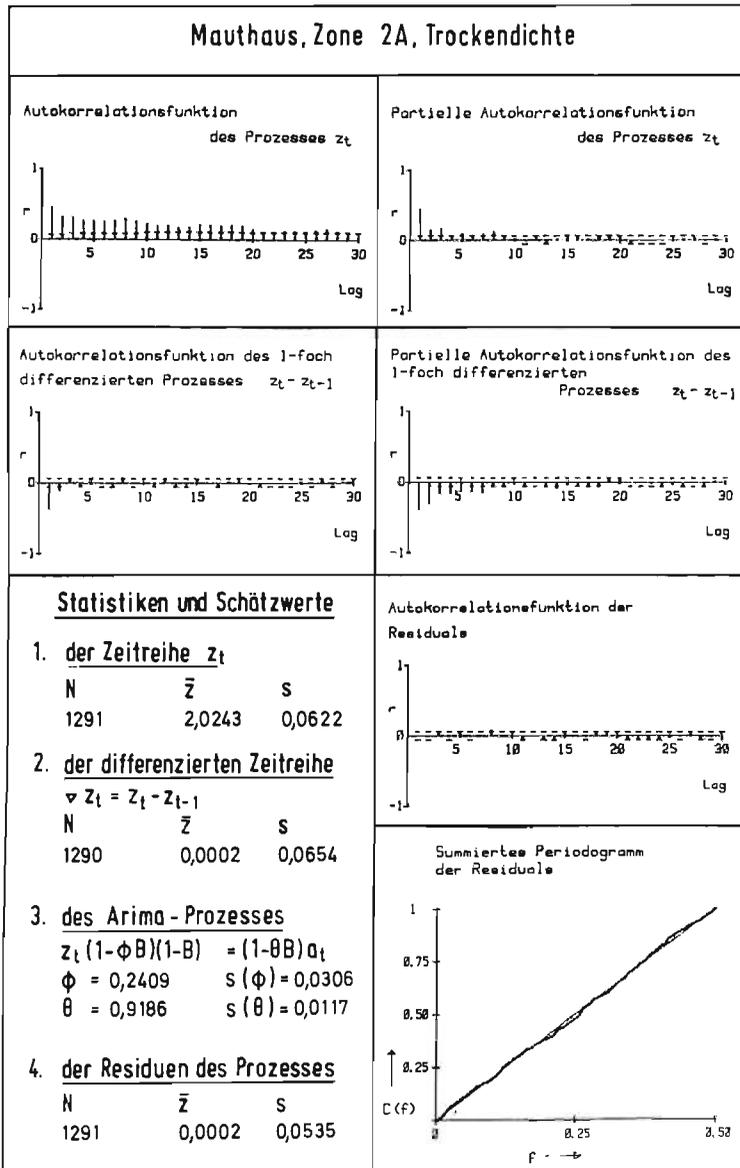


Bild 67

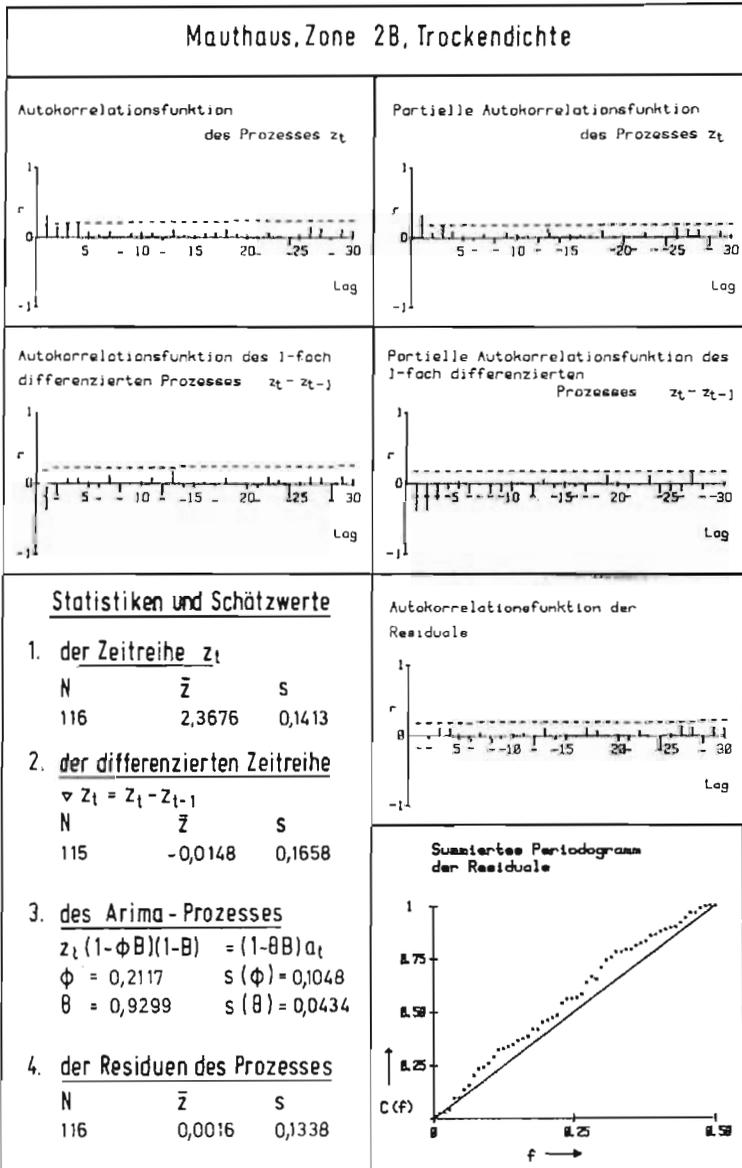


Bild 68

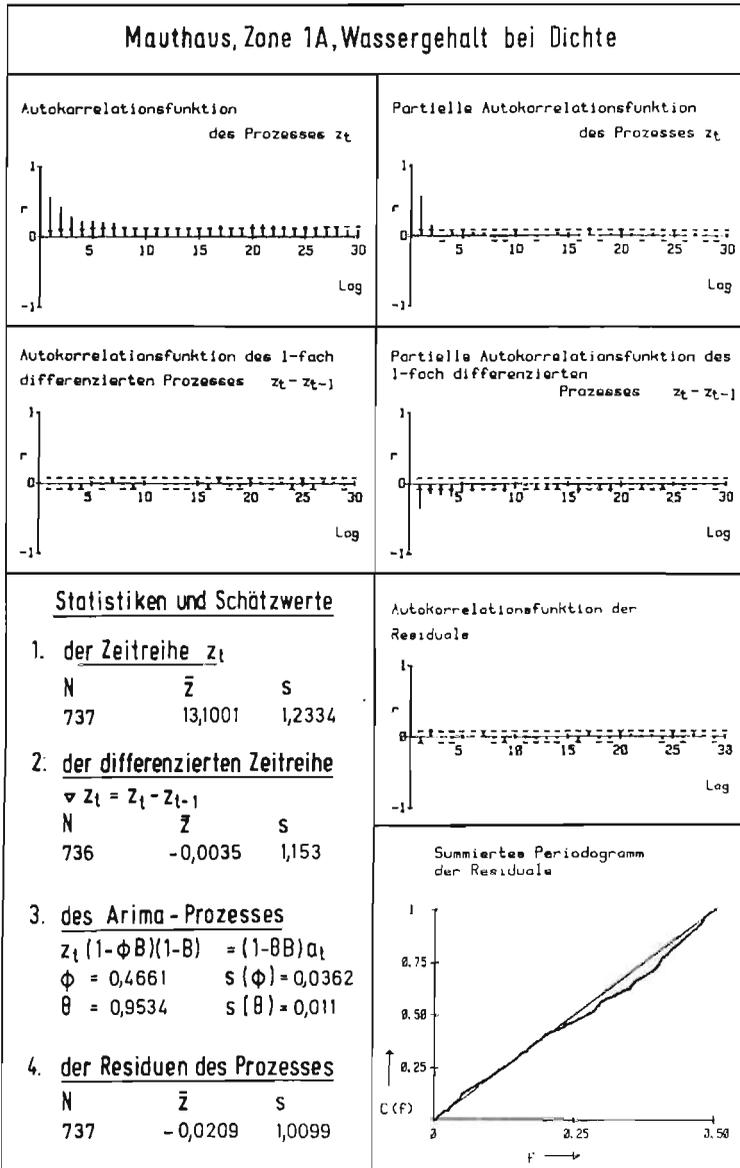


Bild 69

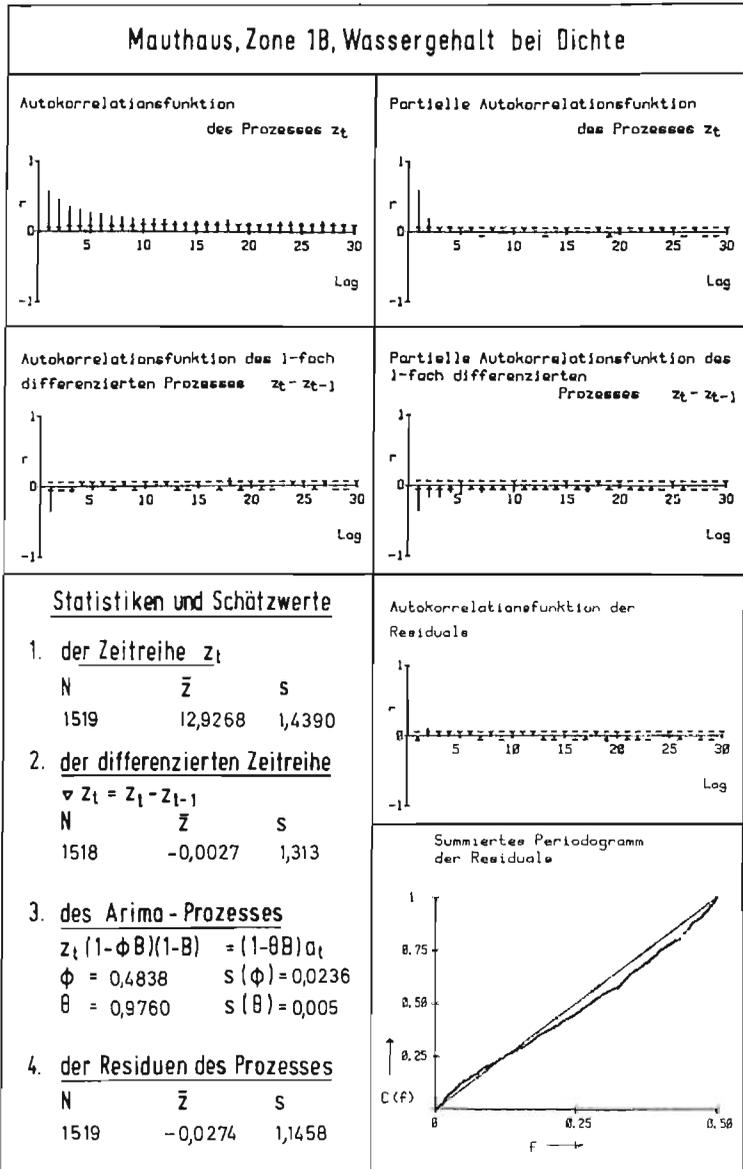


Bild 70

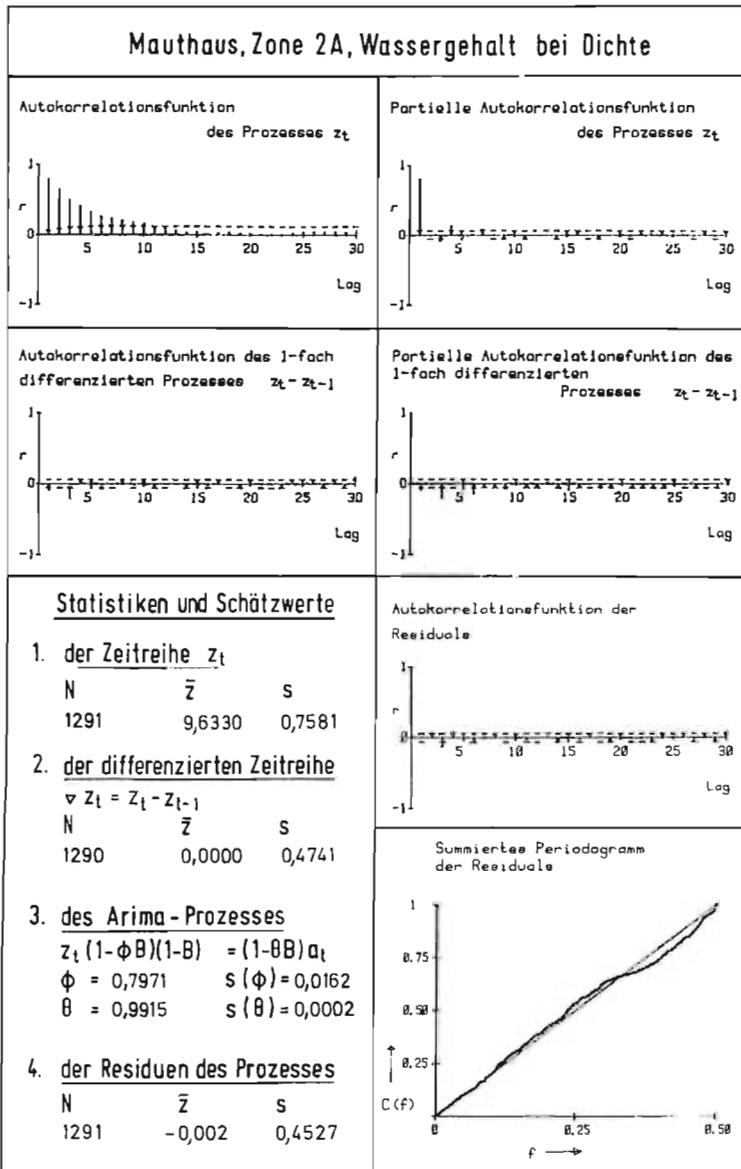


Bild 71

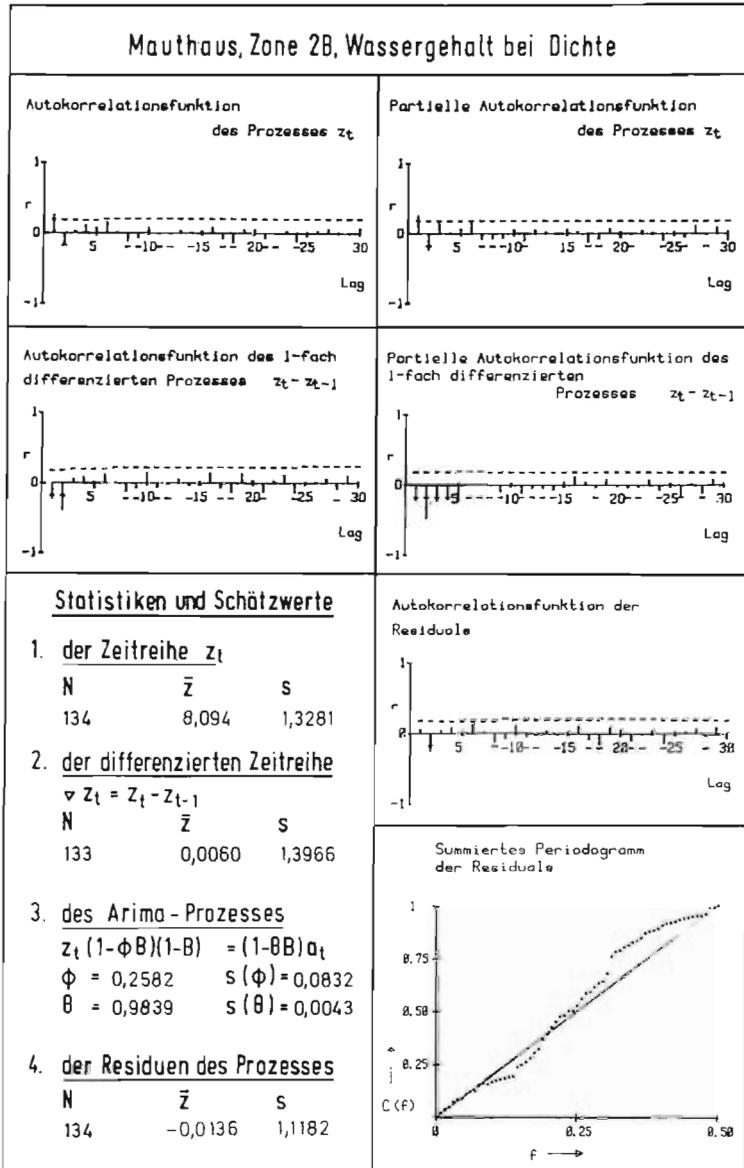


Bild 72

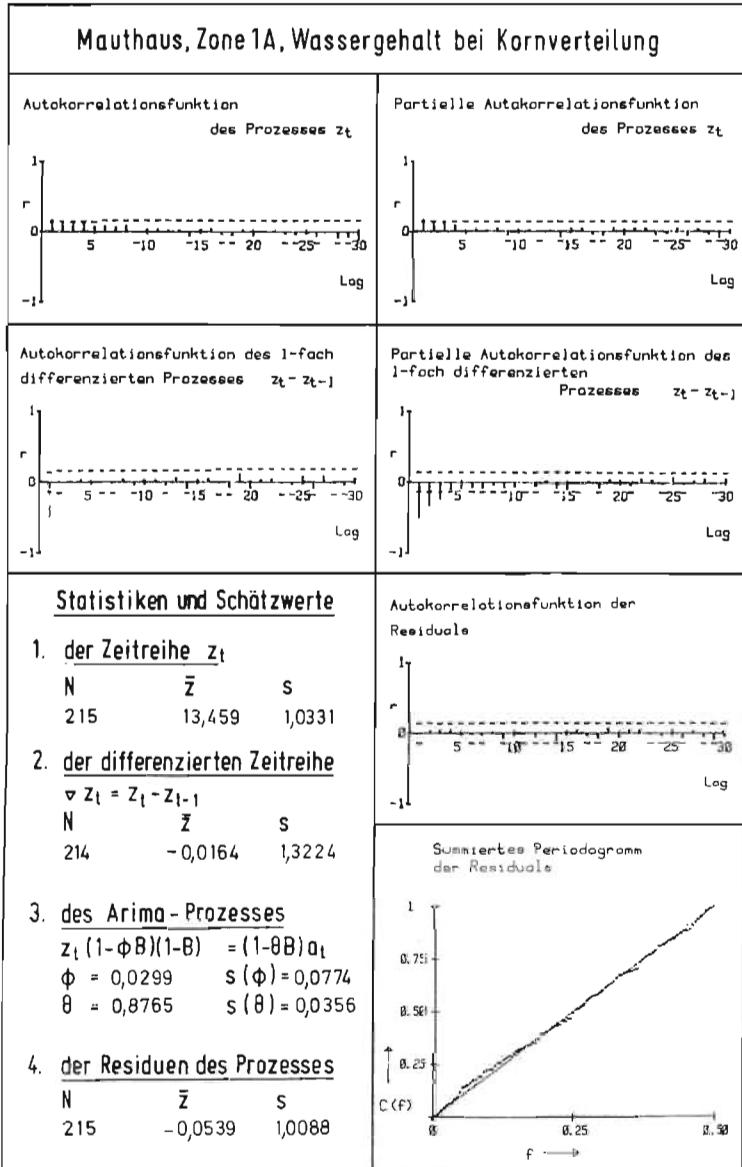


Bild 73

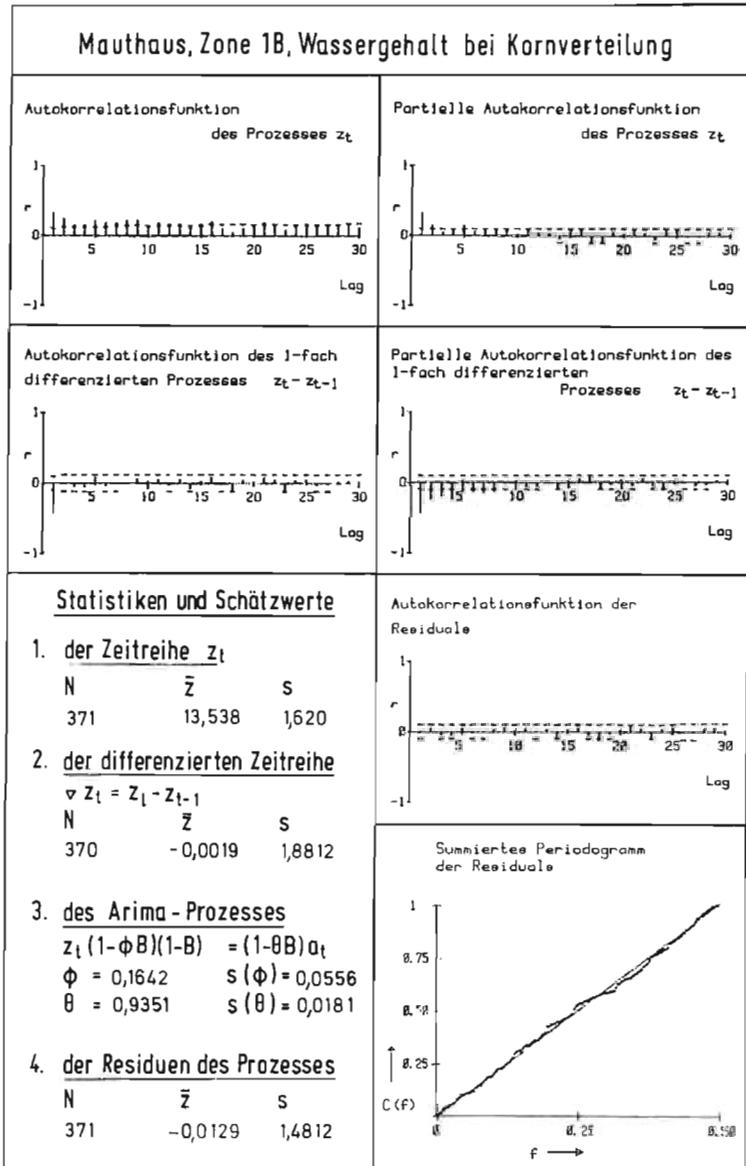


Bild 74

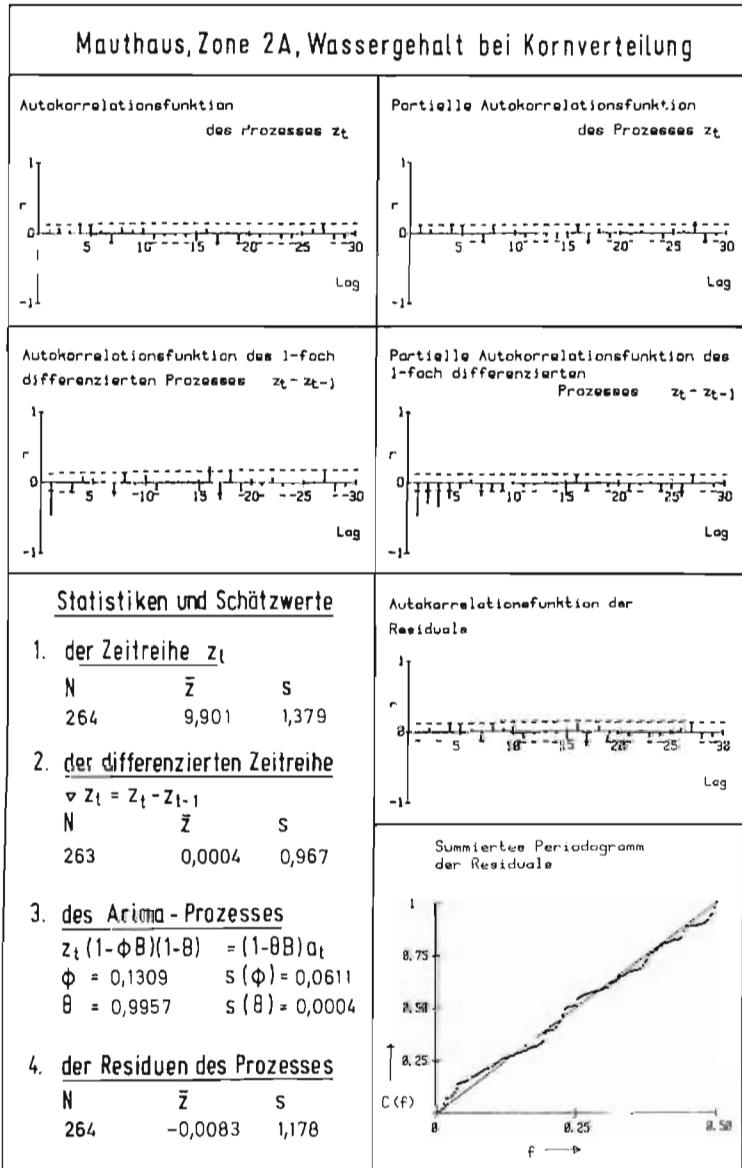


Bild 75

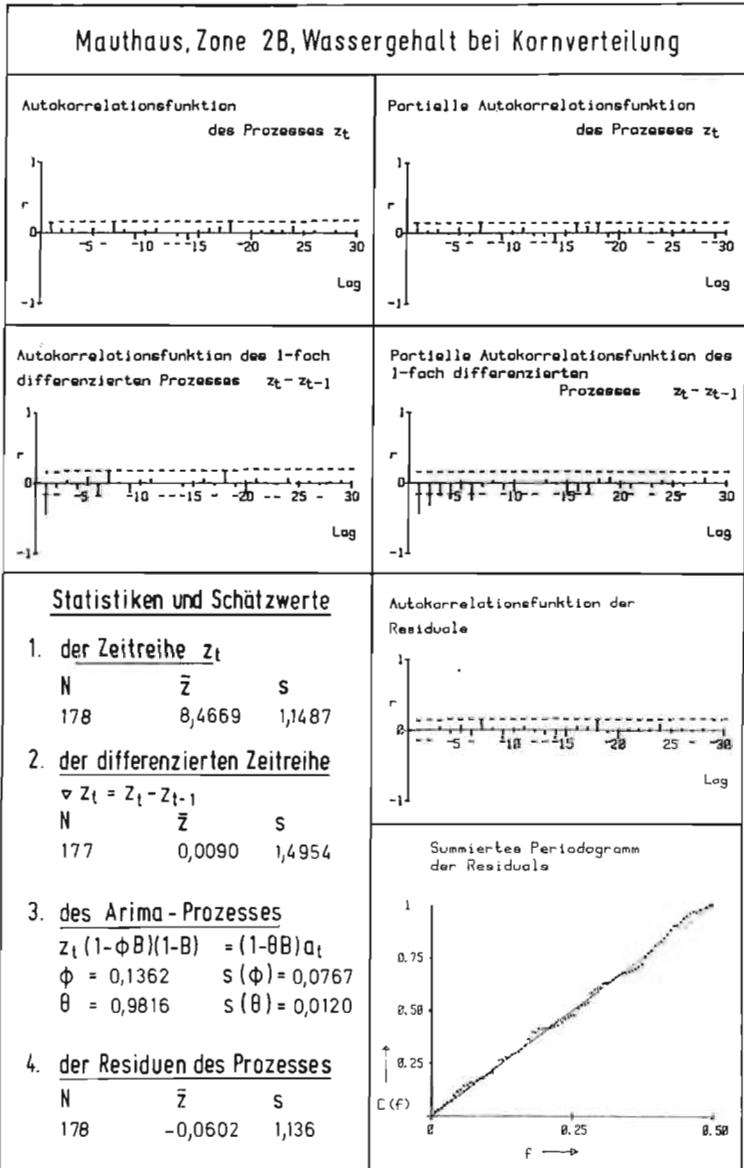


Bild 76

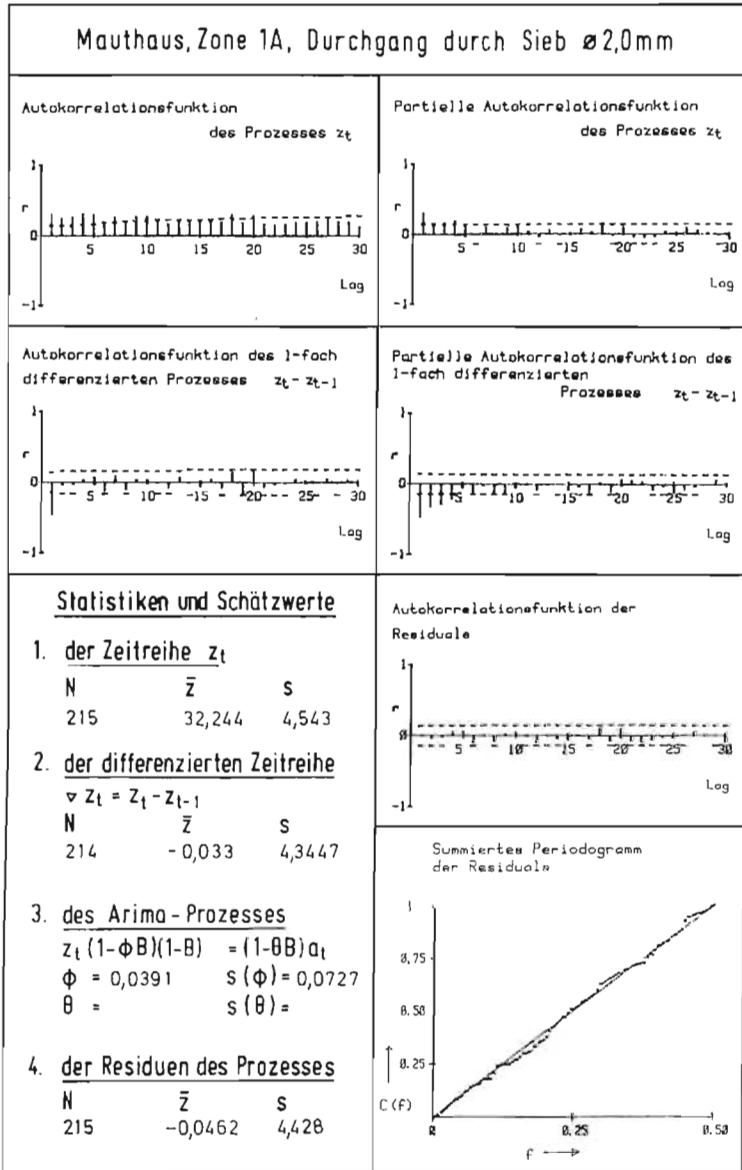


Bild 77

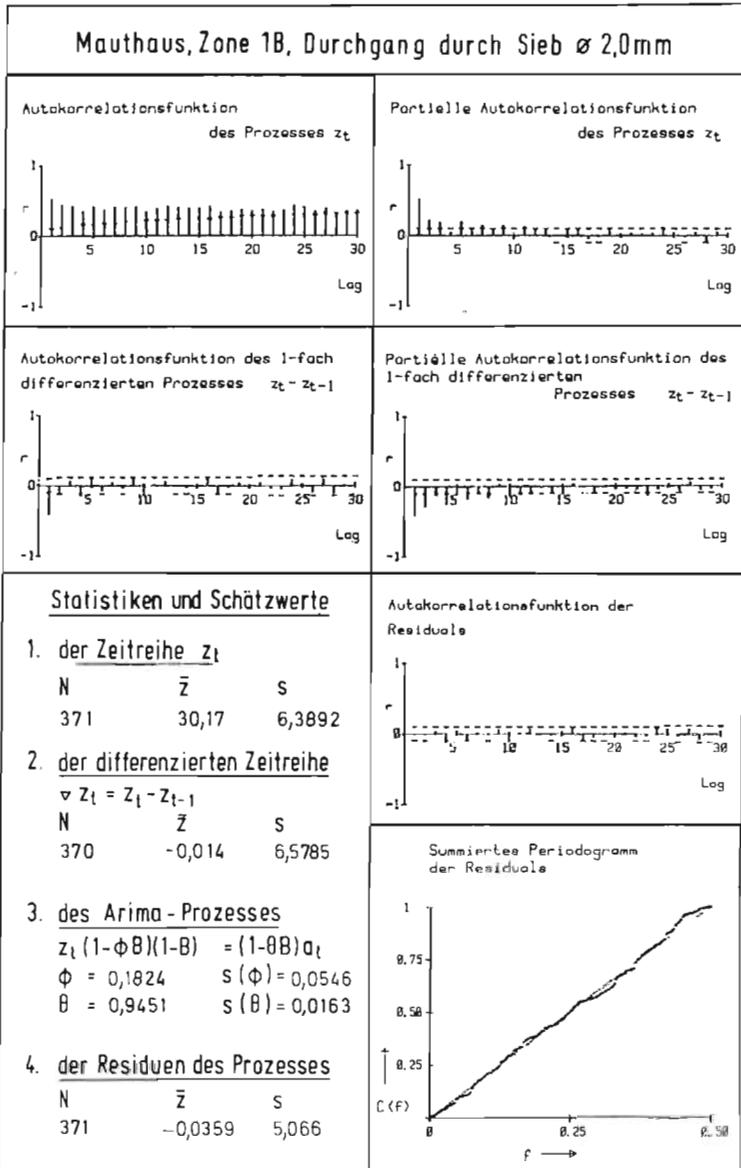


Bild 78

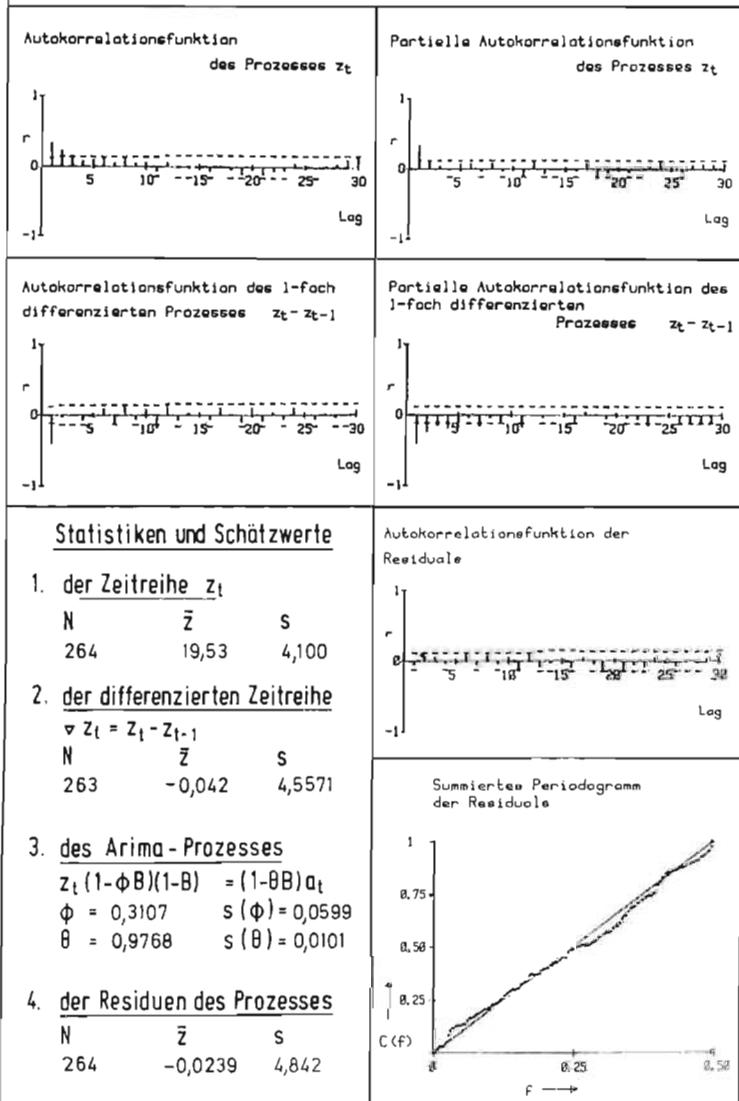
Mauthaus, Zone 2A, Durchgang durch Sieb \varnothing 2,0mm

Bild 79

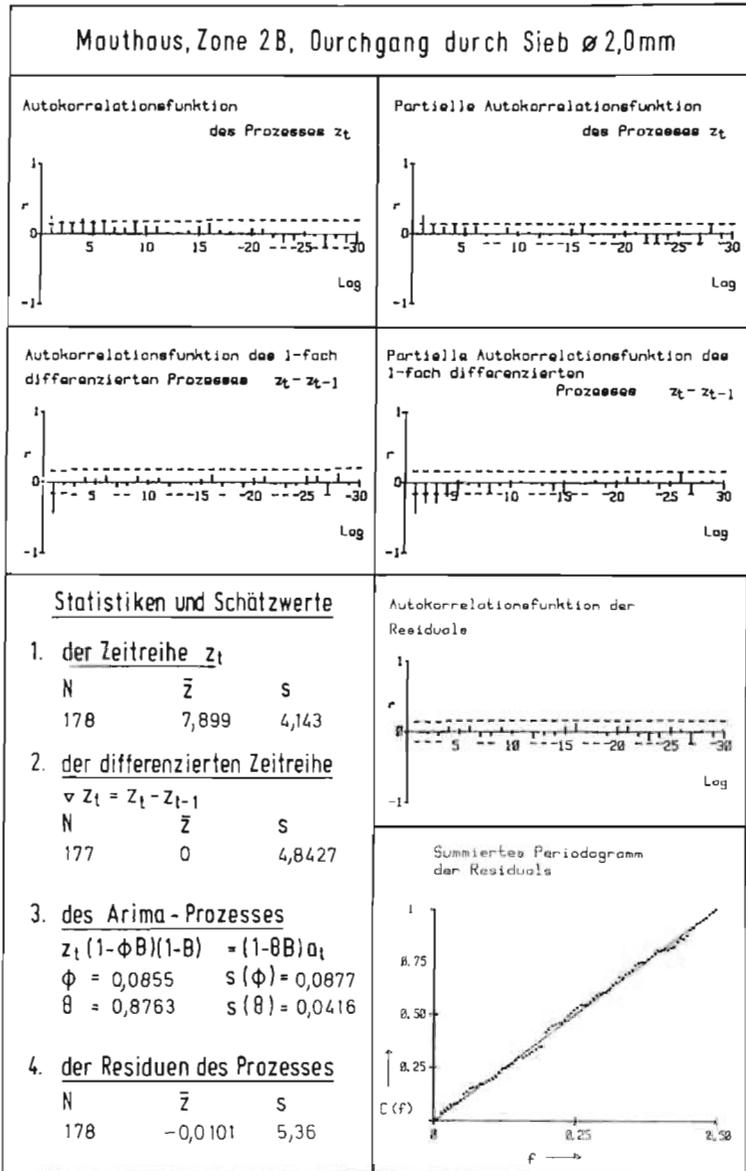


Bild 80

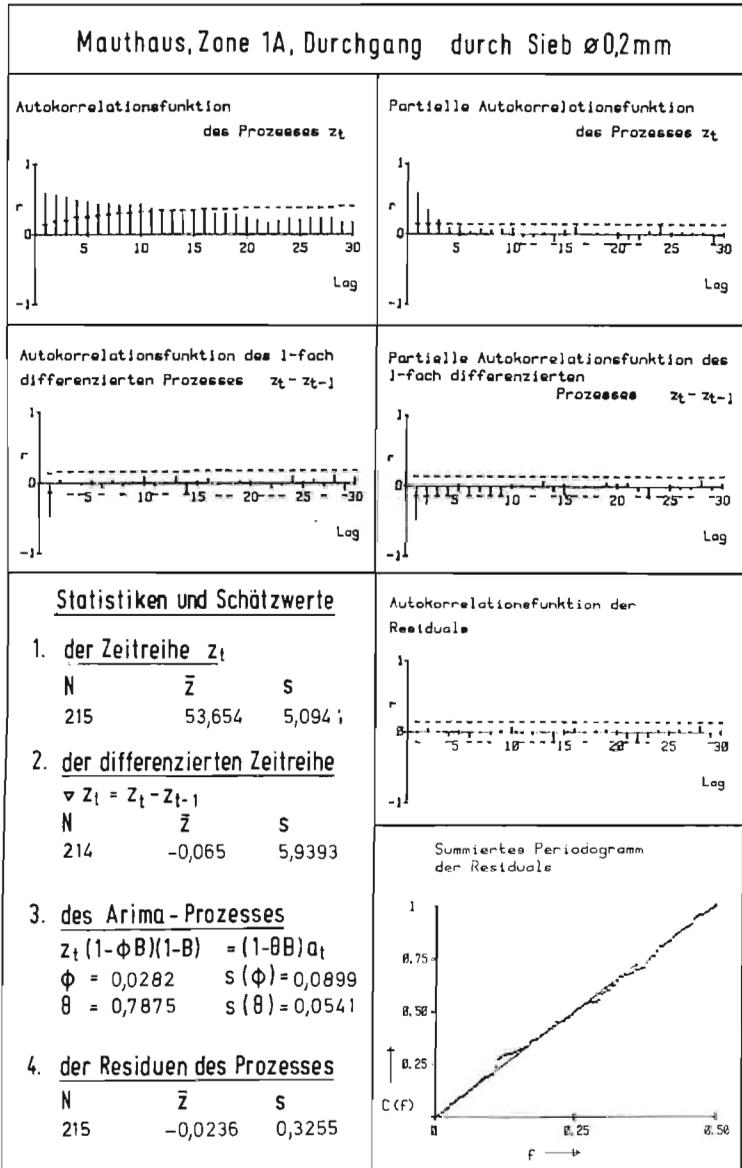


Bild 81

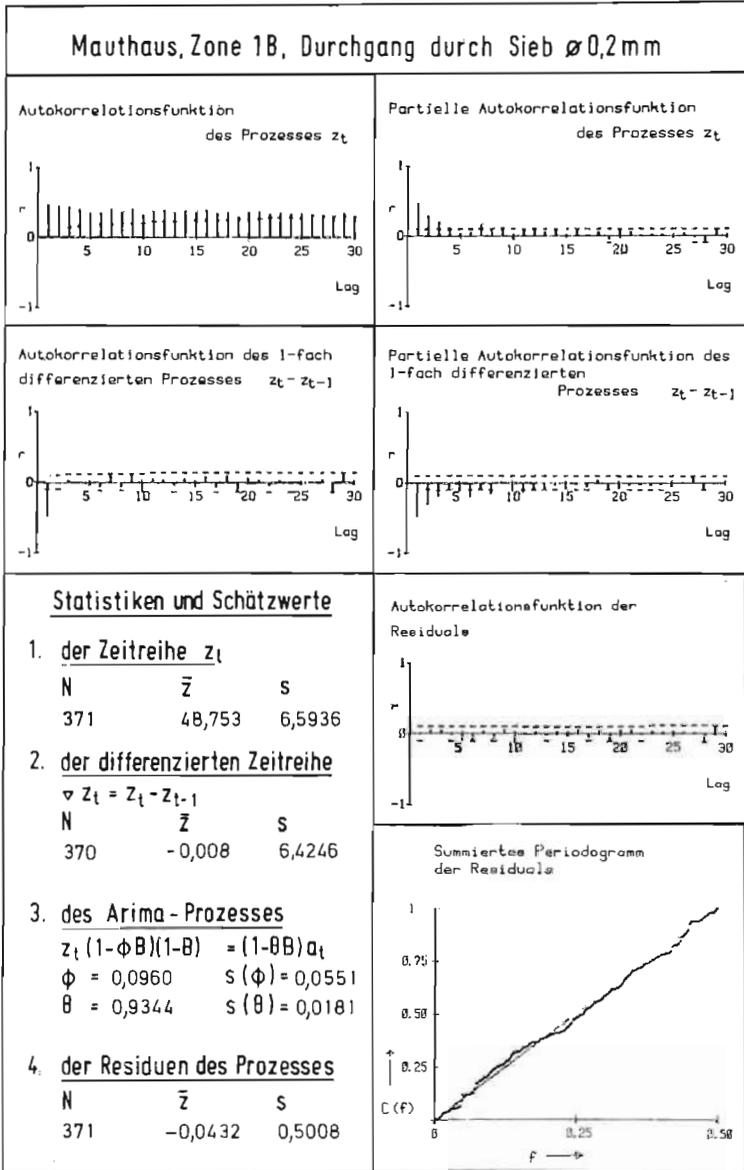


Bild 82

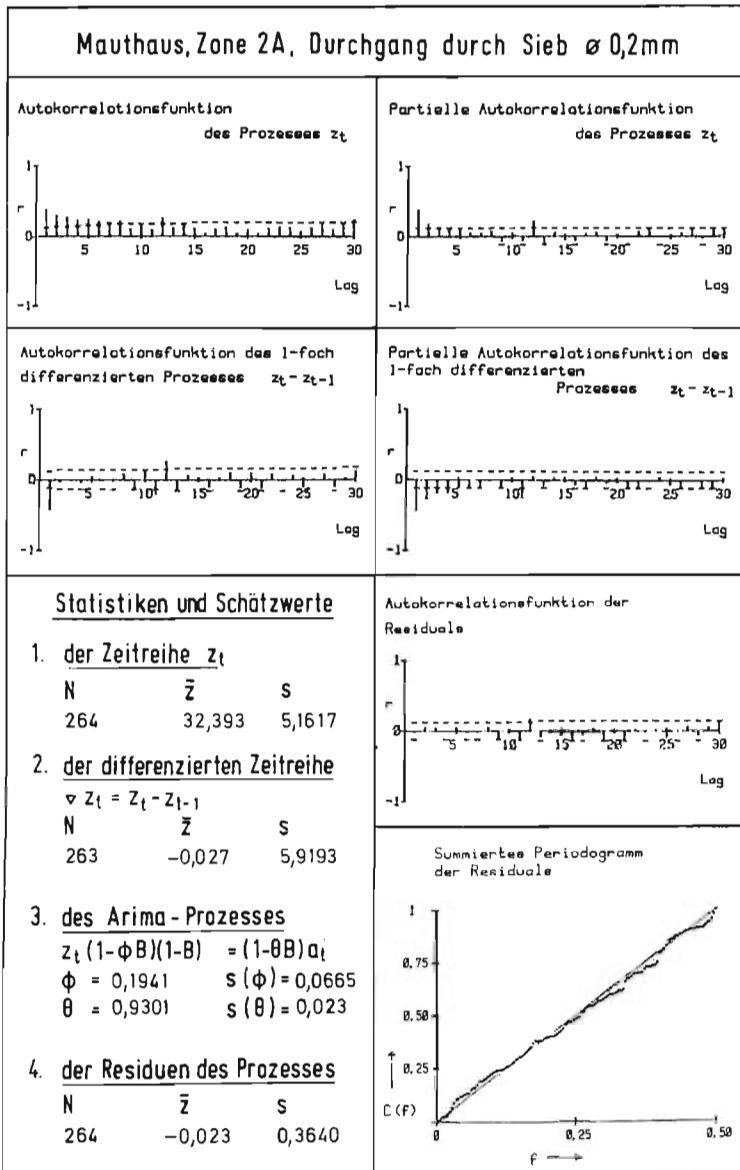


Bild 83

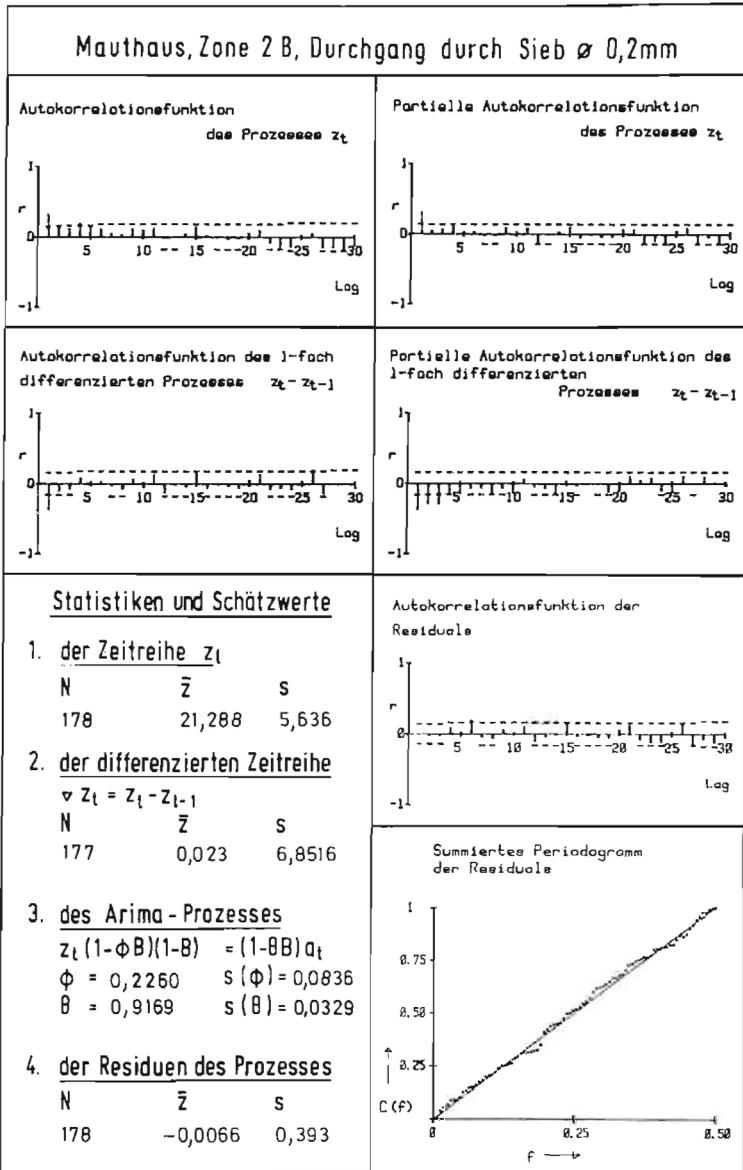


Bild 84

Schriftenreihe
Lehrstuhl und Prüfamnt
für
Grundbau, Bodenmechanik und Felsmechanik
der Technischen Universität München
Herausgegeben von
Prof. Dr.-Ing. Rudolf Floss
Ordinarius für Grundbau, Bodenmechanik
und Felsmechanik

- | | |
|----------------|--|
| Heft 1
1982 | Tragfähigkeit von Verpreßankern in nichtbindigem Boden |
| Heft 2
1983 | Beiträge zur Anwendung der Stochastik und Zuverlässigkeitstheorie in der Bodenmechanik |
| Heft 3
1984 | In situ-Versuche zur Ermittlung der Unterbausteifigkeit an zwei Pfeilern der Sinnthalbrücke Schaippach |
| Heft 4
1985 | Ein Beitrag zum Spannungs-Verformungsverhalten silikatgel-injizierter Sande |
| Heft 5
1985 | Beiträge zum Tragverhalten axial zyklisch belasteter Pfähle |
| Heft 6
1986 | Forschungsbeiträge zum mechanischen Verhalten von Geotextilien |
| Heft 7
1986 | Beschreibung der räumlichen Streuungen von Bodenkennwerten mit Hilfe der Zeitreihenanalyse |

