

**Berichte**  
aus dem  
**Institut für Meereskunde**  
an der  
**Christian-Albrechts-Universität Kiel**

DOI 10.3289/IFM\_BER\_249

**Nr. 249**

**1994**

## **Eine neue Beaufort-Äquivalentskala**

von

**Ralf Lindau**

**Kopien dieser Arbeit können bezogen werden vom:**

**Institut für Meereskunde an der Universität Kiel**  
**Abteilung Maritime Meteorologie**  
**Düsternbrooker Weg 20**  
**D 24105 Kiel**

**Diese Arbeit wurde von der Mathematisch-  
Naturwissenschaftlichen Fakultät der  
Christian-Albrechts-Universität Kiel  
als Dissertation angenommen.**

## ABSTRACT

By comparing Beaufort estimates with simultaneous wind speed measurements the relationship between both parameters can be determined in form of a Beaufort equivalent scale. Previous equivalent scales were derived without regard to the fact, that the error variances of the basic observations are different. In most cases even the variance of only one parameter was minimized, either the variance of the Beaufort estimates or the variance of wind measurements. Such regression methods do not yield the universal relationship between both parameters, which is required for a Beaufort scale.

Therefore a new Beaufort equivalent scale is derived by comparing the three-hourly wind speed measurements from six North Atlantic ocean weather stations between 1960 and 1971 with 228210 Beaufort estimates of passing merchant ships. But these two raw data sets are not comparable without regard to the different structure of error variances.

Firstly, the random observation errors of the estimates and of the measurements are calculated to separate the error variance from natural wind variability in both data sets. In this way it can be shown that, as expected, the measurements from ocean weather stations are much more accurate than wind estimates. The difference in accuracy can be quantified. Secondly, daily means of the wind speed from the measurements at the stationary ocean weather ships, and spatial means from simultaneous estimates of surrounding merchant ships within an averaging area are computed. The latter comprise more individual observations than the means of ocean weather ships, so that the effects of the different observation accuracies are compensated. The radius of averaging areas are calculated separately for each season and each region, so that the spatial variability within this area is equal to the temporal variability at the ocean weather station within 24 hours. Only such pairs of averaged observations are suitable, because the effects of both random observation errors and natural variability are comparable. On these especially generated data pairs the method of cumulative frequencies, which allows to detect also not-linear relationships, is applied in order to obtain the optimal Beaufort equivalent scale.

## ZUSAMMENFASSUNG

Durch den Vergleich von Beaufortschätzungen mit gleichzeitig durchgeführten Windmessungen kann die allgemeine Beziehung zwischen beiden Größen in Form einer Beaufort-Äquivalentskala bestimmt werden. Bisher wurden Äquivalentskalen jedoch ausschließlich mit Hilfe von Regressionen abgeleitet, bei denen die Fehlervarianzen der zugrundeliegenden Beobachtungen nicht berücksichtigt wurden. In den meisten Fällen wurde sogar nur die Varianz einer der beiden Größen minimiert: entweder nur die Varianz der Beaufortschätzungen oder nur die Varianz der Windmessungen. Solche Regressionen beschreiben keinesfalls den allgemein gültigen Zusammenhang, der für eine Äquivalentskala gesucht wird.

In dieser Arbeit wird deshalb eine neue Äquivalentskala abgeleitet. Als Datengrundlage dienen einerseits die dreistündlichen Windmessungen von sechs nordatlantischen Ozeanwetterschiffen aus dem Zeitraum von 1960 bis 1971 und andererseits 228210 Beaufortschätzungen vorbeifahrender Handelsschiffe. Diese Rohdaten können nicht ohne weiteres miteinander verglichen werden, wie es bisher geschehen ist.

Durch ein empirisches Verfahren werden stattdessen zunächst die zufälligen Beobachtungsfehler der Windmessungen und die der Schätzungen bestimmt, um Fehlervarianzen und natürliche Variabilität voneinander trennen zu können. Es zeigt sich, daß die Messungen wesentlich genauer sind. Dann werden einerseits Tagesmittelwerte der ortsfesten Ozeanwetterschiffe und andererseits räumliche Mittel aus zeitgleichen Meldungen der umliegenden Handelsschiffe gebildet. Die Anzahl der zusammengefaßten Handelsschiffmeldungen ist hierbei größer als die der Ozeanwetterschiffe, so daß die unterschiedlichen Beobachtungsgenauigkeiten ausgeglichen werden. Der Radius, über den die Handelsschiffmeldungen gemittelt werden, beträgt etwa 300 km. Er ist jeweils so gewählt, daß die in ihm herrschende räumliche Variabilität gleich der zeitlichen Variabilität innerhalb eines Tages für das betreffende Seegebiet und die jeweilige Jahreszeit ist. Erst solche Mittelungspaare, bei denen sowohl die zufälligen Fehleranteile als auch die erfaßte natürliche Variabilität überein-

stimmen, sind vergleichbar. Auf ihrer Basis wird mit Hilfe der Methode gleicher Summenhäufigkeiten, mit deren Hilfe auch nicht-lineare Beziehungen bestimmt werden können, die optimale Äquivalentskala berechnet.

## INHALTSÜBERSICHT

	Seite
Einleitung	1
I. TEIL    REGRESSIONEN	
Das Problem	5
Die Meßfehler	6
Physikalische Unterschiede	8
Die einseitigen Regressionen	9
Überprüfung der Gesamteigenschaften	11
Unterkollektive	16
Verifizierung am Ozeanwetterschiff K	22
Betrachtung der Windspektren	29
Zusammenfassung des ersten Teils	32
II. TEIL    HISTORISCHE SKALEN	
Allgemeines	34
Die Methode von Köppen	35
Die Untersuchung von Simpson	38
Die Reaktion Köppens	40
Die Meteorfahrt	43
Die Skalen von Verploegh und Richter	45
Rolls Skala	48
Die wissenschaftliche Skala der WMO	49
Die Kaufeld-Skala	51
Die Methode gleicher Summenhäufigkeiten	53
Zusammenfassung des zweiten Teils	55

### III. TEIL

#### A FEHLERVARIANZEN

Die Ozeanwetterschiffe	59
Daten	60
Zufällige Beobachtungsfehler	65
Systematische Unterschiede	70
Höhenreduzierte Ozeanwetterschiffdaten	73
Zeitdifferenzen reiner OWS-Paare	75
Zwischenbilanz	77

#### B ABLEITUNG EINER ÄQUIVALENTSKALA

Vorgehensweise	80
Räumliche Mittelungsradien	82
Angleichung der beobachtungsbedingten Varianz	89
Feste Fehlerverhältnisse	90
Übergang auf mittlere Fehler	94
Die 10m-Skala	99
Fehlersensitivität	102
Die 25m-Skala	109
Probe	114
Anwendung und Auswirkungen der neuen Skala	119
Schlußbetrachtung	127

Literaturverzeichnis	130
----------------------	-----

Anhang	133
--------	-----

## Einleitung

Das globale Klima wird in starkem Maße von den Wechselwirkungen zwischen Ozean und Atmosphäre geprägt. Hierbei spielt der Energieaustausch zwischen Wasser und Luft eine zentrale Rolle. Um diese Vorgänge beschreiben zu können, muß der über dem Ozean herrschende Wind bekannt sein. Er greift nicht nur durch den Antrieb der Wärme transportierenden Meeresströmungen in den Energiehaushalt ein. Auch die Bestimmung der bedeutenden Energiemengen, die der Ozean z.B. durch Verdunstung abgibt, sind ohne die Kenntnis der Windgeschwindigkeit nicht möglich.

Informationen über den Wind auf See liefern die Beobachtungen von Handelsschiffen, von der sogenannten Voluntary Observing Fleet (VOF). Bis in die heutige Zeit hinein wird die Windgeschwindigkeit an Bord solcher Schiffe selten mit Anemometern gemessen, sondern häufig in Beaufortstärken geschätzt. Hierbei ist der Zustand der Meeresoberfläche maßgebend.

Um diese Quellen für wissenschaftliche Zwecke nutzen zu können, wird eine Äquivalentskala benötigt, die die Windgeschwindigkeit für jede Beaufortstufe festlegt. SIMPSON (1906) entwickelte eine Skala, die 1948 von der World Meteorological Organisation (WMO) übernommen wurde und bis heute als Code 1100 für den operationellen Wetterdienst gültig ist. Seit ihrer Einführung ist diese Skala umstritten, und es wurden mehrere abgeänderte Äquivalentskalen vorgeschlagen, u.a. von der WMO selbst.

Die Herleitung einer Äquivalentskala erfolgt stets nach demselben Muster: Beaufortschätzungen werden mit Windmessungen verglichen, von deren prinzipieller Richtigkeit man überzeugt ist. Anhand von zwei solchen Datensätzen wird eine Regressionskurve bestimmt, die den allgemeinen Zusammenhang zwischen Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit beschreiben und als Äquivalentskala dienen soll. Je nach Bearbeitungsmethode resultieren jedoch unterschiedliche Skalen. Welche Methode sich am besten eignet, läßt sich einfach ermitteln: Man wendet die Skala auf dieselben Daten an, aus denen sie abgeleitet

wurde. Die auf diese Weise empirisch gewonnenen Daten sollten nun möglichst ähnliche Eigenschaften aufweisen, wie die ursprünglichen Messungen.

Die vorliegende Arbeit gliedert sich in drei Abschnitte. Im ersten Abschnitt wird untersucht, welche Regression die Aufgaben einer Äquivalentskala am besten erfüllt. Bei der Festlegung einer Äquivalentskala gibt es Schwierigkeiten in zweierlei Hinsicht:

Erstens kann nicht davon ausgegangen werden, daß der Zusammenhang zwischen Beaufortstufen und Windgeschwindigkeit linear ist. Lineare Regressionsmodelle greifen also zu kurz. Dieses Problem ist aber nicht gravierend, da eine weitgehende Linearisierung der Beaufortwerte mit Hilfe einer der bereits bestehenden Skalen erreicht werden kann und anschließend die benutzte Skala geeicht wird. Darüber hinaus gibt es selbstverständlich geeignete Verfahren, auch nichtlineare Zusammenhänge zu bestimmen. Eines hiervon, die Methode gleicher Summenhäufigkeiten, wird in der vorliegenden Arbeit verwendet.

Zweitens wird eine Äquivalentskala aus Schiffsmeldungen abgeleitet, die nicht fehlerfrei sind. Zufällige Beobachtungsfehler gibt es aber sowohl bei Beaufortschätzungen, als auch bei Windmessungen. Die Gesamtvarianz solcher Datensätze spiegelt also nicht nur die tatsächlich herrschende natürliche Varianz der betreffenden Größe wider, sondern auch die Fehlervarianz der Beobachtungen.

Als Äquivalentskalen dienen üblicherweise Regressionen, bei denen Varianzen in nur jeweils einer Variablen minimiert worden sind. In dieser Arbeit werden sie als "einseitige Regressionen" bezeichnet. Bei ihnen wird implizit unterstellt, daß Beobachtungsfehler nur in einer der beiden Größen vorliegen und die andere völlig fehlerfrei ist. Benutzt man eine solche Skala zur Umrechnung von Winddaten, hat diese Annahme fatale Auswirkungen: Die Varianz der so erzeugten empirischen Werte ist nicht nur um die Fehlervarianz der Messungen vermindert, sondern auch um die der Beaufortschätzungen.

Deshalb muß eine Regression verwendet werden, die zwi-

schen den beiden einseitigen verläuft. Die exakt in der Mitte liegende "orthogonale" Regression, die von KAUFELD (1981) benutzt wurde, steigt mit dem geometrischen Mittel der beiden einseitigen Regressionen an. Sie rechnet die Werte jedoch nur dann richtig um, wenn die relativen Fehler in beiden Datensätzen gleich sind. Es müssen also zunächst die Beobachtungsfehler der Schätzungen und die der Messungen ermittelt werden. In einem zweiten Schritt können ihre Auswirkungen auf die berechnete Regression eliminiert werden. Auf diese Weise erhält man die in dieser Arbeit vorgeschlagene "natürliche" Regression.

Die "natürliche" Regression bestimmt nicht nur die Mittelwerte von Unterkollektiven, also z.B. Monatsmittel, richtig. Auch die Varianz, die innerhalb der Unterkollektive herrscht, wird sinnvoll umgerechnet. Die empirisch bestimmten Windgeschwindigkeitswerte weisen nun eine zusätzliche Varianz auf, die genau der Fehlervarianz der Beaufortschätzungen entspricht. Die gewonnenen Werte können stets so interpretiert werden, als ob sie einer solchen Fehlervarianz unterliegen würden. Diese ist vor allem bei der Berechnung der Windschubspannung von Bedeutung, da hierbei die Größe von  $v^2$  gebildet wird, bei der sich Fehlervarianzen in  $v$  nicht "herausmitteln", sondern berücksichtigt werden müssen.

Der zweite Teil geht auf verschiedene bereits bestehende Äquivalentskalen ein. Innerhalb einer Arbeit von WALDO (1888) schlug KÖPPEN schlug vor, die einseitige Regression von Bft auf  $v$  als Äquivalentskala zu verwenden, bei deren Berechnung mittlere Beaufortstärken für feste Windgeschwindigkeitsintervalle gebildet werden. Ein Großteil der Skalen, die vor dem Zweiten Weltkrieg abgeleitet wurden, beruhen auf dieser Regression. Auch sie führt zwar prinzipiell zu Verfälschungen, wie bereits KÖPPEN (1916a) selbst anmerkt. De facto liefert diese Vorgehensweise dennoch gute Ergebnisse, weil die abgeschwächte Korrelation zwischen Beaufort und Windgeschwindigkeit hauptsächlich auf die stark fehlerbehafteten Schätzungen zurückzuführen ist, während Messungen vergleichsweise genau sind.

Nach dem Zweiten Weltkrieg wird häufig wieder die umgekehrte Regression von  $v$  auf Bft verwendet. Eine solche Skala ist erstens prinzipiell ungeeignet, weil es sich um eine einseitige Regression handelt. Die Verfälschungen werden aber noch erhöht, weil die größeren Beobachtungsfehler in den Schätzungen liegen. Modernere Skalen, die häufig Regressionen von  $v$  auf Bft sind, unterscheiden sich also zwangsläufig von den älteren, die auf der umgekehrten Regression beruhen. Obwohl beide Verfahren fehlerhaft sind, ist den älteren Skalen grundsätzlich der Vorzug zu geben.

Da schließlich keine der diskutierten Skalen den Anforderungen genügt, die im ersten Teil gestellt werden, folgt ein dritter Teil. Hier wird durch einen Vergleich der Windmessungen von atlantischen Ozeanwetterschiffen mit den Beaufortmeldungen vorbeifahrender Schiffe eine neue Äquivalentskala abgeleitet. Da die unterschiedlichen Fehlervarianzen berücksichtigt werden, ermöglicht diese Skala eine gegenseitige Umrechnung von Beaufortstärken und Windgeschwindigkeiten ohne systematische Verfälschungen.

Das Ziel der Arbeit ist also, eine neue Beaufort-Äquivalentskala abzuleiten. Bevor dieses im dritten Teil der Arbeit erfolgt, muß zunächst geklärt werden, wie hierbei vorzugehen ist (Teil I), und ob neue Berechnungen überhaupt notwendig sind (Teil II).

## **I. TEIL**

### **REGRESSIONEN**

## Das Problem

Ein Großteil der Informationen, die die Stärke des Windes über dem Ozean betreffen, liegen in Form von Beaufortschätzungen vor. Die gängigen Parametrisierungen zur Berechnung der Wechselwirkungen zwischen Ozean und Atmosphäre setzen aber die Kenntnis der Windgeschwindigkeit in einer bestimmten Höhe voraus.

Man kann sich darüber streiten, ob es sinnvoll ist, aus den bereits auf die Meeresoberfläche bezogenen Beaufortangaben den Wind in 10 oder 20 m Höhe zu berechnen, um daraus wieder auf Wechselwirkungen an der Meeresoberfläche zu schließen. Stattdessen könnten Parametrisierungen bestimmt werden, in die der Einfluß des Windes nicht in Form der Windgeschwindigkeit in 10 m Höhe, sondern direkt als Beaufortstufe einginge. Diese Frage soll hier nicht untersucht werden.

Es wird also eine Äquivalentskala benötigt, um Information über die Windgeschwindigkeit in beispielsweise 10 m Höhe zu erlangen, falls lediglich Beaufortschätzungen zur Verfügung stehen. Auch numerische Wettermodelle benötigen z.B. solch eine Information. Die vorrangige Aufgabe einer Äquivalentskala ist also die Umrechnung von bekannten Beaufortangaben in Windgeschwindigkeitswerte. Es wird also eine - im allgemeinen nichtlineare - Regression gesucht, die diesen Zusammenhang beschreibt. Da die Windschätzungen nicht vollständig mit den Messungen korreliert sind, also ein Korrelationskoeffizient kleiner 1 vorliegt, existiert keine eindeutige Regression. Hierfür gibt es zwei Ursachen:

1. Beobachtungsfehler sind in beiden Größen vorhanden.
2. Die beiden Größen beschreiben physikalische Vorgänge, die nicht vollständig identisch sind.

Zunächst muß prinzipiell entschieden werden, welche Regression sich als Äquivalentskala eignet. Um diese Diskussion zu vereinfachen, wird zunächst ein linearer Zusammenhang zwischen Windgeschwindigkeit und Beaufortstärke angenommen.

Wenn die grundlegenden Betrachtungen abgeschlossen sind und eine neue Äquivalentskala konkret abgeleitet wird, werden auch nichtlineare Zusammenhänge miteinbezogen.

## Die Meßfehler

Ein Grund für die unvollständige Korrelation zwischen Beaufortschätzungen und Anemometermessungen liegt in den unvermeidlichen Beobachtungsfehlern, denen sowohl Schätzungen als auch Messungen unterliegen. Dieser Effekt soll zunächst isoliert betrachtet werden.

Nur unter der Annahme, daß allein Beobachtungsfehler für die Abschwächung der Korrelation auf einen Wert kleiner 1 verantwortlich sind, existiert überhaupt eine eindeutige Zuordnung zwischen Beaufortstufen und Windgeschwindigkeit. Dieser zunächst nicht bekannte Zusammenhang läßt sich als eindeutige Funktion in einem Diagramm darstellen (Abb.1). Die aus einem Experiment resultierenden Wertepaare können ebenfalls in das Diagramm eingetragen werden. Ohne Beobachtungsfehler lägen sämtliche Wertepaare auf der gesuchten Gerade (Abb.1a). In der Realität unterliegen alle Beobachtungen jedoch zufälligen Fehlern (Abb.1b), so daß die Wertepaare eine Punktwolke bilden. Fehler treten natürlich bei beiden Windbeobachtungsarten auf und die Wertepaare streuen in beide Richtungen (Abb.1c).

Zu den Datenpaaren lassen sich zwei verschiedene Regressionen berechnen: die Regression von  $y$  auf  $x$  (Abb.1d) und die von  $x$  auf  $y$  (Abb. 1e). Sie sind Geraden, für die die Summe der quadrierten Abstände zwischen ihnen und den Datenpunkten ein Minimum annimmt. Im ersten Fall werden die Abstände in  $y$ -Richtung, im anderen die in  $x$ -Richtung minimiert. Es wird somit angenommen, daß Streuung in nur jeweils eine Richtung stattgefunden hat. Diese Regessionsgeraden (Abb.1f) werden im folgenden als "einseitige Regressionen" bezeichnet. Sie geben nur dann den gesuchten Zusammenhang wieder, wenn eine der beiden Größen völlig fehlerfrei ist. Da dieses nie der Fall ist, liegt der gesuchte Zusammenhang, den man mittlere Regres-

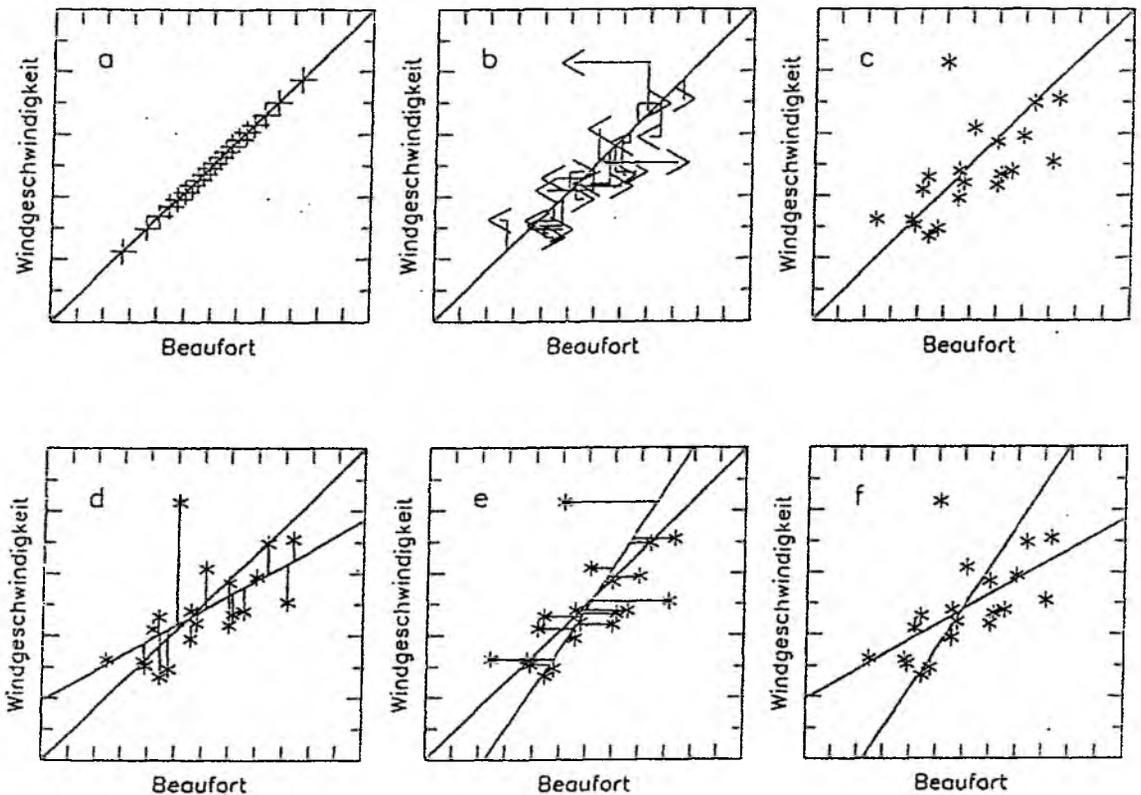


Abb.1 Schematische Darstellung des Zusammenhangs zwischen  $v$  und Bft. Ohne Beobachtungsfehler und ohne physikalische Unterschiede gäbe es eine eindeutige Zuordnung von  $v$  und Bft (a). Fehler in beiden Größen (b) führen aber zu Streuung (c). Die Regressionen von  $v$  auf Bft (d) und die von Bft auf  $v$  (e) minimieren nur in einer Richtung. Daher sind sie (f) nur im Extremfall die geeigneten Umrechnungen.

sion nennen könnte, zwischen den beiden einseitigen Regressionen. Es ist klar, daß diese Gerade nur dann genau in der Mitte zwischen den beiden einseitigen Regressionen verläuft, wenn die relativen Fehler beider Größen gleich sind. In diesem Fall handelt es sich um die "orthogonale" Regression, die mit dem geometrischen Mittel der beiden einseitigen Regressionen ansteigt. Sie wird als "orthogonal" bezeichnet, weil hier die mittleren quadratischen Abweichungen in der Richtung senkrecht zur Ausgleichsgeraden minimiert werden. Je unterschiedlicher die Fehler aber sind, desto stärker neigt sich der gesuchte Zusammenhang zu einer der beiden einseitigen Regressionsgeraden.

Wenn allein die Effekte der Beobachtungsfehler betrachtet werden, kommt also eine mittlere Regression, deren genaue Lage von dem Verhältnis der relativen Beobachtungsfehler abhängt, für eine Äquivalentskala in Frage.

### Physikalische Unterschiede

Die Festlegung auf eine bestimmte Regression hat umso größere Auswirkungen je geringer die Korrelation zwischen beiden Größen ist. Denn bei geringer Korrelation liegt zwischen den beiden einseitigen Regressionen ein großer Winkel, so daß die Unterschiede zwischen ihnen beträchtlich sind, und nur in diesem Fall unterscheidet sich auch die oben erwähnte orthogonale Regression wesentlich von den einseitigen.

Eine Untersuchung von ROLL (1951) zeigt, daß die Korrelation zwischen Beaufortschätzungen und Windmessungen nur mäßig sein kann. Die von ROLL benutzten Beobachtungen wurden auf einer Fahrt der "Meerkatze" in die Nordsee und den Nordatlantik aufgenommen. In den 64 Fällen, in denen eine Windstärke von 3 Bft geschätzt wurde, variiert die gemessene Windgeschwindigkeit zwischen 8 und 15 Knoten! (Abb.2) Es ist also von erheblicher Bedeutung, welche Regression als Äquivalentskala benutzt wird.

Die Arbeit von ROLL ist aber auch in anderer Hinsicht interessant. Aus ihr wird deutlich, daß es nicht allein Meßfehler sind, die den Zusammenhang der beiden Größen abschwächen, sondern auch physikalische Gründe hierfür verantwortlich sind. Einer dieser Gründe ist, wie von ROLL dargestellt, der Stabilitäts-

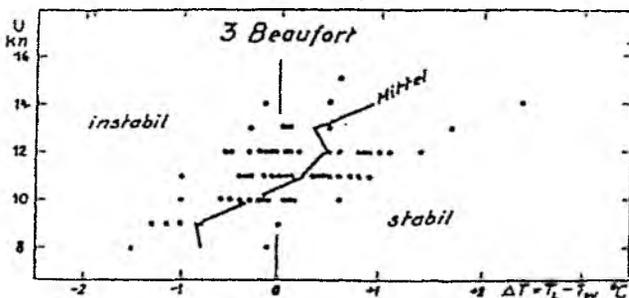


Abb.2 Gemessene Windgeschwindigkeit (kn) bei einer Windstärke von 3 Beaufort in Abhängigkeit von der Temperaturdifferenz Luft-Wasser ( $\Delta T$ ). Zitiert aus ROLL (1951).

einfluß. Es ist klar, das der Wind in einer Meßhöhe von hier 19,3 m nicht vollständig mit den Auswirkungen des Windes an der Meeresoberfläche korreliert, weil die Neigung des Windprofils in der Prantl-Schicht stabilitätsabhängig ist. Aber auch die Stabilität erklärt nur einen geringen Anteil der mangelnden Korrelation, sonst würden sich die Datenpunkte stärker auf einer diagonal verlaufenden Linie konzentrieren (Abb.2). Die Streuung ist allerdings leicht zu erklären, da neben der Stabilität auch Wellenalter (SMITH et al, 1992) und Wassertiefe eine Rolle spielen (GEERNAERT et al, 1987). Selbst die Wassertemperatur ist von Bedeutung, da die Schaumbildung an der Meeresoberfläche temperaturabhängig ist (MONAHAN & O'MUIRCHEARTAIGH, 1986) und die Beaufortschätzung u.a. auf dieser Erscheinungsform beruht. Zwischen Windgeschwindigkeit und Beaufortstärke bestehen also physikalische Unterschiede, so daß ein eindeutiger Zusammenhang prinzipiell nicht besteht.

### Die einseitigen Regressionen

Selbst bei völlig fehlerfreien Beobachtungen gibt es, wie gezeigt, keinen eindeutigen Zusammenhang zwischen Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit. Die Korrelationsrechnung liefert daher zwei einseitige Regressionen, und es ist die Frage, ob eine dieser beiden oder ein Kompromiß zwischen ihnen eine geeignete Äquivalentskala darstellt.

Nach WONNACOTT & WONNACOTT (1981) ist die Verwendung der einseitigen Regressionen durchaus sinnvoll, wenn Einzelwerte vorhergesagt werden sollen. Zur besseren Anschaulichkeit können die von KAUFELD (1981) berechneten Regressionen herangezogen werden (Abb.3). Für das von ihm ausgewertete Datenmaterial ist der Vorhersagewert für eine einzelne, fehlerbehaftete Schätzung von beispielsweise Bft 2 mittels der flacher verlaufenden Regressionskurve (I) bestimmbar und lautet etwa 11,5 kn. Dieses bedeutet, daß immer wenn 2 Bft gemeldet werden die wahrscheinlichste Messung bei 11,5 kn liegt, denn es ist die mittlere Windgeschwindigkeit bei dieser

Windstärke. Wenn aber 11,5 kn gemessen werden, herrscht im Mittel etwas mehr als 3 Bft (Kurve II).

Dieser scheinbare Widerspruch spiegelt lediglich die Tatsache wider, daß sich individuelle Werte der Windgeschwindigkeit grundsätzlich nicht eindeutig aus Beaufortschätzungen bestimmen lassen.

Der Verlauf der einseitigen Regressionen hängt in starkem Maße von den Beobachtungsfehlern der zugrundeliegenden Daten ab. Keine dieser beiden Regressionen gibt deshalb den universellen Zusammenhang zwischen Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit wieder, der für eine Äquivalentskala gesucht wird. Eine Äquivalentskala soll nämlich keineswegs die individuelle Vorhersage der Windgeschwindigkeit aus

einer konkreten Beaufortschätzung ermöglichen. Vielmehr soll die in Form vieler Beaufortschätzungen vorliegende Gesamtinformation über die Windstärke so in Windgeschwindigkeitswerte umgesetzt werden, daß das resultierende künstliche Kollektiv möglichst die Eigenschaften hat, die ein aus realen Windmessungen bestehender Datensatz hätte. Dieses gilt insbesondere für Mittelwerte und Standardabweichungen.

Es wird nun dargelegt, daß nicht die einseitigen Regressionen zur einer solchen Umrechnung geeignet sind, sondern

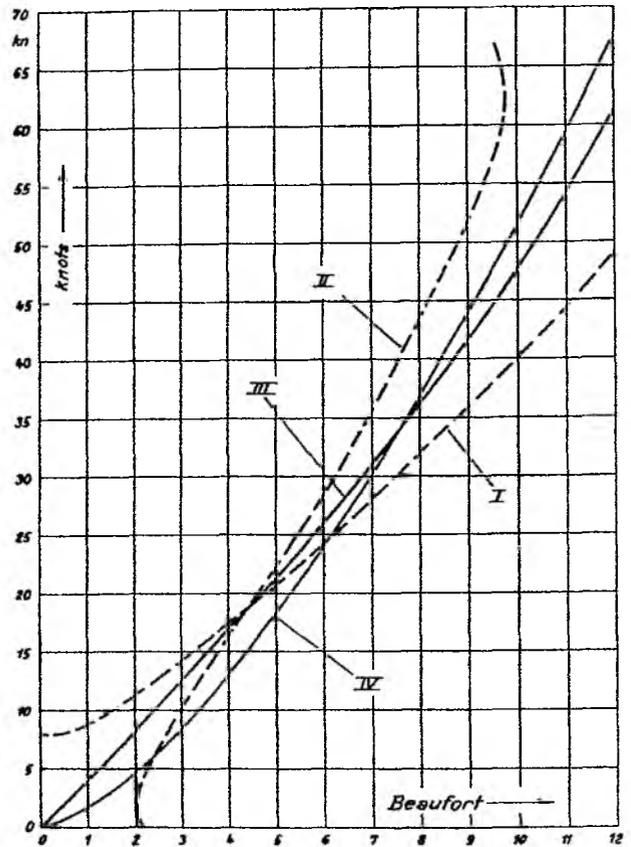


Abb.3 Zusammenhang zwischen Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit.

Kurve I: Einseitige Regression von  $v$  auf Bft.

Kurve II: Einseitige Regression von Bft auf  $v$ .

Zitiert aus KAUFELD (1981).

prinzipiell die zwischen ihnen verlaufende orthogonale Regression. Aber auch diese Regression führt nicht zu vollständig befriedigenden Ergebnissen, wenn in den beiden Datensätzen unterschiedliche Beobachtungsfehler vorliegen, so daß das Verhältnis der Gesamtvarianzen gegenüber dem Verhältnis der natürlichen Varianzen verschoben ist. In diesem Fall müssen die Effekte unterschiedlicher relativer Beobachtungsfehler isoliert und beseitigt werden.

### Überprüfung der Gesamteigenschaften

Im folgenden werden die Eigenschaften verschiedener Regressionsgeraden skizziert. Im Mittelpunkt steht die Frage, inwieweit sie sich als Äquivalentskala verwenden lassen. Ausgegangen wird von zwei hypothetischen Datensätzen X und Y, deren Eigenschaften die jeweilige Regressiongerade (Äquivalentskala) bestimmt. Dann wird geprüft welche empirischen Vorhersagen von  $\hat{y}$  am besten mit den ursprünglichen y-Werten übereinstimmen. Insgesamt stehen vier Regressionsgeraden zur Debatte.

1. Regression von y auf x
2. Regression von x auf y
3. Orthogonale Regression
4. "natürliche" Regression

Die Regression von y auf x lautet:

$$(1) \quad y = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \bar{x}) + \bar{y}$$

Hierbei bezeichnet r den linearen Korrelationskoeffizienten und  $\sigma_y$  bzw.  $\sigma_x$  die gesamte Standardabweichung, einschließlich der Beobachtungsfehler.

Die Regression von x auf y lautet:

$$(2) \quad x = r \frac{\sigma_x}{\sigma_y} (y - \bar{y}) + \bar{x}$$

oder

$$(3) \quad y = \frac{1}{r} \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \bar{x}) + \bar{y}$$

Die orthogonale Regression verläuft wie die beiden einseitigen durch den Punkt  $(\bar{x}, \bar{y})$ . Sie steigt mit dem geometrischen Mittel aus den Steigungen der einseitigen Regressionen an. Also lautet die Gleichung für die orthogonale Regression:

$$(4) \quad y = \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \bar{x}) + \bar{y}$$

Die "natürliche" Regression ist eng verwandt mit der orthogonalen. Sie steigt jedoch mit den Verhältnis der natürlichen, also der fehlerbereinigten Standardabweichungen  $\sigma_{yn}/\sigma_{xn}$  an.

Alle vier Regressionen verlaufen durch den gemeinsamen Mittelwert  $(\bar{x}, \bar{y})$  und unterscheiden sich nur durch ihre Steigung a. Die allgemeine Form der Regressionen lautet also:

$$(5) \quad y = a(x - \bar{x}) + \bar{y}$$

Die unterschiedlichen Steigungen a lauten im einzelnen:

- |                             |                                 |
|-----------------------------|---------------------------------|
| 1. Regression von y auf x,  | $a = r \sigma_y / \sigma_x$     |
| 2. Regression von x auf y,  | $a = 1/r \sigma_y / \sigma_x$   |
| 3. Orthogonale Regression,  | $a = \sigma_y / \sigma_x$       |
| 4. "natürliche" Regression, | $a = \sigma_{yn} / \sigma_{xn}$ |

Zunächst werden die Eigenschaften der orthogonalen Regression (3.) mit denen der einseitigen (1.) verglichen. Es sollen die Ergebnisse für den empirisch gewonnenen Gesamtmittelwert und die empirisch ermittelte Gesamtvarianz, die diese beiden Regression liefern, einander gegenübergestellt

werden. Die andere einseitige Regression von X auf Y (2.) wird nicht ausdrücklich betrachtet. Die folgenden Argumente gelten aber ebenso für diese Regression, wenn x und y vertauscht werden. Die "natürliche" Regression (4.) wird erst später hinzugezogen, wenn nicht die Gesamteigenschaften, sondern Eigenschaften von Unterkollektiven betrachtet werden.

Für den empirischen Wert von y, der mit  $\hat{y}$  bezeichnet wird, gilt:

<u>Einseitig</u>	<u>orthogonal</u>
(6) $\hat{y} = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \bar{x}) + \bar{y}$	$\hat{y} = \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \bar{x}) + \bar{y}$

und es folgt unmittelbar:

(7) Mittelwert( $\hat{y}$ ) = $\bar{y}$	Mittelwert( $\hat{y}$ ) = $\bar{y}$
-----------------------------------------	-------------------------------------

Die empirischen Gesamtmittelwerte, d.h. Mittel( $\hat{y}$ ), stimmen in beiden Fällen mit dem tatsächlich gemessenen Mittelwert  $\bar{y}$  überein. Jede Gerade, die durch den Punkt  $(\bar{x}, \bar{y})$  verläuft, erfüllt im übrigen diese Bedingung.

Für die empirisch vorhergesagten Varianzen gilt:

(8) 
$$\text{Var}(\hat{y}) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2$$

<u>Einseitig</u>	<u>orthogonal</u>
(9) $\text{Var}(\hat{y}) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n r^2 \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2} (x_i - \bar{x})^2$	$\text{Var}(\hat{y}) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2} (x_i - \bar{x})^2$
(10) $\text{Var}(\hat{y}) = r^2 \sigma_y^2$	$\text{Var}(\hat{y}) = \sigma_y^2$

Die orthogonale Regression reproduziert einen empirischen

Wert  $\text{Var}(\hat{y})$ , der genau der gemessenen Varianz  $\sigma_y^2$  entspricht. Die einseitige Regression von  $y$  auf  $x$  liefert dagegen eine Varianz von  $r^2\sigma_y^2$ . Dieser Wert entspricht lediglich der Varianz von  $y$ , die durch  $x$  erklärt wird. Würde die einseitige Regression zur empirischen Bestimmung der  $\hat{y}$ -Werte benutzt, wäre die Varianz dieses empirischen Datensatzes stets geringer als bei tatsächlichen Messungen von  $y$ . Die Unterschätzung fiel umso größer aus, je geringer die Korrelation zwischen  $x$  und  $y$  ist. Die Gesamtvarianz bleibt also nur bei Verwendung der orthogonalen Regression als Äquivalentskala erhalten.

Die verringerte Varianz des empirisch erstellten Datensatzes ließe sich nur im Extremfall sinnvoll interpretieren: wenn der einzige Grund, der zu einer Korrelation kleiner 1 führt, Beobachtungsfehler in der als abhängig betrachteten Zielgröße wären, wenn also Beobachtungen der Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit nur deshalb nicht vollständig korrelieren, weil z.B. die Anemometer fehlerhaft messen. In diesem Fall wäre die verringerte Varianz der  $\hat{y}$ -Werte als Ausblendung der Fehlervarianz der  $y$ -Werte zu verstehen. Zunächst einmal ist diese Voraussetzung nicht erfüllt, weil auch Beaufortschätzungen Beobachtungsfehlern unterliegen. Aber selbst wenn diese absolut fehlerfrei wären, kann die unvollständige Korrelation unmöglich allein durch Meßfehler erklärt werden. Es gibt die bereits erwähnten physikalischen Vorgänge, die eine Variation der Windgeschwindigkeit bei konstanter Beaufortstärke hervorrufen. Der empirische Datensatz der Windgeschwindigkeit ist also zumindest um diesen tatsächlich herrschenden Anteil der Varianz beraubt, wenn er mit Hilfe der einseitigen Regression erstellt wird.

Die Auswirkungen der einseitigen Regression werden noch deutlicher, wenn man die Gesamtvarianzen  $\sigma_y^2$  und  $\sigma_x^2$  aufspaltet in den natürlichen Anteil  $\sigma_{yn}^2$  bzw.  $\sigma_{xn}^2$  und den Anteil  $\sigma_{yf}^2$  bzw.  $\sigma_{xf}^2$ , der durch zufällige Beobachtungsfehler hervorgerufen wird. Wenn die Beobachtungsfehler zufällig sind, gilt für den Korrelationskoeffizienten:

$$(11) \quad r = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{\sigma_{xny}}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{\sigma_{xn} \sigma_{yn}}{\sigma_x \sigma_y} r_n, \quad \text{mit } r_n = \frac{\sigma_{xny}}{\sigma_{xn} \sigma_{yn}}$$

Der natürliche Korrelationskoeffizient  $r_n$  beschreibt hierbei den natürlichen Zusammenhang der beiden Größen unter Ausschluß der Beobachtungsfehler. Auch dieser Wert ist kleiner als 1, da aus physikalischen Gründen keine eindeutige Zuordnung zwischen Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit möglich ist.

Die mit Hilfe der einseitigen Regression bestimmten empirischen Werte  $\hat{y}$  weisen eine Varianz auf, die dem Anteil der Varianz von  $y$  entspricht, der durch  $x$  erklärt wird (Gl.10).

$$(12) \quad \text{Var}(\hat{y}) = r^2 \sigma_y^2$$

Nach Einsetzen von (11) folgt:

$$(13) \quad \text{Var}(\hat{y}) = \frac{\sigma_{xn}^2}{\sigma_x^2} \frac{\sigma_{yn}^2}{\sigma_y^2} r_n^2 \sigma_y^2$$

$$(14) \quad \text{Var}(\hat{y}) = \frac{\sigma_{xn}^2}{\sigma_x^2} \sigma_{yn}^2 r_n^2$$

Zur Interpretation der obigen Gleichung (14) sei zunächst  $r_n=1$  angenommen. Schon in diesem Fall reproduziert die einseitige Regression eine Varianz von  $\hat{y}$ , die nicht nur um die Fehlervarianz der  $y$ -Werte vermindert ist (dieses wäre ja durchaus wünschenswert), sondern zusätzlich um die Fehlervarianz der  $x$ -Werte. Da die Größe  $x$  im allgemeinen eine andere Dimension hat als  $y$ , muß es genauer heißen: der empirisch bestimmten Varianz von  $\hat{y}$  fehlt die einerseits die Fehlervarianz der  $y$ -Werte, andererseits ist sie noch zusätzlich um den Faktor  $\sigma_{xn}^2/\sigma_x^2$  verringert.

Darüber hinaus ist die Vereinfachung  $r_n=1$  nicht realistisch. Die Varianz der empirisch bestimmten Daten ist also noch einmal um den Faktor  $r_n^2$  reduziert. Die Tatsache, daß Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit prinzipiell nicht eindeutig zusammenhängen, wirkt sich bei den einseitigen

Regressionen also vollständig in Form einer Verringerung der Varianz der empirisch vorhergesagten Größe aus.

Die orthogonale Regression liefert dagegen einen Wert, der mit der ursprünglichen Gesamtvarianz übereinstimmt. In diesem Fall tauchen im empirischen Datensatz also sowohl die natürliche als auch die Fehlervarianz der tatsächlichen Messungen von  $y$  auf. Wenn gesamte Kollektive betrachtet werden, weist die orthogonale Regression gegenüber der einseitigen somit große Vorteile auf.

### Unterkollektive

Bisher wurden nur die statistischen Eigenschaften des gesamten Datensatzes betrachtet. In der Praxis sind jedoch häufig zeitliche und räumliche Unterkollektive, wie z.B. Monatsmittel und  $1^\circ \times 1^\circ$ -Mittel, von Interesse. Eine Äquivalentskala sollte somit nicht nur die statistischen Eigenschaften des Gesamtkollektivs richtig reproduzieren, sondern auch die Werte von Unterkollektiven so simulieren, daß sich deren Mittelwerte und Standardabweichungen nicht prinzipiell von tatsächlich gemessenen Daten unterscheiden. Eine wichtige Frage ist beispielsweise, welchen Wert man für die mittlere Windgeschwindigkeit eines Kalendermonats erhält, wenn sie indirekt aus Beaufortschätzungen abgeleitet wird.

Unter Voraussetzung linearer Zusammenhänge sind die Vorgänge leicht zu beschreiben: der Mittelwert eines beliebigen Unterkollektivs liegt stets auf der jeweils verwendeten Regressionsgeraden. Abbildung 4 skizziert die unterschiedlichen Ergebnisse bei Monatsmitteln. Wird die Windgeschwindigkeit mit Hilfe der einseitigen Regression bestimmt, resultiert ein geringerer Jahresgang als bei der orthogonalen Regression, weil die einseitige Regression flacher verläuft. Es ist nun die Frage, welche empirische Vorhergesage am besten mit der Realität übereinstimmt und um welche Gerade sich tatsächliche Windmessungen anordnen.

Im vorangegangenen Kapitel wurde bereits gezeigt, daß die

untersuchten Regressionen den Gesamtmittelwert richtig reproduzieren. Das aus Monatsmittelwerten gebildete Jahresmittel ist somit in jedem Fall richtig bestimmt.

Auf der anderen Seite kann die exakte Übereinstimmung jedes empirischen, also aus Beaufortschätzungen abgeleiteten Monatsmittels der Windgeschwindigkeit mit tatsächlich durchgeführten Messungen nicht erwartet werden, weil in einer Beaufortangabe nicht die volle Information über den Windgeschwindigkeit enthalten ist, es handelt sich schließlich um unterschiedliche physikalische Größen.

Somit kann nur gefordert werden, daß neben der absoluten Lage der Monatsmittel, die durch den Gesamtmittelwert festgelegt ist, auch deren relative Lage untereinander zumindest prinzipiell richtig bestimmt wird. Ein Maß hierfür ist der Jahresgang oder die Varianz zwischen den Monatsmitteln.

Bei der Betrachtung von Unterkollektiven spielen also unterschiedliche Arten von Varianzen eine Rolle. Um einer Verwechslung vorzubeugen, führe ich nun die Begriffe "innere Varianz" und "äußere Varianz" ein. Die äußere Varianz bezeichnet die Varianz zwischen Mittelwerten von Unterkollektiven. Im obigen Beispiel ist es die durch den Jahresgang bedingte Varianz. Die innere Varianz bezeichnet die mittlere Varianz der Einzelwerte gegen den Mittelwert ihres jeweiligen Kollektivs, also in diesem Beispiel die Varianz innerhalb der Monate. Die Summe aus innerer und äußerer Varianz ergibt die Gesamtvarianz des betrachteten Datensatzes (s. Anhang). Diese Gesamtvarianz zwischen den Einzelwerten wird, wie bereits in

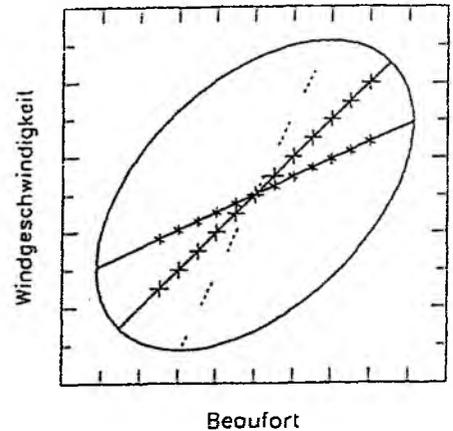


Abb.4 Schematische Darstellung der orthogonalen und der einseitigen Regression von  $v$  auf Bft. Die andere einseitige Regression ist nur angedeutet. Die Ellipse symbolisiert eine Linie gleicher Datendichte. Empirisch bestimmte Windgeschwindigkeiten liegen stets auf der verwendeten Regression, z.B. auch Monatsmittel. Da die betrachtete einseitige flacher verläuft als die orthogonale Regression, resultiert ein unterschiedlicher Jahresgang.

den vorangegangenen Kapiteln, mit  $\sigma_x^2$  bzw.  $\sigma_y^2$  bezeichnet.

Werden die Windgeschwindigkeiten mit Hilfe der orthogonalen Regression

$$(15) \quad \hat{y} = \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \bar{x}) + \bar{y}$$

berechnet (s. Gl.6), folgt für die äußere Varianz (Jahresgang):

$$(16) \quad \text{Var}[\hat{y}] = \frac{1}{12-1} \sum_{m=1}^{12} ([\hat{y}]_m - \bar{y})^2 \quad [ ] : \text{Monatsmittel}$$

$$(17) \quad \text{Var}[\hat{y}] = \frac{1}{12-1} \sum_{m=1}^{12} \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2} ([x]_m - \bar{x})^2$$

$$(18) \quad \text{Var}[\hat{y}] = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2} \text{Var}[x]$$

$$(19) \quad \frac{\text{Var}[\hat{y}]}{\text{Var}[x]} = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2}$$

Die Verwendung der orthogonalen Regression ist also sinnvoll, falls das Verhältnis von beliebigen äußeren Varianzen stets mit dem Verhältnis der Gesamtvarianzen übereinstimmt; falls also gilt, daß das einmal aus Einzelwerten bestimmte Verhältnis der Gesamtvarianzen der beiden Größen stets erhalten bleibt, wenn sie über gleiche Zeiträume gemittelt werden. In diesem Fall liegen Mittelwerte von Unterkollektiven auf der orthogonalen Regression. Es ist zu prüfen, ob dieses für Beaufortstärken und Windgeschwindigkeiten tatsächlich erfüllt ist.

Zunächst sollen aber die Eigenschaften der einseitigen Regression von Y auf X betrachtet werden. Wird sie als Äquivalentskala verwendet, lautet die indirekt bestimmte Windgeschwindigkeit im Einzelfall: (s. Gl.6)

$$(20) \quad \hat{y} = r \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \bar{x}) + \bar{y}$$

und für die daraus resultierende äußere Varianz folgt analog zur Betrachtung der orthogonalen Regression:

$$(21) \quad \frac{\text{Var}[\hat{y}]}{\text{Var}[x]} = r^2 \frac{\sigma_y^2}{\sigma_x^2}$$

In diesem Fall müßte also gelten, daß das Verhältnis der aus Einzelwerten bestimmten Gesamtvarianzen nicht erhalten bleibt, wenn Mittelwerte gebildet werden. Der Quotient der äußeren Varianzen ist stets um den Faktor  $r^2$  kleiner. Bemerkenswert ist, daß dieses ganz allgemein, also für jeden Mittelungszeitraum, gilt. Auch hier ist zu prüfen, inwieweit die Annahmen mit der Realität übereinstimmen.

Die beiden Regressionen führen also zu zwei unterschiedlichen Hypothesen:

1. Orthogonale Regression:

Das Verhältnis der äußeren Varianzen ist stets konstant. Der Betrag dieses Verhältnisses lautet  $\sigma_y^2/\sigma_x^2$ .

2. Einseitige Regression:

Das Verhältnis der äußeren Varianzen ist stets konstant. Der Betrag dieses Verhältnisses lautet  $r^2\sigma_y^2/\sigma_x^2$ .

Die Suche nach einer Regression, die auch die Mittelwerte von Unterkollektiven sinnvoll umrechnet, läuft also auf folgende Frage hinaus: Auf welche Weise schrumpfen die Gesamtvarianzen, wenn in beiden Datensätzen über gleiche Zeiträume oder über gleiche Gebiete gemittelt wird. Geht es symmetrisch vor sich, wie die erste Hypothese verlangt oder asymmetrisch mit dem Faktor  $r^2$ . Eine endgültige Entscheidung hierüber kann nur durch eine Überprüfung der Realität mit Hilfe tatsächlicher Daten fallen.

Einige Plausibilitätsbetrachtungen können jedoch bereits an dieser Stelle erfolgen. Zu erwarten ist, daß der natürliche

Anteil der Gesamtvarianzen bei gleichmäßiger Mittelung symmetrisch schrumpft. Ein asymmetrisches Schrumpfen wäre nur denkbar, wenn z.B. folgendes Szenario erfüllt wäre.

Die natürliche Varianz der Windgeschwindigkeit  $v$  und die der Beaufortstärke  $Bft$ , die innerhalb eines Jahres herrscht, werden auf 100% gesetzt. Faßt man die Daten zu Monatsmitteln zusammen, müßte die relative äußere Varianz der  $Bft$ -Werte eine andere sein (z.B. 80%), als die der  $v$ -Werte (z.B. 20%). Die jährliche Varianz der Beaufortstärke wäre in diesem Beispiel also vornehmlich auf langfristige saisonale Änderungen zurückzuführen, die der Windgeschwindigkeit dagegen zum größten Teil auf relativ kurzfristige Schwankungen. Die Ursachen für die Variation beider Größen wären somit weitgehend verschieden und die beiden Größen würden völlig verschiedene physikalische Vorgänge beschreiben.

Zwar sind Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit tatsächlich nicht vollständig identisch. Ein wirklich gravierender Unterschied, wie er in dem obigen Szenario beschrieben wurde, ist jedoch nicht zu erwarten. Ansonsten wäre die stets praktizierte gegenseitige Umrechnung der beiden Größen äußerst fragwürdig und die Ableitung einer Äquivalentskala insgesamt nicht sinnvoll. Es gibt also nur zwei Möglichkeiten: Entweder schrumpfen die natürlichen Varianzen der beiden Größen symmetrisch oder es gibt keine allgemein anwendbare Äquivalentskala.

Bei den Fehlervarianzen sind die Verhältnisse ganz anders. Sie gehen durch eine Mittelung nahezu vollständig in innere Varianz über. Die Beobachtungsfehler spielen in der äußeren Varianz, z.B. zwischen Monatsmitteln, keine Rolle mehr. Voraussetzung ist selbstverständlich, daß genügend Daten zur Verfügung stehen. Herrschen unterschiedliche Fehlervarianzen, so schrumpft auch die Gesamtvarianz nicht gleichmäßig.

Ein weiterer Grund für eine ungleichmäßige Verringerung der Gesamtvarianzen liegt vor, wenn sich die ursprünglichen Einzeldaten auf unterschiedliche zeitliche oder räumliche Rahmen beziehen. Jede Beobachtung einer physikalischen Größe ist als Mittelwert aufzufassen, der für einen bestimmten Zeitraum und eine bestimmte Umgebung repräsentativ ist. Auch

die untersuchten Einzelwerte der Beaufortstärke und der Windgeschwindigkeit sind also immer Mittelwerte. Falls es sich um Mittelwerte ungleicher Zeit- oder Raumskalen handelt, muß bei einer Mittelung dieser Einzelwerte mit einer unterschiedlichen Entwicklung der beiden Varianzen gerechnet werden.

Werden z.B. Beaufortangaben, die einen Mittelwert über 10 Minuten darstellen, mit Windmessungen verglichen, die Schwankungen bis zu einer Sekunde auflösen, so sind die beiden Gesamtvarianzen nicht vergleichbar. Bei einer Mittelung der hochauflösenden Windmessungen zu 10-Minutenwerten verringert sich deren äußere Varianz um einen Wert, der mit der kleinräumigen Turbulenz in Verbindung steht. Eine analoge Mittelung von Beaufortwerten, die in diesem Beispiel ohnehin 10-Minutenmittel sind, würde in dieser Hinsicht natürlich nichts bewirken.

Es kann also angenommen werden, daß die natürlichen Varianzanteile von Beaufortschätzungen und Windmessungen gleichmäßig schrumpfen, wenn über gleiche Zeiträume und Gebiete gemittelt wird. Dieses würde bedeuten, daß bereits das Verhältnis der Gesamtvarianzen stabil ist und die erste Hypothese grundsätzlich richtig ist. Die orthogonale Regression wäre somit die geeignete Äquivalentskala.

Abweichungen hiervon sind nur aufgrund von statistischen Unzulänglichkeiten der Einzeldaten zu erwarten, aus denen die Skala abgeleitet wird. Sie liegen vor, wenn die Varianzen, die zwischen den Einzeldaten herrschen, nicht vergleichbar sind. Dieses ist der Fall, wenn die beiden Größen mit unterschiedlichen Beobachtungsfehlern behaftet sind oder wenn sich die Einzeldaten der beiden Größen auf verschiedene Zeit- oder Raumskalen beziehen. Je gravierender die grundsätzlichen Unterschiede zwischen den Datensätzen sind, desto stärkere Abweichung vom Idealfall des symmetrischen Schrumpfens der äußeren Varianzen muß man erwarten. Die Beseitigung der angesprochenen Unzulänglichkeiten führt zu der "natürlichen" Regression.

## Verifizierung am OWS K

Eine Überprüfung der obigen Thesen kann letztlich nur durch reale Daten erfolgen. Darüber hinaus wird die Problematik dadurch wesentlich anschaulicher.

Aus diesen Gründen wurden Windmessungen des Ozeanwetter-schiffes K mit den Beaufortschätzungen vorbeifahrender Handelsschiffe verglichen. Im dritten Teil dieser Arbeit wird unter anderem mit diesen Daten in detaillierter Weise eine Beaufortskala abgeleitet. Ein Vorgriff bereits an dieser Stelle ist jedoch unumgänglich, damit die bisherigen, rein theoretischen Überlegungen erhärtet werden und die prinzipielle Vorgehensweise bei der Ableitung einer Äquivalentskala geklärt wird.

Die Ozeanwetterstation K befindet sich auf  $45^{\circ}$  N und  $15^{\circ}$  W im Nordatlantik. Ihre dreistündlichen Windmessungen aus dem Zeitraum von 1960 bis 1971 wurden mit gleichzeitigen Schätzungen verglichen, die aus einer Umgebung von 500 km stammen. Zunächst wurde geprüft, welche Regression in der Lage ist, die Monatsmittel der Windgeschwindigkeit allein aus Beaufortangaben so zu reproduzieren, daß sie mit den Messungen der OWS übereinstimmen. Dieses ist die minimale Anforderung an eine Regression, die als Äquivalentskala dienen soll.

Es wurden bewußt auch weit entfernt liegende Handelsschiffe (bis zu 500 km) berücksichtigt. Hierdurch ist die Korrelation zwischen Messungen und Schätzungen nicht zu groß, so daß die Unterschiede der in Frage kommenden Regressionen, die es in jedem Fall gibt, deutlicher werden. Weiterhin wird Linearität unterstellt und auch Beaufortwerte ohne Rücksicht auf deren nichtlinearen Charakter gemittelt. Schließlich sollen die resultierenden Regressionen keine wirklichen Äquivalentskalen darstellen, sondern nur der prinzipiellen Anschauung dienen.

Unter diesen Voraussetzungen folgt aus den 138 455 Beobachtungspaaren ein Korrelationskoeffizient von  $r=0,593$ . Die Meßdaten haben einen Mittelwert von 17,9 kn bei einer Varianz von  $79 \text{ kn}^2$ . Für die Schätzungen lauten die entsprechenden Werte

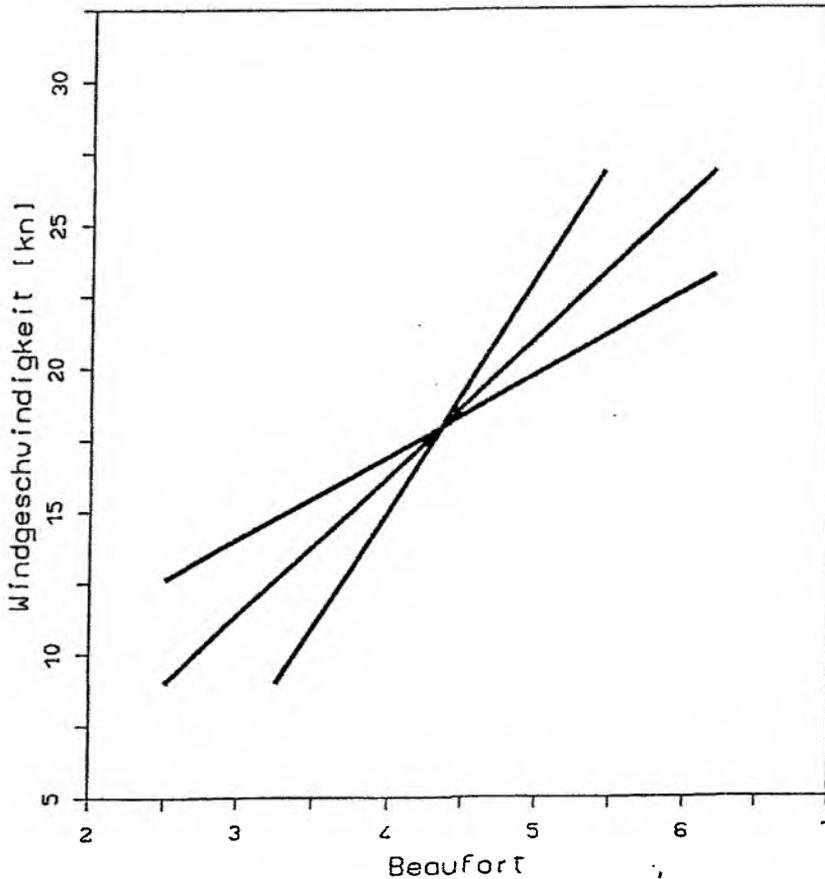


Abb.5 Zusammenhang zwischen Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit in der Nähe des Ozeanwetterschiffes K. Alle drei linearen Regressionen verlaufen durch den beiderseitigen Mittelwert (4,35 Bft ; 17,9 kn). Sie unterscheiden sich in ihren Steigungen:

Regression von v auf Bft	:	2,86 kn/Bft.
Orthogonale Regression	:	4,83 kn/Bft.
Regression von Bft auf v	:	8,13 kn/Bft.

4,35 Bft und  $3,41 \text{ Bft}^2$ . Durch diese 5 Informationen ist auch der Verlauf der Regressionen festgelegt.

Die Abbildung 5 zeigt die Ergebnisse. Von den beiden einseitigen Regressionen ist die flach verlaufende von Knoten auf Beaufortwerte für die Vorhersage von Windgeschwindigkeiten aus Beaufortstärken zuständig. Sie lautet:

$$v = a \text{ Bft} + b \quad , \quad \text{mit } a = 2,86 \text{ kn/Bft}$$

$$\text{und } b = 5,5 \text{ kn}$$

Die entsprechenden Werte der orthogonalen Regression lauten:

$$a = 4,83 \text{ kn/Bft}$$

$$b = -3,1 \text{ kn}$$

Durch die Anwendung dieser beiden "Äquivalentskalen" kann die im Seegebiet herrschende Windgeschwindigkeit aus Beaufortangaben abgeleitet werden. Beide "Skalen" führen zum einem

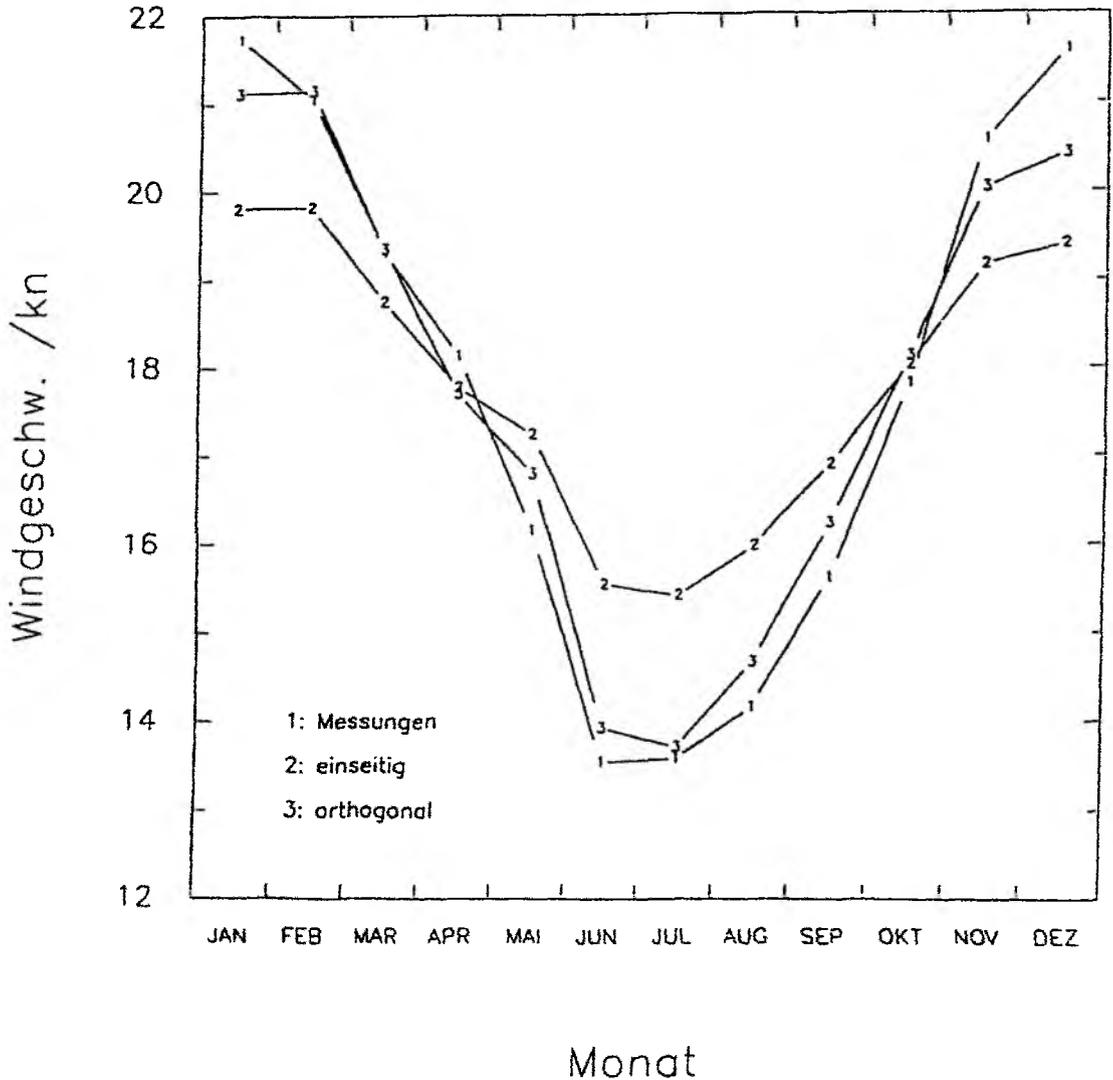


Abb.6 Jahrgänge der Windgeschwindigkeit. Den tatsächlichen Messungen des OWS K (Kurve 1) sind empirisch bestimmten Werte, die aus Beaufortmeldungen abgeleitet sind, gegenübergestellt: Kurve 2 resultiert aus der einseitigen Regression von  $v$  auf Bft, Kurve 3 aus der orthogonalen Regression.

Gesamtmittelwert von 17,9 kn, genau wie die realen OWS-Messungen.

Die Gesamtvarianzen, die aus den beiden "Skalen" resultieren unterscheiden sich beträchtlich voneinander. Die orthogonale Regression liefert einen Wert von  $79 \text{ kn}^2$ , der mit den tatsächlichen Messungen übereinstimmt. Aus der einseitigen folgt  $28 \text{ kn}^2$ . Dieses entspricht dem Varianzanteil, der von den Beaufortschätzungen erklärt wird, also einen mit  $r^2$  multiplizierten Betrag.

Interessant ist nun, welchen Jahresgang die beiden "Skalen" ermitteln. Die Abbildung 6 zeigt die Ergebnisse. Im Vergleich zu den tatsächlichen Messungen (Kurve 1) unterschätzt die einseitige Regression (Kurve 2) die Amplitude des Jahresgangs erheblich. Die Berechnung mit Hilfe der orthogonalen Regression führt zu deutlich besseren Ergebnissen (Kurve 3). Dieses zeigt, daß Monatsmittel prinzipiell auf der orthogonalen und nicht auf der einseitigen Regression liegen. Der Grund hierfür ist wiederum, daß das Verhältnis der äußeren Varianzen im wesentlichen erhalten bleibt, wenn über gleiche Zeiträume gemittelt wird.

Dieses wird auch deutlich, wenn die statistischen Größen getrennt nach den 12 Kalendermonaten berechnet und die Regressionsgeraden dieser Unterkollektive betrachtet werden. Keine der einseitigen Regressionen bleibt konstant (Abb. 7a), sondern eher die orthogonale (Abb. 7b).

Im Kreuzungspunkt der beiden einseitigen Regressionen jedes Monats liegt der jeweilige Mittelwert des Unterkollektivs. Abbildung 8 vergleicht diese 12 Mittelwerte mit den "Äquivalentskalen", deren Basis allein die Statistik der Einzelwerte bilden. Die 12 Werte liegen auf keiner Geraden, sondern unterliegen einer Streuung. Hieran erkennt man zunächst einmal, daß eine genaue Vorhersage der Windgeschwindigkeit aus Beaufortschätzungen prinzipiell nicht möglich ist. Im Fall der Monatsmittel kommt die Streuung nämlich fast ausschließlich durch die physikalischen Unterschiede von Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit zustande. Die Auswirkungen zufälliger Beobachtungsfehler sind bei Mittelwerten, denen je-

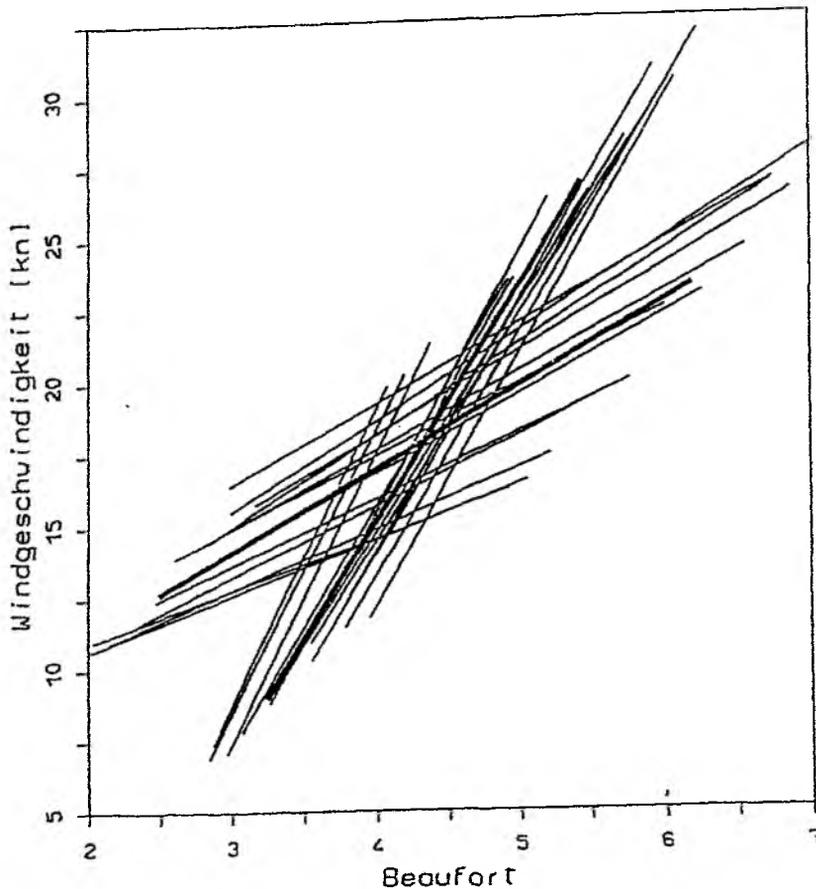


Abb.7a Die beiden einseitigen Regressionsgeraden zwischen Windgeschwindigkeit und Beaufortstärke am OWS K. Die Ergebnisse sind getrennt nach den zwölf Kalendermonaten dargestellt. Die beiden fetten Linien geben die Jahresmittel des Zeitraums 1960 bis 1971 aus Abb.5 wieder.

weils etwa 10 000 Einzelwerte zugrunde liegen, verschwindend gering.

Es läßt sich jedoch eine Gerade berechnen, um die sich die Monatswerte gruppieren. Ihre Steigung gibt das Verhältnis der durch den Jahresgang hervorgerufenen Standardabweichung wieder. Sie stimmt zwar recht gut mit der orthogonalen Regression der Einzelwerte überein, trifft diese aber nicht genau.

Nun wird deutlich, warum der Jahresgang (Abb.6) auch durch die orthogonale Regression leicht unterschätzt wird: sie stimmt zwar wesentlich besser mit den gemessenen Monatsmittelwerten überein als die einseitige, verläuft aber immer noch etwas zu flach, um die Monatsmittel richtig vorherzusagen. Bei

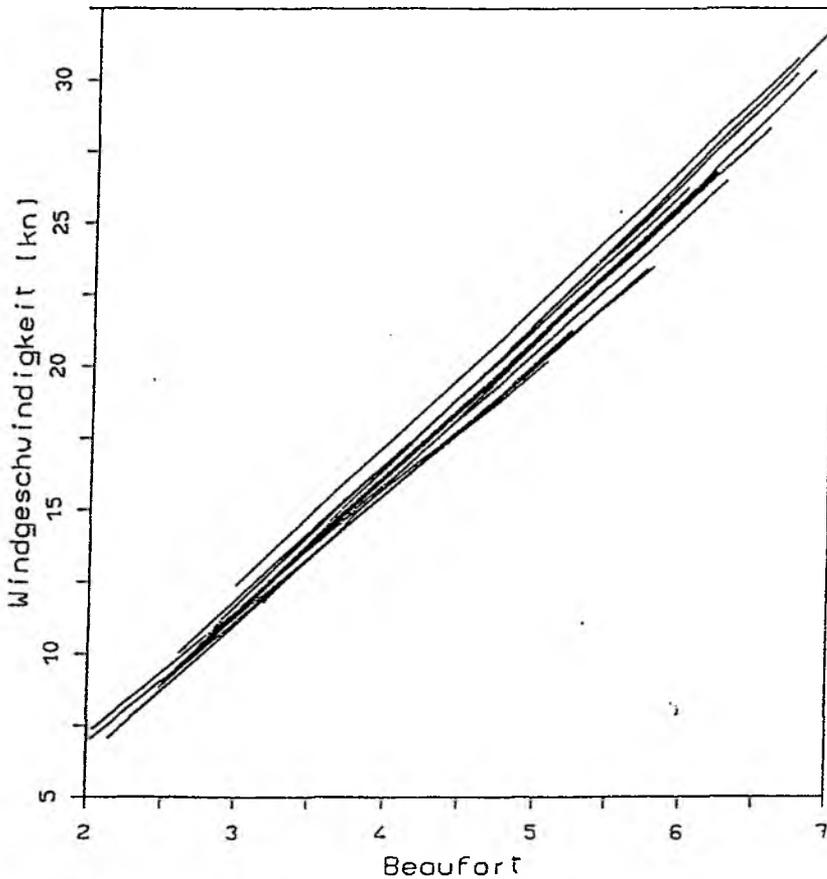


Abb.7b Wie Abb.7a, jedoch für die orthogonale Regression.

der Mittelung zu Monatswerten schrumpft die äußere Varianz der Beaufortdaten also etwas schneller als die der Windmessungen. Der Grund hierfür liegt zum größten Teil in den bereits angesprochenen unterschiedlichen Beobachtungsgenauigkeiten beider Datensätze. Das Verhältnis dieser Fehler entspricht nicht dem Verhältnis der Gesamtstandardabweichungen, das hier bereits grob mit einem Wert von 4,83 kn/Bft (Abb.5) bestimmt wurde. Bei der detaillierten Ableitung einer Äquivalentskala im dritten Teil dieser Arbeit werden die Beobachtungsfehler explizit berechnet. Dabei wird sich herausstellen, daß die relativen Fehler der Messungen geringer sind als die der Schätzungen, das Fehlerverhältnis also nicht 4,83 kn/Bft beträgt. Deshalb kommt es beim Übergang von Einzelwerten zu Monatsmitteln zu einem geringfügig asymmetrischen Schrumpfen der Varianzen.

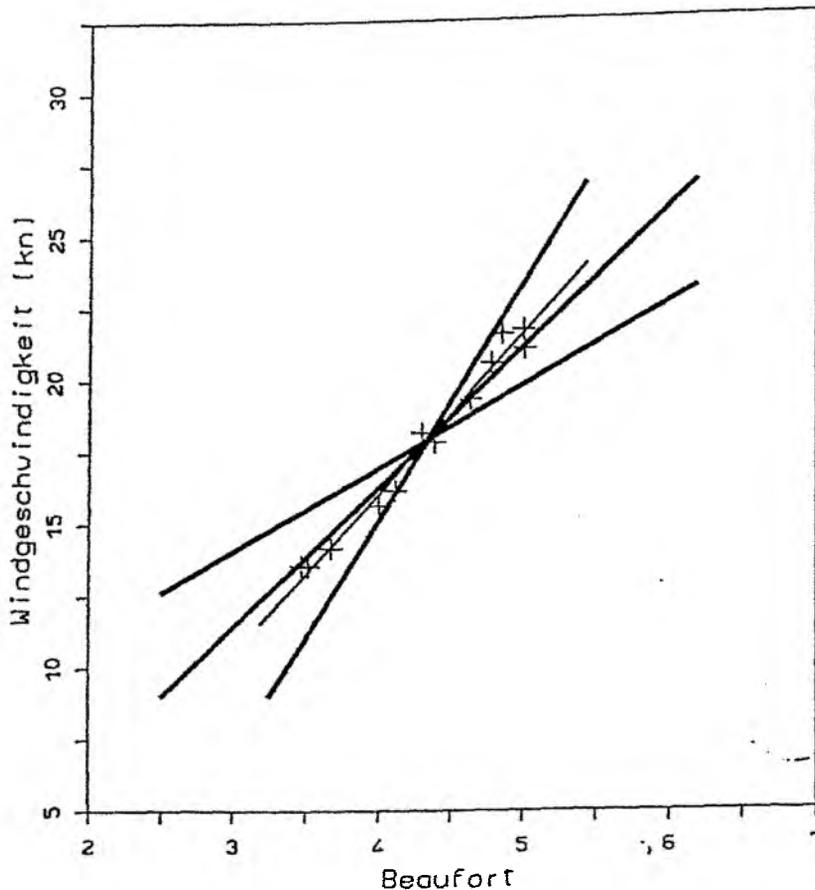


Abb.8 Wie Abbildung 5. Es sind jedoch zusätzlich die tatsächlich beobachteten Monatsmittel eingetragen und für sie eine Ausgleichsgerade berechnet worden.

Prinzipiell ist die orthogonale Regression zwar die geeignete Umrechnung. Die Effekte unterschiedlicher Beobachtungsfehler müssen jedoch eliminiert werden. Dieses führt zu der bereits eingangs erwähnten "natürlichen" Regression. Da Schätzungen ungenauer sind als Messungen, was zumindest für die heutige Zeit gezeigt werden kann, verläuft die "natürliche" Regression sogar etwas steiler als die orthogonale, wenn man die Beaufortstärke auf der Abszisse aufträgt. Die flach verlaufende Regression von  $v$  auf Bft scheidet als mögliche Äquivalentskala somit völlig aus. Die andere einseitige Regression von Bft auf  $v$  wird dagegen umso interessanter. Tatsächlich sind in der Vergangenheit eine Vielzahl von Skalen auf diese Weise abgeleitet worden.

## Betrachtung der Windspektren

Die Untersuchung blieb bisher auf Monatsmittel und deren Jahresgang beschränkt. Hierfür konnte gezeigt werden, daß die orthogonale Regression wenigstens im Prinzip erhalten bleibt, eine Voraussetzung für ihre Verwendung als Äquivalentskala. Für andere Mittelungszeiträume steht der Nachweis noch aus.

Würde sich herausstellen, daß das Verhältnis der äußeren Varianzen nur im Falle von Monatsmitteln gewissermaßen zufällig mit dem Verhältnis der Gesamtvarianzen überstimmt, wäre der Versuch, eine allgemeine Äquivalentskala abzuleiten, zum Scheitern verurteilt. Es gäbe für jede Mittelungsperiode eine eigene Skala. Im Gegensatz zu dieser Befürchtung kann man aber erwarten, daß die Größen Windgeschwindigkeit und Beaufortstärke trotz aller Unterschiede derart ähnliche physikalische Vorgänge beschreiben, daß ihre Varianzen bei Mittelungen in jedem Fall gleichmäßig schrumpfen. Um sicherzugehen, soll dieses auch anhand von Beobachtungen gezeigt werden.

Hierzu wurden die bereits erwähnten Daten des Ozeanwetterschiffes K und die Beobachtungen benachbarter Handelsschiffe getrennt betrachtet und Schritt für Schritt über immer größere Zeiträume gemittelt. Ausgehend von den Einzelmeldungen jedes Datensatzes wurden Mittelwerte über einen Tag, dann über 2, 4, 8 Tage usw. bis hin zu Quartalsmitteln gebildet.

Die Tabellen 1a und 1b zeigen, wie die äußere Varianz der Werte abnimmt, wenn immer größere Zeitabschnitte zusammengefaßt werden. Aus ihrem Vergleich lassen sich drei Aussagen entnehmen.

- Erstens erfolgt die Abnahme der Varianzen beider Datensätze im Prinzip gleichmäßig. Die Varianzen zwischen den Tagesmittelwerten dienen als Maßstab und werden in beiden Fällen mit 100% gleichgesetzt. Bei Mittelungen über eine Woche ist etwa Hälfte, bei Mittelungen über einen Monat etwa ein Viertel des ursprünglichen Wertes erreicht. Dieses gilt sowohl für Beaufortschätzungen als auch für Anemometermessungen.

- Zweitens erkennt man die Effekte der unterschiedlichen Beobachtungsfehler. Die Einzelwerte, in den Tabellen als

Mittelungs- zeitraum	äußere Varianz /Bft <sup>2</sup>	relative äußere Varianz %	Anzahl
10 min	3,41	223	138264
1 Tag	1,53	100	3029
2 Tage	1,31	85	1551
4 Tage	1,01	66	797
8 Tage	0,76	50	402
15 Tage	0,56	37	202
30 Tage	0,45	29	101
90 Tage	0,28	18	35

Tab. 1a Äußere Varianzen der Beaufortschätzungen für verschiedene zeitliche Mittelungsrahmen.

Mittelungs- zeitraum	äußere Varianz /kn <sup>2</sup>	relative äußere Varianz %	Anzahl
10 min	76,1	133	24145
1 Tag	57,3	100	3029
2 Tage	46,7	81	1551
4 Tage	35,0	61	797
8 Tage	25,7	45	402
15 Tage	18,6	32	202
30 Tage	14,0	24	101
90 Tage	8,9	15	35

Tab. 1b Äußere Varianzen der Windmessungen von OWS.

10-min-Werte bezeichnet, weisen mit 223% und 133% noch völlig unterschiedliche relative Varianzen auf. Durch den ersten Mittelungsprozeß gehen die zufälligen Fehler zum größten Teil in die innere Varianz über und sind in den betrachteten äußeren Varianzen nicht mehr sichtbar. Aufgrund der unterschiedlichen Fehler können erst die Varianzen zwischen Tagesmitteln und nicht die Gesamtvarianzen als Maßstab dienen. Erst nachdem sich die unterschiedlichen Meßfehler der beiden Datensätze "herausgemittelt" haben, ist das symmetrische Schrumpfen der Varianzen auch tatsächlich zu beobachten.

- Drittens ist selbst diese Aussage nicht vollständig erfüllt. Die äußere Varianz der Ozeanwetterschiffmessungen ist ständig um etwa 5 Prozentpunkte geringer als die der Handelsschiffbeobachtungen. Dieser Effekt entsteht, weil die beiden Datensätze aus unterschiedlich großen Seegebieten stammen. Die Handelsschiffdaten erfassen auch die räumliche Varianz des Windes im Umkreis von 500 km, während die nahezu ortsfesten Ozeanwetterschiffe nur die zeitliche Varianz messen können.

Auch in diesem Zusammenhang ist die getrennte Betrachtung von innerer und äußerer Varianz hilfreich. Die Gesamtvarianz der Handelsschiffdaten läßt sich aufspalten in die Varianz, die im Mittel an einem festen Ort herrscht (innere Varianz) und die Varianz zwischen den mehrjährigen Mittelwerten verschiedener Orte (äußere Varianz). Die äußere räumliche Varianz gibt es in den OWS-Daten nicht, die Gesamtvarianz der Handelsschiffdaten ist also um diesen Betrag erhöht. Zeitliche Mittelungen ändern hieran nichts.

Wie groß mag der Differenzbetrag sein? Die räumliche Varianz des langjährig gemittelten Windfeldes beruht am OWS K zum größten Teil auf dem meridionalen Gradienten der Windgeschwindigkeit. Er beträgt in dieser Region etwa 1-2 kn auf 1000 km, also kann die hierdurch hervorgerufene Varianz innerhalb eines Radius' von 500 km mit  $1-4 \text{ kn}^2$  abgeschätzt werden. Dieser Wert liegt im Bereich von 5% jener Varianz, die zwischen Tagesmittelwerten herrscht und auf die sich die Prozentangaben in den Tabellen 1a und 1b beziehen. Der konstante Unterschied zwischen den Varianzen beider Datensätze

ist somit plausibel.

Die Annahmen des vorangegangenen Kapitels werden von Beobachtungen am OWS K also vollständig bestätigt. Die Varianzen von Beaufortschätzungen und die von Windmessungen schrumpfen bei Mittelungen symmetrisch, d.h. ihre Varianzspektren sehen gleich aus. Deshalb liegen die beiderseitigen Mittelwerte von beliebigen Unterkollektiven grundsätzlich auf der orthogonalen Regression. Und hieraus folgt, daß die orthogonale Regression Unterkollektivmittelwerte sinnvoll umrechnet.

Abweichungen hiervon treten nur auf, wenn die Varianzen der Einzeldaten nicht vergleichbar sind, sei es durch die Einbeziehung unterschiedlicher zeitlicher und räumlicher Varianzen oder durch unterschiedliche Beobachtungsfehler.

### Zusammenfassung des ersten Teils

Als Äquivalentskala muß die "natürliche" Regression verwendet werden. Sie ist eine orthogonale Regression, bei der die Effekte unterschiedlicher Fehlervarianzen beseitigt wurden.

Die einseitigen Regressionen können nicht als Äquivalentskala dienen, da sie die Eigenschaften von Kollektiven verfälschen. Die Gesamtvarianz der empirischen Daten, die aus einer solchen Umrechnung resultieren, ist um die Fehlervarianzen beider Datensätze reduziert. Auch Mittelwerte von Unterkollektiven können nicht mit Hilfe der einseitigen Regression bestimmt werden. Eine systematische Veränderung der Varianz, also beispielsweise die Abschwächung des Jahresganges, wäre die Folge.

Dieses konnte gezeigt werden, indem Äquivalentskalen auf dieselben Daten angewendet wurden, aus denen sie abgeleitet worden waren. Auf diese Weise konnten tatsächliche Messungen mit den aus der Skala resultierenden Werten verglichen werden. Die auf einseitiger Regression basierende Skala führte zu erheblichen Diskrepanzen, während die orthogonale Regression bessere Ergebnisse lieferte. Die zunächst allgemein gehaltenen

Überlegungen wurden von Beobachtungen aus der Nähe des Ozeanwetterschiffes K bestätigt.

Man muß sich stets darüber im klaren sein, daß aus der Anwendung einer Äquivalentskala rein empirische Werte für die Windgeschwindigkeit resultieren. Diese Werte haben nicht die Qualität einer realen Beobachtung. Sie können nicht ohne weiteres zu neuen Datensätzen zusammengefaßt werden, aus denen man Eigenschaften der betrachteten Größe ableiten will.

Rechnet man die Werte jedoch mit Hilfe der orthogonalen Regression um, bleiben wichtige Eigenschaften erhalten, so daß auch der empirisch erstellte Datensatz noch aussagekräftig ist. Da man fast immer an Monatsmitteln, Jahresgängen oder räumlichen Gradienten, also kollektiven Eigenschaften interessiert ist, kommt der orthogonalen Regression eine große Bedeutung zu.

Liegen jedoch unterschiedliche relative Beobachtungsfehler vor, führt auch die orthogonale Regression nicht zu vollständig befriedigenden Ergebnissen. Nach der Beseitigung dieser Effekte erhält man die "natürliche" Regression. Sie steigt mit dem Verhältnis der natürlichen, fehlerbereinigten Standardabweichungen an und liefert die beste Umrechnung von ganzen Datensätzen.

Es kann schon vorausgeschickt werden, daß Beaufortschätzungen wesentlich ungenauer sind als Windmessungen. Somit ist die Lage der "natürlichen" Regression qualitativ geklärt: sie verläuft zwischen der orthogonalen Regression und der von Bft auf  $v$ . Von den beiden einseitigen ist die letztgenannte also in jedem Fall besser geeignet als die Regression von  $v$  auf Bft.

Unter diesen Gesichtspunkten werden im anschließenden zweiten Teil verschiedene Äquivalentskalen der vergangenen hundert Jahre betrachtet. Das Augenmerk ist hauptsächlich darauf gerichtet, welche Regression zur Ableitung der Skalen verwendet wurde.

## **II. TEIL**

### **HISTORISCHE SKALEN**

## Allgemeines

Bereits im 19. Jahrhundert wurden die ersten Versuche unternommen, den 13 Stufen der Windstärkeskala des britischen Admirals Beaufort metrische Windgeschwindigkeiten zuzuordnen. Seitdem ist, bis in die heutige Zeit hinein, eine unübersehbare Vielzahl solcher Äquivalentskalen erstellt worden. Die Untersuchung verschiedener Skalen kann deshalb nur auszugsweise erfolgen.

Zuerst werden die beiden Äquivalentskalen, die am Anfang dieses Jahrhunderts in Großbritannien und in Deutschland unabhängig, ja in Konkurrenz zueinander, abgeleitet wurden, behandelt. Den Abschluß bildet die Diskussion der 'scientific scale' der WMO (1970) und der KAUFELD-Skala (1981). Bei vielen modernen Ableitungen wird leider nicht eindeutig angegeben, welche Regression verwendet worden ist, wie z.B. in der oft zitierten Arbeit von CARDONE (1969). Solche Skalen können daher hinsichtlich der statistischen Vorgehensweise nicht beurteilt werden.

Hinsichtlich der historischen Skalen muß eine Betrachtung vorausgeschickt werden. Während die einseitigen Regressionen heute schnell zu bestimmen sind, war die Berechnung dieser Werte in früherer Zeit mühsam, und es wurde oft ein anderer Weg beschritten. Die Wertepaare wurden zunächst nach Klassen bezüglich einer der beiden untersuchten Größen sortiert, um dann innerhalb dieser Klassen Mittelwerte der anderen Größe zu bilden. Die Mittelwerte jeder Klasse lassen sich in ein Diagramm eintragen und ihre graphische Verbindung führt zu einer der einseitigen Regressionen. Durch das Vertauschen der Sortierungs- und Mittelungsgrößen erhält man die andere Regression. Der größte Vorteil dieser Methode liegt aber darin, daß die gebildeten Regressionen nicht unbedingt Geraden sind, und somit auch nichtlineare Zusammenhänge aufgedeckt werden können.

Das Sortieren der Wertepaare hinsichtlich einer der beiden Größen ist also gleichwertig mit der Berechnung einer einseitigen Regression. Sortiert man nach Beaufortklassen und

berechnet für jede Klasse die mittlere Windgeschwindigkeit, ergibt sich die einseitige Regression von  $v$  auf Bft. Dieses ist zwar die nächstliegende, aber die nur scheinbar richtige Art und Weise, eine Äquivalentskala zu bestimmen. Im ersten Teil dieser Arbeit wurde gezeigt, daß eine solche Skala den Anforderung einer Äquivalentskala nicht gerecht wird.

Viele Skalen beruhen aber auch auf einer entgegengesetzten Sortierung. Hier wird nach der Windgeschwindigkeit geordnet und die Beaufortstärke gemittelt. Diese Vorgehensweise entspricht ebenfalls der Bildung einer einseitigen Regression, in diesem Fall der von Bft auf  $v$ . Aufgrund ihrer Einseitigkeit ist auch sie als Äquivalentskala grundsätzlich ungeeignet. Da aber Windmessungen weitgehend fehlerfrei sind und Beaufortschätzungen eine vergleichsweise hohe Fehlervarianz aufweisen, liefert diese Regression dennoch gute Ergebnisse.

### Die Methode von Köppen

Bereits im Jahre 1888 beginnt eine Diskussion darüber, welche der einseitigen Regressionen für eine Äquivalentskala besser geeignet ist. In einer Veröffentlichung von WALDO (1888) bemerkt dieser auf eine Anregung von Köppen hin:

*"In einem Briefe datirt Hamburg den 16. März 1888, lenkte Prof. Köppen meine Aufmerksamkeit auf die Thatsache, dass man aus vorhandenen Beobachtungen richtige Resultate von Beauforts Skala mit den Windgeschwindigkeiten gewinnt, wenn die Schätzungen in jeder Skala geordnet werden nach den Rubriken der Geschwindigkeit, statt dass man (wie gewöhnlich geschieht) die Windgeschwindigkeiten nach den Rubriken der Beaufort-Skala ordnet."*

Köppen schlägt also vor, entgegen den bisherigen Gepflogenheiten, die einseitige Regression von Bft auf  $v$  zu benutzen und nicht die von  $v$  auf Bft, eine in der Tat unübliche Art Windgeschwindigkeits-Äquivalente für die Beaufortstufen zu ermit-

teln. In den folgenden Jahren begründet er seine Auffassung in mehreren Veröffentlichungen. Das folgende Zitat aus KÖPPEN (1916a) mag hierfür stellvertretend stehen.

*"Im Jahrgang 1888 dieser Zeitschrift (S.239 bis 240) haben WALDO und ich gezeigt, daß man erheblich andere Vergleichswerte bekommt, wenn man Schätzungen nach den Geschwindigkeiten ordnet, als wenn man umgekehrt verfährt, und ich habe einen Grund dafür angegeben, daß man die ersteren Werte für die richtigeren ansehen muß. Die Überlegungen gehen dahin: man darf wohl Momentwerte nach den Mittelwerten der Stunden ordnen, aus denen sie stammen, denn man kann sie als Stichproben aus diesen betrachten, aber nicht umgekehrt die Stundenwerte nach den Momentwerten. Denn die hohen Momentwerte stammen überwiegend von Wellenbergern, die niedrigen von Wellentälern der Kurve her - in diesem Fall also die hohen Schätzungen von Windstößen, die niedrigen von stillen Intervallen -, während die Anemometerangaben den gesamten Windweg einer Stunde oder dergleichen liefern, der sich dem Mittelwerte aus Bergen und Tälern nähert.*

Dieses Zitat macht zunächst einmal deutlich, daß KÖPPEN keineswegs der Ansicht ist, die von ihm vorgeschlagene Regression sei optimal. Er bemerkt lediglich, daß dieses Vorgehen im Vergleich zur anderen einseitigen Regression "richtiger" sei. Zur Begründung führt er an, daß die Beaufortwerte momentaner Natur, die Windgeschwindigkeiten dagegen Mittelwerte seien.

Ein solcher Sachverhalt wurde bereits in ersten Teil dieser Arbeit diskutiert. Hier wurde folgendes festgestellt: Die zwischen den einseitigen Regressionen verlaufende orthogonale Regression ist zwar im Prinzip die richtige Äquivalentskala, es treten jedoch Abweichungen hiervon auf, wenn eine der beiden Bedingungen erfüllt ist:

1. unterschiedliche Beobachtungsfehler
2. unterschiedliche Mittelungszeiträume

KÖPPENS Begründung bezieht sich offensichtlich auf die zweite Bedingung. Werden Momentanwerte (KÖPPEN meint hiermit die Beaufortschätzungen) mit Stundenmittelwerten verglichen, tauchen nur in den Momentanwerten Extreme auf, so daß man sie bezüglich ihrer Varianz nicht mit den moderaten Mittelwerten über eine Stunde vergleichen kann. Die Sortierung nach der Windgeschwindigkeit und eine Mittelung der momentanen und zu Extremen neigenden Beaufortwerte mildert somit die Verfälschungen, im Gegensatz zur anderen einseitigen Regression.

Nach den Überlegungen des ersten Teils dieser Arbeit kann das Problem auch wie folgt dargestellt werden: die Gesamtvarianz der Beaufortdaten ist gegenüber der Varianz der Messungen erhöht. In den Schätzungen ist eine zusätzliche Varianz enthalten, die im Windspektrum in dem Zeitbereich kleiner als eine Stunde angesiedelt ist. Aus diesem Grund sind die Varianzen der Ausgangsdaten nicht vergleichbar, und die beiden äußeren Varianzen beliebiger Mittelungszeiträume stehen in einem anderen Verhältnis als die Gesamtvarianzen. Somit führt die orthogonale Regression, die genau das Verhältnis der Gesamtvarianzen widerspiegelt, zu nicht vollständig richtigen Ergebnissen, sondern muß leicht in Richtung der Regression von Bft auf  $v$  modifiziert werden. Dieses steht mit KÖPPENS Anschauung in völligem Einklang.

Es stellt sich jedoch die Frage, ob es sich bei den Beaufortwerten tatsächlich um Momentanwerte handelt, denn nur darauf stützt sich seine Argumentation. Im ersten Teil dieser Arbeit wurde bereits erwähnt, daß eine Beobachtung nicht wirklich momentan sein kann. Auch Beaufortwerte repräsentieren also den Mittelwert eines mehr oder weniger ausgedehnten Zeitraums. Wie lang mag er für Beaufortschätzungen sein?

Um diese Frage zu beantworten, muß man sich die damaligen Schätzpraktiken vor Augen führen. Grundlage heutiger Windstärkeschätzungen bildet eine von PETERSON (1927) eingeführte Definition, die das Aussehen der Meeresoberfläche mit der Beaufortskala in Beziehung setzt. Vor hundert Jahren wurde die Windstärke dagegen noch anhand der Segelführung des Schiffes bestimmt. Ein Maß für die Gültigkeitsdauer solcher Einzelbeob-

achtungen ist also die Frequenz, mit der üblicherweise die Segelführung gewechselt wurde. Diese Zeitspanne ist sicher nicht beliebig kurz und kann mit mindestens 10 Minuten abgeschätzt werden. Beaufortschätzungen stellen also keineswegs Momentanwerte, sondern Mittelwerte über etwa 10 Minuten dar.

Für die Differenz der Varianzen ist also nicht der gesamte Bereich des Spektrums verantwortlich, der kleiner als eine Stunde ist, sondern lediglich der Anteil zwischen einer Stunde und 10 Minuten. Hier sind aber die Auswirkungen der Mikroturbulenz bereits weitgehend ausgeschaltet, während Einflüsse der Makroturbulenz noch nicht spürbar sind. Die Ursache hierfür ist das sogenannte spectral gap (z.B. STULL (1988)). Aus diesem Grund können die Varianzunterschiede zwischen 10-Minuten-Werten und Stundenwerten nicht gravierend sein.

Die von KÖPPEN vertretene Begründung, warum die unübliche Sortierung nach Windgeschwindigkeitsklassen der anderen Regression vorzuziehen sei, ist zwar aus statistischer Sicht einleuchtend. Die für diese Argumentation notwendige Annahme, die Beaufortwerte seien momentaner Natur, ist jedoch nicht ganz überzeugend.

### Die Untersuchung von Simpson

In London veröffentlichte SIMPSON (1906) ebenfalls eine Äquivalentskala. Sie ist als allgemein zu verwendende Skala von der WMO im Jahre 1946 endgültig anerkannt worden und bis in die heutige Zeit hinein als Code 1100 gebräuchlich. Ob sie für eine derartig weitreichende Anwendung überhaupt auf einer ausreichenden Anzahl von Vergleichswerten beruht, mag dahingestellt sein. Schon KÖPPEN (1926) kritisiert, daß Schätzungen von nur fünf Beobachtern ausgewertet wurden. An dieser Stelle soll lediglich die statistische Bearbeitungsweise bei der Ableitung dieser Skala diskutiert werden.

SIMPSON ging bemerkenswerterweise genauso vor wie KÖPPEN. Auch er sortierte nach Windgeschwindigkeiten und mittelte über Beaufortstärken, berechnete also die einseitige Regression von

Bft auf v. Allerdings begründet SIMPSON dieses Vorgehen anders. Er ist der Meinung, daß es die stark fehlerbehafteten Schätzungen sind, die diese Bearbeitungsform erzwingen. Nachdem er zunächst die Eigenschaften idealer, fehlerfreier Beobachtungen betrachtet, fährt SIMPSON (1906) fort:

*"We have so far considered it possible for the observer to estimate the strength of the wind with accuracy. But it is quite impossible for anyone to do so, for the strength of the wind not only varies very considerable within a few moments, and produces different physical effects at different times, but there is no thing definite in a wind by which its strength can be estimated. A very experienced observer will often estimate winds of the same velocity occurring at different times as being of different strengths."*

Er stützt sich somit auf die erste der oben aufgeführten Bedingungen, die eine Abweichung von der orthogonalen Regression rechtfertigen: auf unterschiedliche Beobachtungsfehler.

Sowohl die von SIMPSON abgeleitete Skala als auch die von KÖPPEN beruhen auf einer einseitigen Regression. Beide Autoren berufen sich prinzipiell auf den gleichen Grund, um von der orthogonalen Regression abzuweichen: auf die Unvergleichbarkeit der Varianzen in den benutzten Datensätzen. Eine Schlüsselstellung nimmt hierbei die Tatsache ein, daß die Windmessungen stets als Stundenmittel eingehen und sich dadurch die Varianz gegenüber den Schätzungen verschiebt.

KÖPPEN führt physikalische Gründe an. Er ist der Auffassung, daß durch die Mittelung über eine Stunde ein merklicher Anteil der wirklich herrschenden natürlichen Varianz verloren geht. Tatsache ist aber, daß es kaum einen Unterschied macht, ob Stundenmittel der Windgeschwindigkeit oder 10 Minutenmittel betrachtet werden, weil das Windspektrum gerade in diesem Bereich ein Minimum aufweist. Da sich die sechs 10 Minutenmittel, die es innerhalb einer Stunde gibt, im Mittel kaum voneinander unterscheiden, ist die Varianz gegenüber

Stundenmitteln nur unwesentlich erhöht.

SIMPSON führt statistische Gründe an. Unter diesem Aspekt unterscheiden sich die beiden Datensätze sehr wohl voneinander. Die zeitliche Auflösung von Anemometermessungen ist in jedem Fall genauer als eine Stunde. Bei der Bildung von Stundenmitteln verringert sich somit der zufällige Fehler. Aus statistischer Sicht sind Beaufortschätzungen dagegen tatsächlich Einzelwerte. Aus diesem Grund kann man annehmen, daß sie eine höhere Fehlervarianz aufweisen.

Solche größeren Schätzfehler vorausgesetzt, liefert die Sortierung nach Windgeschwindigkeiten tatsächlich bessere Ergebnisse als die übliche Vorgehensweise, bei der nach Windstärken geordnet wird. Das von beiden Autoren angewandte Verfahren ist somit gerechtfertigt. Allerdings erscheint nur die Begründung, die SIMPSON für diese Methode angibt, plausibel.

### Die Reaktion Köppens

KÖPPENS Reaktion auf die englische Skala ist nicht ganz frei von nationalen Eitelkeiten, schließlich herrschte bereits der Erste Weltkrieg, als er zu diesem Thema Stellung nahm. Unter diesem Aspekt fällt seine Kritik allerdings recht sachlich aus.

Auf die unterschiedlichen Gründe eingehend, die beide Autoren dazu veranlassen nach den Windmessungen zu sortieren, kommentiert KÖPPEN (1916a) die Arbeit von SIMPSON.

*"Hierin hebt er, unter vollständiger Bestätigung meiner Gesichtspunkte, mit Recht hervor, daß namentlich die unvermeidlichen Schätzfehler die Ergebnisse der beiden Methoden in der Richtung beeinflussen müssen, wie die Erfahrung sie zeigt. Diesen Punkt hatte ich in meiner Betrachtung übergangen."*

KÖPPEN erkennt also durchaus an, daß unterschiedliche Beobach-

tungsgenauigkeiten einen weiteren Grund für die von beiden gewählte Bearbeitungsmethode liefern. In der selben Veröffentlichung räumt er sogar ein, daß seine eigenen Argumente nicht ganz stichhaltig sind. KÖPPEN (1916a) bemerkt zu den beiden möglichen Einfüssen, die zu einer Verschiebung der Gesamtvarianzen führen:

*"Zur Trennung dieser beiden Einflüsse liegt bis jetzt nur die Tatsache vor, daß man nach CURTIS ziemlich dasselbe Ergebnis erhält, ob man stündliche oder 10 Minutenmittel mit den Schätzungen vergleicht. Danach wäre die erste Ursache minder wirksam als die zweite..."*

Die erste Ursache bezeichnet hierbei KÖPPENS eigene Ansicht, also die stärkere Mittelung der Messungen. Mit der zweiten Ursache wird SIMPSONS Idee der unterschiedlichen Fehlervarianzen angesprochen. KÖPPEN gibt zu, daß die Begründung für das von ihm vorgeschlagene Verfahren unhaltbar ist, wenn sowohl Stundenmittel als auch 10 Minutenmittel zum selben Ergebnis führen. Er erkennt damit indirekt SIMPSONS Erklärung an, die die großen Schätzfehler verantwortlich macht.

Die Konkurrenz zwischen Hamburg und London wird jedoch wieder deutlich, als KÖPPEN Mutmaßungen darüber anstellt, welche der beiden Skalen nun de facto die besseren Werte liefert. Hierzu schreibt KÖPPEN (1916a):

*Die Spannung zwischen den äußersten Werten ist also bei der Londoner Skala bedeutend größer, als bei der deutschen. Beide sind nach der neueren, von mir empfohlenen Methode ermittelt, die, wie ich oben zeigte, diese Spannung etwas übertreiben muß. Dies spricht schon dafür, die Reihe der Seewarte für die richtigere zu halten.*

Tabelle 2 zeigt die angesprochenen Skalen. KÖPPENS Argumentation ist einsichtig. Da die von beiden angewandte Methode keineswegs optimal, sondern lediglich besser ist, als die umgekehrte Sortierung nach Beaufortstufen, müssen beide Skalen

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1,7	3,1	4,8	6,7	8,8	10,7	12,9	15,9	18,0	21,0	23-30	>30
0,8	2,4	4,3	6,7	9,4	12,3	15,5	18,9	22,6	26,4	30,4	35

Tab.2 Äquivalentwerte der Beaufortskala, angegeben in m/s. Oben nach der Deutschen Seewarte, unten nach dem Met. Office London.

zu steil verlaufen, wenn die Beaufortstärke auf der Abzisse aufgetragen wird. Je flacher eine auf dieser Sortierung beruhende Skala also verläuft, desto besser muß sie sein.

Die am Anfang dieses Jahrhunderts herrschende Diskussion, welche der einseitigen Regressionen die geeignetere sei, um eine Äquivalentskala abzuleiten, darf über eines nicht hinwegtäuschen. Man war sich durchaus darüber im klaren, daß der grundsätzlich beste Weg nicht eine der einseitigen, sondern die orthogonale Regression ist, und die bis dahin erstellten Skalen also noch zu verbessern seien. Zu diesem Thema schreibt KÖPPEN (1926):

*"...; aber wie man auch ordne, so werden stets, wenn die zwei Zahlenreihen so wie hier in nur unvollkommener Korrelation stehen, die Extreme beim Argument übertrieben, beim Kollektivgegenstand abgestumpft."*

und weiter unten heißt es:

*"Da nun, seit ich 1888 auf den ersteren Einfluß aufmerksam gemacht habe, als Argument immer die Stundenwerte des Anemometers benutzt worden sind, so müssen alle neueren Vergleichsskalen die Spannung der m p.s. ein wenig zu groß angeben, wenn nicht andere Umstände dem entgegen wirken - um wie viel, läßt sich noch nicht sagen."*

Es wird also allgemein nach Windgeschwindigkeiten sortiert, auch wenn zumindest KÖPPEN weiß, daß dieses verbesserungs-

würdig ist. Denn solche Skalen übertreiben die "Spannung der m p.s.", verlaufen also zu steil.

### Die Meteorfahrt

In den Jahren 1925 bis 1927 fand die Deutsche Atlantische Expedition des "Meteor" statt. Im Verlaufe dieser Fahrt, die bis weit in Südatlantik hinein führte, wurden verschiedene Probleme der Windbeobachtung auf See untersucht. Unter anderem wurde auch eine neue Beaufort-Äquivalentskala erstellt (KUHLBRODT, 1936).

Umfangreiches Datenmaterial wurde gewonnen, indem einerseits die Windstärke von mindestens acht Beobachtern stündlich geschätzt und andererseits die Windgeschwindigkeit in 32m Höhe mit Hilfe eines Anemometers registriert wurde. Um aus diesen Daten eine Äquivalentskala abzuleiten, wurden die Vergleichswerte auch hier nach den Windmessungen geordnet, also eine einseitige Regression von Bft auf v berechnet. KUHLBRODT (1936) schreibt hierzu unter Berufung auf KÖPPEN:

*"Bei dem Vergleich muß die von W.KÖPPEN begründete und bei den früheren Vergleichen auch beachtete Bearbeitungsmethode befolgt werden: die Beaufortschätzungen in Abhängigkeit von den nach mps gemessenen Geschwindigkeiten darzustellen und nicht umgekehrt."*

Der "Meteor" durchquerte auf seiner Fahrt nahezu alle Klimazonen. Hierdurch sah man sich in der Lage verschiedene Äquivalentskalen für jede Klimazone abzuleiten. KUHLBRODT stellt beispielsweise eine tropische und eine außertropische Skala vor.

Zur Beurteilung dieser unterschiedlichen Skalen muß stets im Auge behalten werden, daß sie aus einer Sortierung nach der Windgeschwindigkeit hervorgehen, und es sich somit um einseitige Regressionen handelt. Aus diesem Grund ist eine Interpretation ihrer Unterschiede, wie sie bei KUHLBRODT erfolgt,

nicht ohne weiteres möglich. Bereits die Abbildung 7a zeigte, daß einseitige Regressionen nicht erhalten bleiben, wenn sich der Mittelwert des betrachteten Unterkollektivs ändert. Dort wurden unterschiedliche Monate betrachtet, aber Kollektive aus unterschiedlichen Klimazonen verhalten sich natürlich analog. Einseitige Regressionen aus verschiedenen Klimazonen unterscheiden sich also zwangsläufig voneinander. Sie sind aus rein statistischen Gründen nicht vergleichbar. Abbildung 9 verdeutlicht diesen Sachverhalt noch einmal schematisch.

Im einfachsten Fall sind solche Skalen parallel zueinander verschoben. Dies setzt allerdings einen konstanten Korrelationskoeffizienten zwischen Windschätzungen und Messungen voraus. Ansonsten weisen sie auch noch eine unterschiedliche Steigung auf.

Zunächst müssen die rein statistischen Ursachen ihrer Unterschiedlichkeit also isoliert und beseitigt werden. Erst nach dieser Bereinigung ist eine Interpretation der Skalen sinnvoll.

An dieser Stelle soll nicht bestritten werden, daß es für jede Klimazone möglicherweise eine andere Äquivalentskala gibt. Die Argumente, die KULBRODT anführt, sind durchaus plausibel. Zudem lassen sich die Unterschiede seiner Skalen nicht rein statistisch erklären. Im Gegenteil, die tropische Skala sollte in erster Näherung niedrigere Beaufortwerte für eine feste Windgeschwindigkeit liefern, da die mittlere Windgeschwindigkeit dort niedriger ist als in den mittleren Brei-

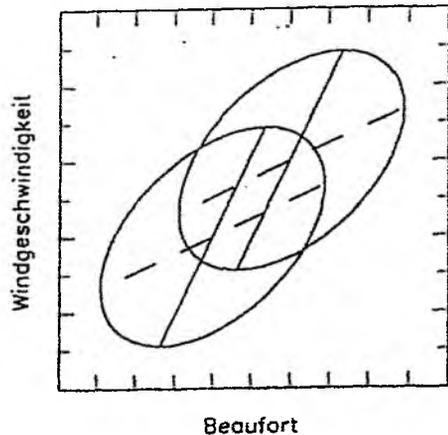


Abb.9 Schematische Darstellung zweier Unterkollektive aus verschiedenen Windklimaten. Wie in Abb.4 symbolisieren die Ellipsen Linien gleicher Datendichte. Weder die Regression von v auf Bft (gestrichelt) noch die von Bft auf v, die KULBRODT verwendete, bleiben erhalten, wenn sich das Windklima ändert (hier verschiedene Klimazonen). Einseitige Regression sind also prinzipiell nicht vergleichbar.

ten und eine Regression von Bft auf v berechnet wird.

Hier soll mehr auf einen anderen Punkt aufmerksam gemacht werden. Es deutet einiges darauf hin, daß KÖPPENS Sortiermethode sich mehr und mehr zum Dogma wandelt. Seine eigenen Vorbehalte, daß dieses Vorgehen lediglich das kleinere Übel und keineswegs fehlerfrei ist, geraten offenbar in Vergessenheit. Nur so ist zu erklären, daß KUHNBRODT verschiedene Äquivalentskalen auf der Basis von einseitigen Regressionen berechnet und diese miteinander vergleicht.

### Die Skalen von Verploegh und Richter

Nach dem Zweiten Weltkrieg leitete VERPLOEGH (1956) eine weitere Skala ab. Grundlage bildeten die Beobachtungen von zwei Feuerschiffen vor der niederländischen Küste. In den Jahren 1950 und 1951 fanden an Bord dieser Schiffe dreistündliche Windschätzungen in Form von Beaufortstärken statt. Gleichzeitig wurde die Windgeschwindigkeit mit Hilfe von Kontakt-Anemometern in einer Höhe von 7 Metern aufgezeichnet. Zur der Ableitung der Skala wurden 10-Minutenmittel der Messungen mit den Schätzungen verglichen. Hierbei wurde nach Windgeschwindigkeiten sortiert, also wiederum KÖPPENS Methode angewandt.

Die in der Veröffentlichung von VERPLOEGH letztlich vorgeschlagene Äquivalentskala basiert aber nicht nur auf seinen eignen Untersuchungen, sondern ist ein Mittel aus mehreren Skalen. Es werden u.a. auch die Ergebnisse der Meteorfahrt und die von SIMPSON (1906) einbezogen. Darüber hinaus findet auch eine Skala von RICHTER (1956) Berücksichtigung. Diese beruht ebenso wie die Berechnungen VERPLOEGHs auf Feuerschiffbeobachtungen. RICHTER untersuchte die Meldungen von fünf Schiffen, vier davon lagen vor der deutschen Nordseeküste und eines in der Flensburger Förde. Die Anemometerhöhe dieser Feuerschiffe betrug 20m.

Bevor VERPLOEGH die Äquivalentwerte aller von ihm berücksichtigten Äquivalentskalen mittelt, um sein endgültiges

Ergebnis zu erhalten, vergleicht er zunächst die einzelnen Skalen. Zwischen seiner und der von RICHTER gibt es zwar große Parallelen, bei schwachen Windstärken tauchen jedoch Unstimmigkeiten auf (Abb.10). Nach Ansicht VERPLOEGHS ist hierfür die unterschiedliche Anemometerhöhe zwischen deutschen und niederländischen Feuerschiffen verantwortlich (20m bzw. 7m). Er ist der Meinung, diese würde sich nur bei niedrigen Windstärken auswirken. Nur so kann er erklären, daß sich die Unterschiede auf die Beaufortstärken 0, 1 und 2 beschränken.

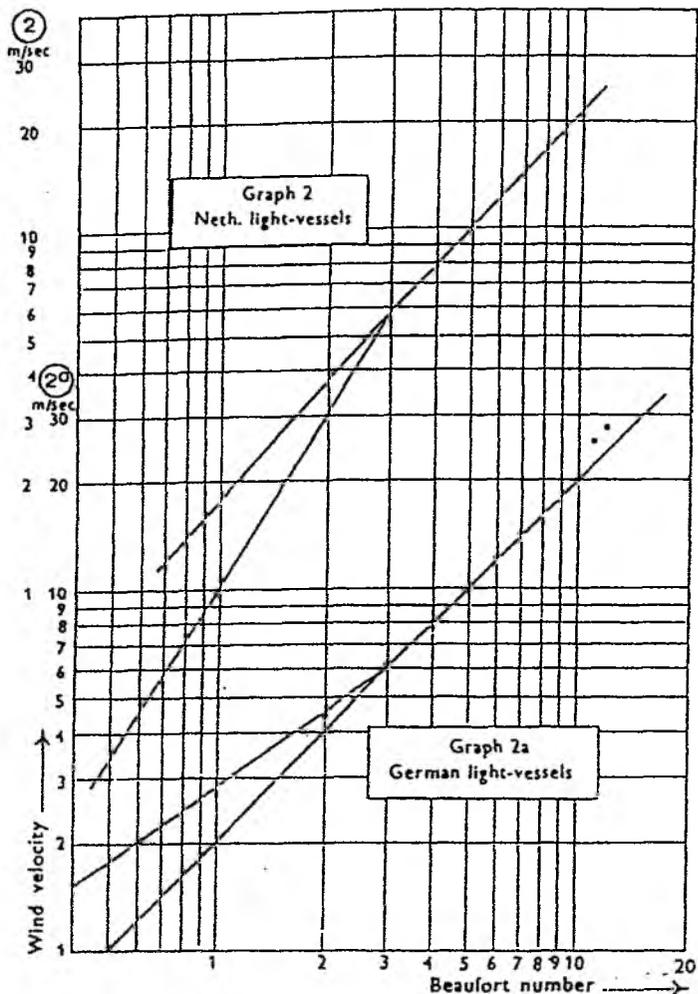


Abb.10 Logarithmische Darstellung des Verhältnisses zwischen Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit. Der Graph 2 gibt die von VERPLOEGH berechneten Werte an, der Graph 2a die von RICHTER bestimmten Äquivalentgeschwindigkeiten. Entnommen aus VERPLOEGH (1956).

Überprüft man jedoch RICHTERS Arbeit hinsichtlich der grundlegenden Vorgehensweise bei Ableitung seiner Äquivalentskala, läßt sich die mangelnde Übereinstimmung mit der niederländischen plausibler erklären: RICHTER sortiert nach Beaufortstärken und mittelt über die Windgeschwindigkeiten. Er weicht damit erstmals wieder von KÖPPENS Sortiermethode

ab, obwohl ihm dessen Arbeit bekannt ist. RICHTER (1956) kommentiert KÖPPEN:

*"Er glaubt, die Ursachen in den Schätzungen suchen zu müssen, indem er annimmt, dass bei hohen Windstärken gefühlsmäßig überwiegend die Böen (Berge), bei niedrigen Windstärken die Flauten (Täler) der wellenförmig verlaufenden Windbewegung geschätzt würden."*

und RICHTER fährt fort:

*"Von einer Veränderung unserer mittleren Äquivalente nach dieser Methode wurde indessen abgesehen,..."*

RICHTER lehnt die von KÖPPEN vorgeschlagene Sortiermethode ab und berechnet die Regression von  $v$  auf Bft. RICHTERs Kritik trifft den Kern der KÖPPEN'schen Idee jedoch nicht. Sein Kommentar läßt vermuten, daß er KÖPPENs Argumente mißversteht. RICHTER bezieht sich offenbar auf einen Brief von SHAW an KÖPPEN, den KÖPPEN (1916b) lediglich zitiert. Es ist SHAW, der psychologische Argumente anführt. Dieser ist allerdings der Meinung, daß sich Schätzungen immer eher auf Böen als auf Flauten beziehen.

KÖPPENs Begründung ist in keiner Weise psychologischer Natur, wie RICHTER nahelegt. Sie beruht keineswegs auf der Annahme, der Schätzende sei von der jeweils herrschenden Windstärke "gefühlsmäßig" beeinflusst. KÖPPENs Argumentation ist vielmehr eng mit der Betrachtung von Varianzen verknüpft. Je höher die zeitliche Auflösung von Beobachtungen ist, umso größer ist die in den Daten enthaltene Varianz. Aus diesem Grunde ist es KÖPPEN zufolge besser, nach den schwächer auflösenden Windmessungen zu sortieren.

Der Grund für den Unterschied zwischen der Skala von RICHTER und der Skala von VERPLOEGH liegen nun auf der Hand. Die erste ist eine Regression von  $v$  auf Bft, die zweite eine Regression von Bft auf  $v$ . Somit ist zu erwarten, daß die von RICHTER abgeleitete flacher verläuft, wenn die Beaufortstufen

auf der Abszisse aufgetragen sind.

Daneben muß jedoch beachtet werden, daß die Anemometer der deutschen Feuerschiffe in einer wesentlich größeren Höhe messen (20m gegenüber 7m). Setzt man ein logarithmische Windprofil voraus, schlägt sich dieser Unterschied in einer prozentualen Erhöhung der deutschen Messungen nieder. Eine Aufstellung der Äquivalentskala ist die Folge.

Es überlagern sich also zwei Effekte: zum einen die unterschiedliche Sortierungsmethode, zum anderen die unterschiedliche Meßhöhe. Offenbar gleichen sie sich gegenseitig weitgehend aus. Die geringen Windstärken bilden eine Ausnahme. Da die Windgeschwindigkeit keine negativen Werte annimmt, es sich also um eine linksseitig begrenzte Skala handelt, krümmen sich einseitige Regressionen am unteren Ende. Die flach verlaufende wird hier noch flacher und die steile noch steiler. Unterschiede zwischen den Regressionen werden hier also besonders deutlich. Das gegensätzliche Abknicken der Skalen an ihrem unteren Ende ist also eine notwendige Konsequenz aus den unterschiedlichen Bearbeitungsmethoden.

Wichtig für die weitere Diskussion ist jedoch von allem, daß die bisher allgemein akzeptierte Sortierungsmethode, die auf KÖPPEN zurückgeht, jetzt angezweifelt wird und die Regression von  $v$  auf Bft wieder zur Anwendung kommt.

### Rolls Skala

Nicht nur RICHTER sortiert nach Beaufortstärken. Auch Roll (1951) wählt offenbar diese Bearbeitungsmethode. Seine Untersuchung wurde bereits im ersten Teil der vorliegenden Arbeit erwähnt. ROLL zeigt, daß die Stabilität der Temperaturschichtung einer der Faktoren ist, die den Zusammenhang zwischen Beaufortstärke und der Windgeschwindigkeit, die in einer bestimmten Höhe herrscht, beeinflusst. Auf der "Meerkatze" wurden neben den Beobachtungen der Beaufortstärke und der Windgeschwindigkeit daher auch Wasser- und Lufttemperatur gemessen, um Rückschlüsse auf die Schichtungsstabilität er-

möglichen. Somit ist ROLL in der Lage, verschiedene Äquivalentskalen getrennt nach der Stabilität zu bestimmen. Die Skala, die für eine indifferent geschichtete Atmosphäre gilt, ist seiner Arbeit entnommen worden (Abb.11). Jeder der dort angegebenen Äquivalentwerte beruht offenbar auf Daten, wie sie in Abbildung 2 für die Beaufortstärke 3 wiedergegeben sind.

Aus dieser wurde bereits deutlich, daß zunächst Klassen der Beaufortstärke gebildet worden sind, in diesem Fall die Klasse Beaufort 3. Innerhalb solcher Klassen wird dann offenbar die mittlere Windgeschwindigkeit eines bestimmten Stabilitätsintervalls berechnet. Die Auszählung der einzelnen Datenpunkte in Abbildung 2 bestätigt diese Annahme. Man kann davon ausgehen, daß die übrigen Äquivalentwerte der Abb.11 auf die gleiche Weise ermittelt worden sind. Die Skala beruht demnach auf einer Sortierung nach Beaufortstärken und ist somit eine Regression von  $v$  auf Bft. Auch ROLL weicht also von der Methode KÖPPENS ab, und erhält eine relativ flach verlaufende Äquivalentskala.

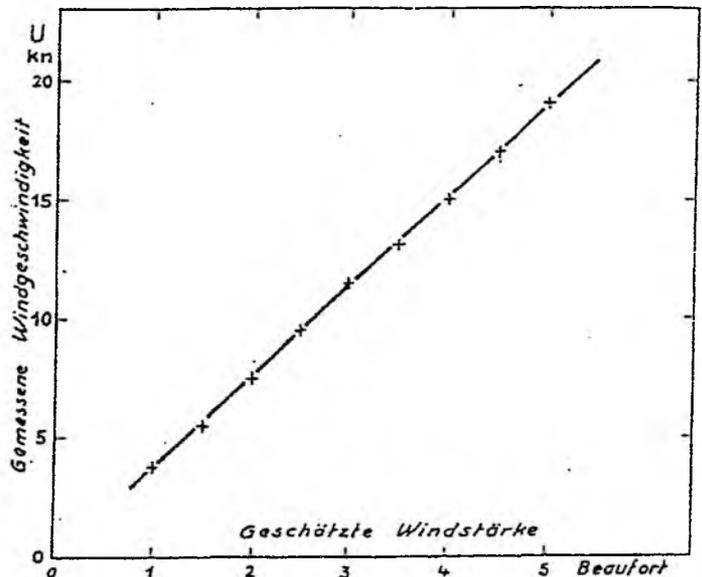


Abb.11 Zusammenhang zwischen geschätzten Beaufort-Windstärken und gleichzeitig gemessenen Windgeschwindigkeiten (kn) bei indifferenter Temperaturschichtung ( $\Delta T = T_L - T_W = 0$ ). Entnommen aus ROLL (1951).

### Die wissenschaftliche Skala der WMO

Die Glaubwürdigkeit der alten WMO-Skala, die letztlich auf SIMPSON (1906) zurückgeht, wurde im Laufe der Zeit immer

stärker erschüttert. Aus diesem Grund schlug die "Commission for Maritime Meteorology" (CMM) der WMO (1970) eine neue Skala, die sogenannte CMM-IV, vor. Sie war vor allem für den wissenschaftlichen Gebrauch vorgesehen.

Als Datenbasis dienten Schiffsbeobachtungen aus dem Zeitraum von 1874 bis 1963. Offenbar fand also kein spezielles Experiment stand, um die Skala abzuleiten. Der Bericht der WMO geht auch kurz darauf ein, welche Bearbeitungsmethode bei der Ableitung zu anzuwenden sei. Auf Seite 4 heißt es:

*R.H. Curtiss (1897) and, independently, W. Köppen (1898) explained that unbiased equivalent speeds are obtained when the measured speeds are averaged for each step of the wind scale.*

(Hervorhebung im Original)

Hier wird das Gegenteil von der ursprünglichen Aussage KÖPPENS wiedergegeben. Dieser forderte nicht die Mittelung der gemessenen Windgeschwindigkeiten getrennt nach Beaufortklassen, sondern umgekehrt, die Sortierung nach Windgeschwindigkeiten und die Mittelung der Beaufortwerte. Seit 1888 vertritt KÖPPEN diese Ansicht, so auch in der Veröffentlichung von 1898. Es war allein CURTIS, der eine Sortierung vorschlug, wie sie in dem obigen Zitat angegeben ist. CURTIS' und KÖPPENS Methoden standen stets im Widerspruch zu einander. Beide wurden eingehend u.a. von SIMPSON (1906) diskutiert, der der Methode von KÖPPEN schließlich den Vorzug gab.

Der Vorschlag der CMM, also die neue "scientific scale" der WMO, beruht dagegen auf "mean equivalent wind speeds". Die Skala ist somit eine einseitige Regression von  $v$  auf Bft. Sie weicht notgedrungen von den älteren Skalen ab, die nach KÖPPENS Methode abgeleitet wurden. Die Diskrepanz zwischen den älteren, recht steil verlaufenden Äquivalentskalen und den neueren, flacheren ist daher einfach zu erklären: das Datenmaterial wurde unterschiedlich bearbeitet.

## Die Kaufeld-Skala

KAUFELD (1981) veröffentlicht eine neue Äquivalentskala. Auch sie unterscheidet sich, wie die meisten modernen Skalen, wesentlich von dem WMO-Code 1100. Benutzt man die KAUFELD-Skala zur Umrechnung der Beaufortschätzungen resultieren somit deutlich veränderte Windgeschwindigkeiten und folglich auch andere Energieflüsse zwischen Luft und Wasser. (ISEMER & HASSE, 1991).

Die KAUFELD-Skala beruht, im Gegensatz zu den bisher betrachteten, auf der orthogonalen Regression. Sie erfüllt somit die in der vorliegenden Arbeit vertretene Ansicht, daß grundsätzlich die orthogonale Regression zu verwenden ist.

Es wurde bei ihrer Ableitung jedoch nicht geprüft, ob die

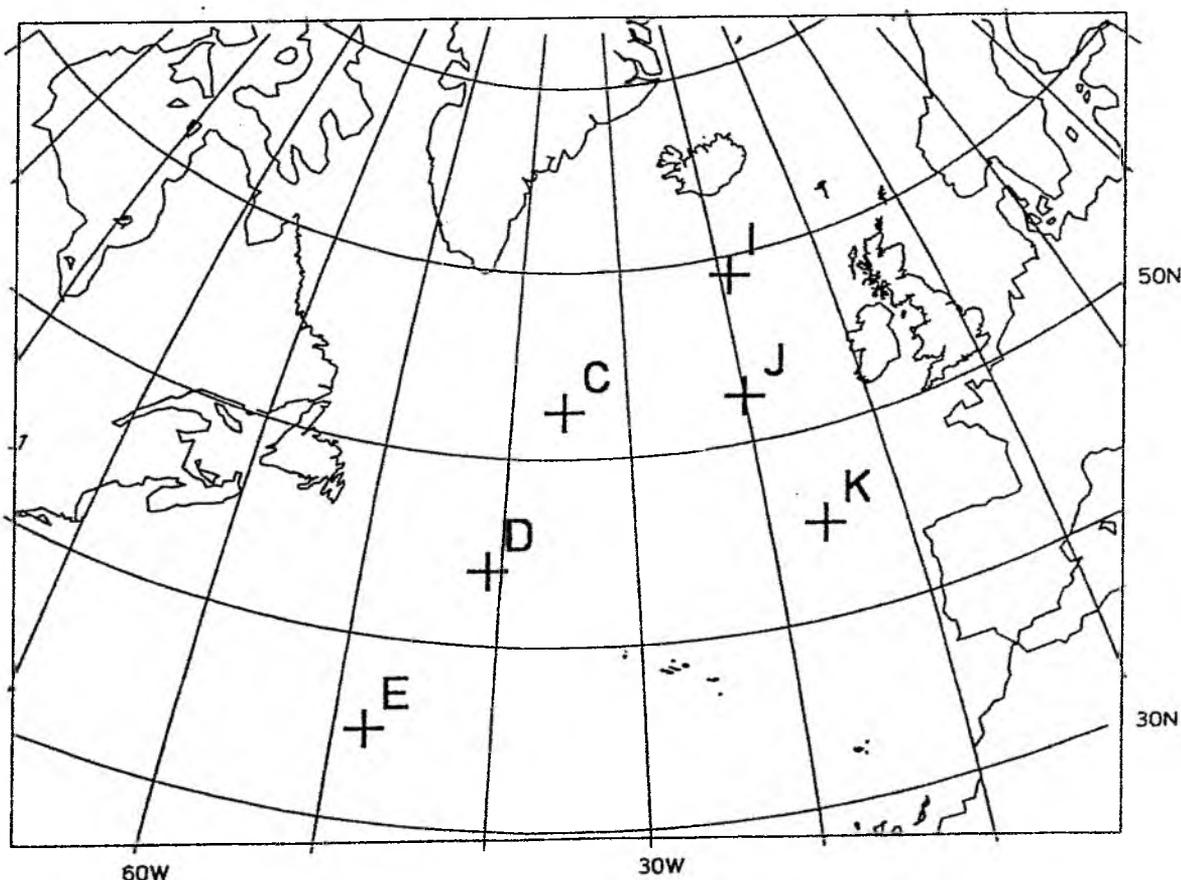


Abb.12 Die von KAUFELD (1981) ausgewählten Ozeanwetterstationen.

Varianzen der zugrundeliegenden Daten vergleichbar sind, ein nach meiner Meinung unbedingt notwendiger Schritt. Trotzdem ist die KAUFELD-Skala eine wichtige Neuerung. Sie ist meines Wissens der erste Versuch, bei der Ableitung einer Äquivalent-skala die Verfälschungen zu umgehen, zu denen einseitige Regressionen zwangsläufig führen. Schon KÖPPEN (1926) hatte hierauf hingewiesen, seine Skala aber dennoch mit Hilfe einer einseitigen Regression abgeleitet.

KAUFELDS Skala beruht einerseits auf Windmessungen von sechs nordatlantischen Ozeanwetterschiffen (Abb.12), und andererseits auf den Beaufortschätzungen vorbeifahrender Handelsschiffe. Es wurden Daten von 1950 bis 1974 berücksichtigt. Zur Ableitung der Skala bildete KAUFELD individuelle Beobachtungspaare, falls die Messung und die Schätzung benachbart und nahezu gleichzeitig stattgefunden hatten. Er ließ Zeitunterschiede von  $1\frac{1}{2}$  Stunden und räumliche Entfernungen bis 150 sm zu.

Unter diesem Aspekt wird deutlich, warum KAUFELD geradezu gezwungen war, eine orthogonale Regression zu verwenden. Im Vergleich zu früheren Experimenten, bei denen Beobachtungen tatsächlich gleichzeitig und am selben Ort stattgefunden hatten, verglich KAUFELD relativ weit auseinanderliegende Beobachtungen. Die Korrelation zwischen Schätzungen und Messungen sinkt dadurch noch zusätzlich, so daß die beiden einseitigen Regressionen bereits nach dem Augenschein einerseits zu flach und andererseits zu steil verlaufen.

Die Datenpaare wurden mit Hilfe von zwei Methoden bearbeitet. Zum einen verwendete KAUFELD ein Korrelationsdiagramm. Bei dieser Methode berechnete er zunächst die beiden einseitigen Regressionen, indem er nach jeweils einer der beiden Größen sortierte. Eine graphische Konstruktion der Winkelhalbierenden lieferte ihm die orthogonale Äquivalent-skala. Daß die Winkelhalbierende nicht vollständig identisch mit jener Kurve ist, die mit dem geometrischen Mittel der beiden einseitigen Regressionen ansteigt, ist hierbei nebensächlich und fällt nicht ins Gewicht.

Zum anderen wandte KAUFELD die Methode gleicher Summen-

häufigkeiten an. Dieses Verfahren wird bereits Anfang des Jahrhunderts vorgestellt, beispielsweise von SVERDRUP (1916). Da ich im dritten Teil dieser Arbeit ebenfalls auf diese Methode zurückgreife, ist eine genauere Untersuchung ihrer Eigenschaften angebracht.

### Die Methode gleicher Summenhäufigkeiten

Bei der Methode gleicher Summenhäufigkeiten werden die Beobachtungen jedes Datensatzes nach ihrer Größe sortiert. Das Ordnen der Datensätze X und Y erfolgt also getrennt voneinander. Die Werte  $x$  und  $y$ , die in ihrer jeweiligen Verteilung bei gleicher Summenhäufigkeit erreicht werden, entsprechen einander. Sind z.B. 10% der Werte aus X kleiner als  $x_0$  und 10% der Werte aus Y kleiner als  $y_0$ , so werden  $x_0$  und  $y_0$  einander zugeordnet (Abb.13).

Diese Methode ist weitreichend anwendbar. Der gesuchte Zusammenhang muß lediglich als monoton steigende oder monoton fallende Funktion darstellbar sein. Insbesondere läßt sich auch ein nichtlinearer Zusammenhang bestimmen, wie er z.B. zwischen Windgeschwindigkeit und Beaufortstärke zu erwarten ist. Noch wichtiger ist jedoch, daß die Summenhäufigkeitsmethode das gleiche Ergebnis liefert, wie die orthogonale Regression.

Um diese Eigenschaft nachzuweisen, seien zunächst die normalverteilten Größen X und Y betrachtet. Die Summenhäufigkeit S, die an einer Stelle  $x_0$  erreicht

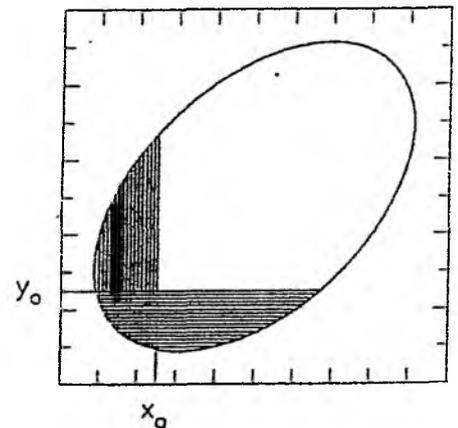


Abb.13 Schematische Darstellung der Methode gleicher Summenhäufigkeiten. Die Datenpaare werden zweimal nacheinander sortiert. Beim ersten Mal ist allein die Eigenschaft X maßgeblich. Ein bestimmter Anteil der Werte ist kleiner als  $x_0$ . Diese Werte liegen im längsgestreiften Gebiet. Nun sucht man ein  $y_0$ , bei dem derselbe Anteil erreicht ist, wenn nach der Eigenschaft Y sortiert wird. Der Punkt  $(x_0, y_0)$  liegt auf der gesuchten Kurve, die den Zusammenhang zwischen X und Y wiedergibt.

ist, lautet:

$$(22) \quad S_{(x_0)} = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_x} \int_{-\infty}^{x_0} e^{-\frac{(x-\bar{x})^2}{2\sigma_x^2}} dx$$

Nach einer Umformung mit

$$(23) \quad x_n = \frac{x - \bar{x}}{\sigma_x}$$

folgt:

$$(24) \quad S_{(x_{n0})} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_{n0}} e^{-\frac{x_n^2}{2}} dx_n$$

Die gleiche Summenhäufigkeit  $S$  wird in der Verteilung  $Y$  an der normierten Stelle

$$(25) \quad y_{n0} = \frac{y - \bar{y}}{\sigma_y}$$

erreicht.

Für gleiche Summenhäufigkeiten gilt also:

$$(26) \quad x_{n0} = y_{n0}$$

Für alle Punkte  $(x; y)$  mit  $S_{(x)} = S_{(y)}$  gilt demnach die Gleichung:

$$(27) \quad y - \bar{y} = \frac{\sigma_y}{\sigma_x} (x - \bar{x})$$

Wenn eine Normalverteilung der  $x$ - und  $y$ -Werte vorausgesetzt wird, stimmt das Ergebnis also mit der orthogonalen Regression überein. Die Aussage läßt sich ohne weiteres verallgemeinern, da die explizite Form der Häufigkeitsverteilung in den obigen Betrachtungen gar nicht benutzt wurde. Wichtig ist allein, daß sich die beiden Verteilungen durch die Normierung mit Mittelwert und Standardabweichung in einander überführen lassen. Dieses ist immer der Fall, wenn der Zusammenhang der Meßgrößen  $X$  und  $Y$  linear ist. Die Gleichung (27) gilt also unabhängig von der Art der Verteilungen. Die Methode gleicher

Summenhäufigkeit führt somit im linearen Fall zu der gleichen Gerade wie die orthogonale Regression. Sind die Zusammenhänge nichtlinear, wie es bei Windgeschwindigkeit und Beaufortstärke zu erwarten ist, sollte nur die Summenhäufigkeitsmethode angewandt werden, die für diese Verhältnisse zugeschnitten ist. Die orthogonale Regression ist im nichtlinearen Fall eigentlich nicht definiert, und man müßte sich, wie KAUFELD, mit einer graphischen Konstruktion behelfen.

Hiermit kann zur Betrachtung der KAUFELD-Skala zurück gekehrt werden. KAUFELD wendete zwei Methoden an: einerseits die Konstruktion einer mittleren Regression, andererseits die diskutierte Methode gleicher Summenhäufigkeiten. Beide führen zu einem ähnlichen Ergebnis. Dieses ist zwangsläufig der Fall, wie oben gezeigt wurde.

KAUFELD geht bei der Ableitung seiner Skala im wesentlichen so vor, wie es im ersten Teil dieser Arbeit zumindest prinzipiell vorgeschlagen wurde. Die prinzipielle Festlegung auf die orthogonale Regression war jedoch mit einer praktischen Einschränkung verbunden: Nur wenn die relativen Beobachtungsfehler der beiden benutzten Datensätze gleich sind, führt die orthogonale Regression zu dem gewünschten Ergebnis. Unterschiedliche Fehler sind jedoch nur ein Beispiel dafür, wie in den beiden Datensätzen Varianzen hervorgerufen werden, die sich nicht sinnvoll miteinander vergleichen lassen. Die Effekte solcher Varianzunterschiede müssen insgesamt neutralisiert werden.

Im dritten Teil dieser Arbeit wird gezeigt, daß die Beobachtungsfehler von Windmessungen und Beaufortschätzungen keineswegs gleich sind. Aus diesem Grunde ist auch die KAUFELD-Skala nicht fehlerfrei.

#### Zusammenfassung des zweiten Teils

Im zweiten Teil dieser Arbeit wurden mehrere Äquivalentskalen vorgestellt, die im Verlaufe der vergangenen hundert

Skala	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
Meßhöhe	1-11	10	32	32	7	20	19	18	19,5	25
Bft										
0	-	-	-	-	-	1,4	-	0,8	-	0,4
1	1,7	0,8	1,8	-	1,0	2,9	1,8	2,0	2,0	1,9
2	3,1	2,4	4,1	4,0	3,0	4,4	3,7	3,6	4,1	4,1
3	4,8	4,3	6,1	7,5	5,8	6,1	5,6	5,6	6,2	6,4
4	6,7	6,7	8,2	10,0	7,9	7,9	7,8	7,8	8,4	8,7
5	8,8	9,4	10,4	12,6	10,2	9,8	9,9	10,2	10,6	11,0
6	10,7	12,4	12,4	15,4	12,4	11,8	12,4	12,6	12,9	13,4
7	12,9	15,5	14,3	18,3	14,4	13,9	15,0	15,1	15,3	15,9
8	15,9	18,9	-	21,1	16,8	16,2	-	17,8	18,0	18,7
9	18,0	22,4	-	23,5	-	18,5	-	20,8	21,5	21,8
10	21,0	26,4	-	-	-	21,0	-	24,2	25,1	25,1
11	23-30	30,4	-	-	-	23,6	-	28,0	27,4	28,6
12	>30	35	-	-	-	26,2	-	32,2	29,0	32,4

Tab.3 Verschiedene Äquivalentskalen.  
Die Geschwindigkeiten sind in m/s angegeben, die Meßhöhen in m.

I:	SEEWARTE	1898,	zitiert nach KÖPPEN (1916a).
II:	MET. OFFICE	1911,	1948 von der WMO als Code 1100 akzeptiert. Zitiert nach KÖPPEN (1916a).
III:	METEORFAHRT	1925-27,	Tropische Skala zwischen 16N und 22S. Es handelt sich um die nicht-reduzierte Version. Zitiert nach KUHLEBROTH (1936).
IV:	METEORFAHRT	1925-27,	Außertropische Skala zwischen 15S und 56S. Es handelt sich um die nicht-reduzierte Version. Zitiert nach KUHLEBROTH (1936).
V:	VERPLOEGH	1950-51,	Nur niederländische Feuerschiffe. Zitiert nach VERPLOEGH (1956).
VI:	RICHTER	1950-53,	Nur deutsche Feuerschiffe. Zitiert nach RICHTER (1956).
VII:	ROLL	1951,	zitiert nach VERPLOEGH (1956).
VIII:	CMM IV	1964,	zitiert nach WMO (1970).
IX:	CARDONE	1969,	zitiert nach CARDONE (1969).
X:	KAUFELD	1981,	zitiert nach KAUFELD (1981).

Jahre abgeleitet wurden. Tabelle 3 faßt sie nocheinmal zusammen.

KÖPPEN hatte 1888 vorgeschlagen, bei der Berechnung der Skalen nach den Windmessungen zu sortieren und über die Beaufortstärken zu mitteln. Auf diese Weise entsteht die Regression von Bft auf  $v$ . Sie verläuft zwangläufig zu steil, wenn die Beaufortstärke auf der Abszisse aufgetragen

wird. KÖPPEN selbst hatte hierauf hingewiesen. In den folgenden Jahrzehnten wurde diese Sortierart jedoch weitgehend akzeptiert. Auch die alte WMO-Skala, der Code 1100, geht auf solch eine Bearbeitungsmethode zurück. Die älteren, nach KÖPPENS Methode abgeleiteten Skalen haben also eines gemeinsam: sie verlaufen zu steil.

In der Folgezeit, besonders seit Ende des Zweiten Weltkriegs, wurden die Skalen häufig wieder so abgeleitet, wie es nur scheinbar einleuchtend ist: durch Sortierung nach den Beaufortstärken. Es deutet aber bereits an dieser Stelle einiges darauf hin, daß diese Vorgehensweise zu größeren Fehlern führt, als KÖPPENS Methode. Die im Vergleich zu den Messungen ungleich größeren Schätzfehler sind der Hauptgrund hierfür. Bereits SIMPSON (1906) ist dieser Meinung. Im dritten Teil wird gezeigt, daß dieser Sachverhalt zumindest für das Verhältnis von modernen Messungen und Beaufortschätzungen tatsächlich erfüllt ist.

In jedem Fall muß betont werden, daß die älteren Skalen,

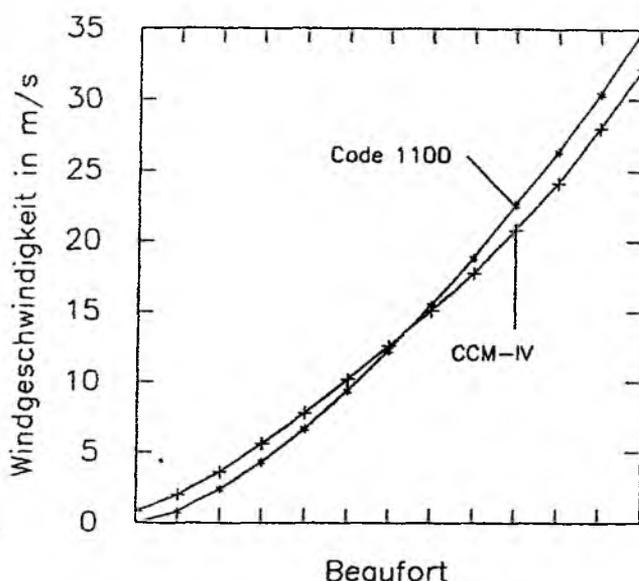


Abb.14 Die alte WMO-Skala (Code 1100) und die wissenschaftliche Skala der WMO (CCM-IV).

wie z.B. der Code 1100, nicht mit den neueren Skalen, wie z.B. der 'scientific scale' (CMM-IV) vergleichbar sind (Abb.14), weil unterschiedliche Methoden zu ihrer Ableitung verwendet wurden. Zwar verlaufen die meisten neueren Skalen übereinstimmend flacher als die stets kritisierte alte WMO-Skala (Code 1100). Hieraus kann aber nicht notwendig geschlossen werden, daß die alte Skala falsch ist.

Bei dem Vergleich der Äquivalentwerte verschiedener Skalen in Tabelle 3 müssen allerdings die unterschiedlichen Meßhöhen beachtet werden. Die moderneren Skalen VI bis X sind zwar Regressionen von  $v$  auf  $B_{ft}$  und verlaufen somit relativ flach. Sie beziehen sich jedoch durchweg auf eine Höhe von etwa 20m über der Meeresoberfläche. Diese recht große Höhe führt, unter Annahme eines logarithmischen Windprofils, zu einer prozentualen Erhöhung des Windmessungen und somit zu einem steilen Verlauf der Skalen. Vergleicht man diese nun mit den älteren Skalen kompensieren sich häufig zwei Effekte. Einerseits die unterschiedliche Meßhöhe, andererseits die unterschiedliche Bearbeitungsmethode bei der Ableitung der Skalen. Die Reihen III und IV, deren Daten von der Meteorfahrt stammen, bilden mit einer Meßhöhe von 32m natürlich eine Ausnahme.

KAUFELD (1981) verwendete die zwischen beiden Methoden vermittelnde orthogonale Regression. Auch sie bestätigt zwar den relativ flachen Verlauf der modernen Skalen. Dieses Ergebnis wäre jedoch nur unter der Voraussetzung stichhaltig, daß die Varianzen der betrachteten Datensätze überhaupt vergleichbar sind und z.B. keine unterschiedlichen Beobachtungsfehler bei Messungen einerseits und Schätzungen andererseits vorliegen. Genau dieses ist aber der Fall, wie im abschließenden dritten Teil dieser Arbeit gezeigt wird.

## **III. TEIL**

### **Abschnitt A**

## **FEHLERVARIANZEN**

## Die Ozeanwetterschiffe

Die bisher diskutierten Äquivalentskalen genügen nicht den Anforderungen, die im ersten Teil dieser Arbeit gestellt worden sind. Mit Ausnahme der KAUFELD-Skala handelt es sich stets um einseitige Regressionen. Aber auch die Gültigkeit der KAUFELD-Skala ist fragwürdig, da Unterschiede in den Beobachtungsfehlern zwischen Messungen und Schätzungen vermutet werden. Diese Vermutung wird nun geprüft. Da sie sich bestätigt, erfolgt schließlich die Ableitung einer neuen Äquivalentskala.

Als Datengrundlage dienen die Windmessungen von sechs nordatlantischen Ozeanwetterstationen (Abb.12), die mit den Beaufortmeldungen vorbeifahrender Schiffe verglichen werden. Die Verwendung der OWS-Meldungen als Eichbasis bietet sich aus mehreren Gründen an. In dieser Hinsicht ist zunächst einmal die beträchtliche Datenfülle zu nennen. Die Ozeanwetterschiffe gaben über mehrere Jahrzehnte hinweg dreistündliche Wettermeldungen ab.

Weiterhin ist es von großem Vorteil, daß die Messungen auf Schiffen im offenen Ozean durchgeführt worden sind und der Vergleich nicht in der Nähe der Küste stattfindet. Die Verhältnisse im Küstenbereich sind sicher nicht repräsentativ für den Ozean und die allgemeine Gültigkeit einer hier abgeleiteten Skala müßte angezweifelt werden. Die Skalen von VERPLOEGH (1956) und RICHTER (1956) sind auch in dieser Hinsicht als Beispiel zu nennen.

Ozeanwetterschiffe liegen nicht nur im offenen Ozean, sondern im allgemeinen auch auf einer festen Position. Auswirkungen des Fahrtwindes, die zu systematischen Verfälschungen führen, können somit weitgehend ausgeschlossen werden. Die möglichen Effekte wären nicht zu vernachlässigen und sind z.B. bei fahrenden Handelsschiffen deutlich nachweisbar. Diese melden offenbar nicht immer den mit der Fahrt des Schiffes korrigierten, sondern vielfach den scheinbaren, an Bord beobachteten Wind. Selbst Schätzungen, die allein auf dem Aussehen der Meeresoberfläche beruhen sollten, werden anscheinend

vom subjektiven Eindruck des Fahrtwindes beeinflusst. (Tab.4) Diese Verfälschungen sind nicht zufälliger Natur, sondern bewirken eine systematische Erhöhung des mittleren skalaren Windes. Da die Problematik bei den auf Station liegenden entfällt, sind ihre Windmeldungen zur Ableitung einer Äquivalentskala gut geeignet.

relative Windrichtung	von vorn	seitl. oder achterl.
Mittlerer skalarer Wind	17,80 kn	16,24 kn
Beobachtungsanzahl	159 306	231 721

Tab.4 Geschätzte Windgeschwindigkeit auf nordatlantischen Handelsschiffen bei unterschiedlicher relativer Windrichtung.

Wie auf allen Schiffen wird die korrekte Windmessung auch an Bord von Ozeanwetterschiffen durch die Umströmung der Aufbauten gestört (DOBSON, 1981). Dieses Problem ist grundsätzlich nicht zu umgehen. Es bleibt jedoch zu hoffen, daß keine systematischen Verfälschungen auftreten, da durch die Störung sowohl erhöhte als auch verminderte Windgeschwindigkeiten resultieren.

Nicht zuletzt muß erwähnt werden, daß die Meßinstrumente der Ozeanwetterschiffe von Fachpersonal betreut wurden, und systematische Beobachtungsfehler schon aus diesem Grund als gering angesehen werden können. In diesem Zusammenhang liegt aber auch die Vermutung nahe, daß die zufälligen Fehler geringer als die der Beaufortschätzungen sind.

## Daten

Zum Nachweis der unterschiedlichen Fehler und zur anschließenden Ableitung einer neuen Äquivalentskala wird auf das Datenmaterial des Seewetteramtes Hamburg zurückgegriffen, das bereits KAUFELD benutzt hat. Grundlage dieser beiden

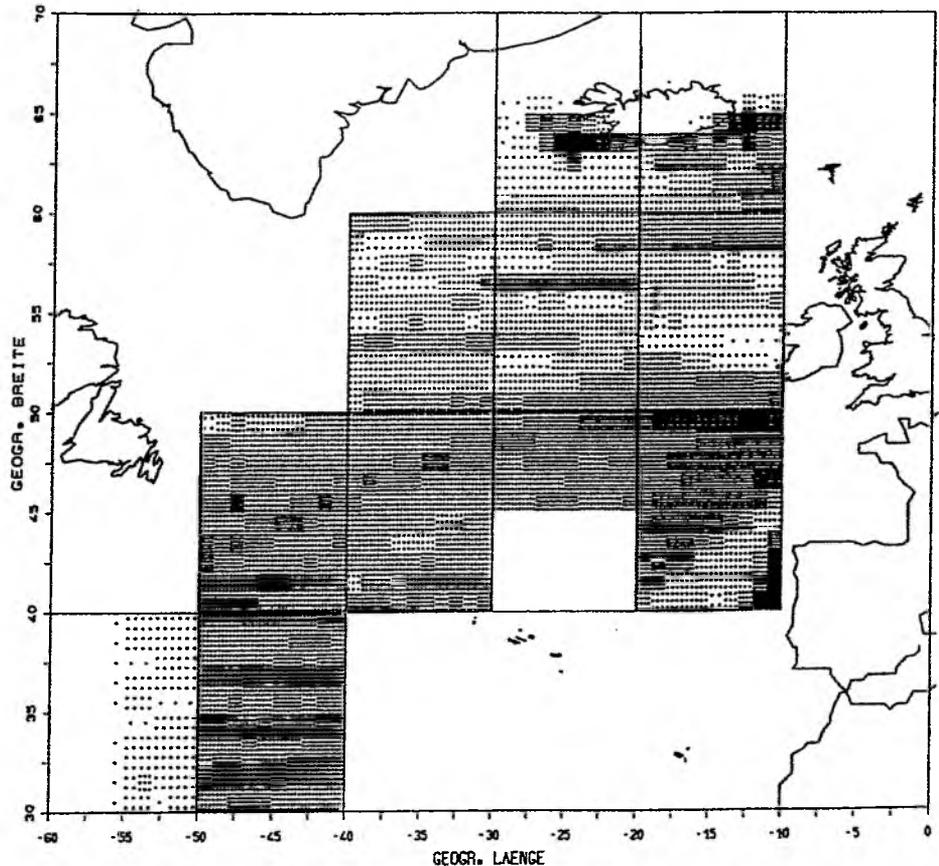


Abb.15 Datenbelegung des Nordatlantiks im Zeitraum von 1960 bis einschließlich 1971. Ein Punkt entspricht 100 Beobachtungen.

Datensätze sind individuelle Wetterbeobachtungen von Ozeanweterschiffen und von Handelsschiffen aus dem Nordatlantik. Es wurden Daten aus dem Zeitraum von 1960 bis 1971 verwendet. Die Anzahl der verfügbaren Handelsschiffmeldungen ist seit der Ableitung der KAUFELD-Skala beträchtlich angewachsen. Durch Datenaustausch konnten in verstärktem Maße internationale Beobachtungen hinzu gewonnen werden. Abbildung 15 zeigt die Anzahl der nun zur Verfügung stehenden Handelsschiffmeldungen im untersuchten Gebiet.

Bezüglich der Windgeschwindigkeit enthalten die Daten drei Informationen. Neben der Angabe, ob der Wind gemessen oder geschätzt wurde, meldet jedes Schiff die Windgeschwindigkeit sowohl in Beaufortstufen als auch in Knotenwerten. Der

prinzipielle Zusammenhang beider Angaben ist durch die alte WMO-Skala (Code 1100) gegeben. Allerdings tauchen in den Knotenangaben neben den Äquivalentwerten auch Zwischenwerte auf. Offenbar wurde die Windgeschwindigkeit häufig mit einer größeren Genauigkeit geschätzt, als es die Auflösung der Beaufortskala zuläßt. Der größere Informationsgehalt der Knotenangaben läßt vermuten, daß es sich hierbei um die originären Daten handelt und die Beaufortangaben erst im nachhinein mit Hilfe der WMO-Skala ermittelt wurden. Schon aus diesem Grund ist es sinnvoller, bei den folgenden Betrachtungen die Knotenmeldungen der Handelsschiffe zu verwenden. Ein Rückschluß auf Beaufortwerte ist mit Hilfe der WMO-Skala stets möglich, der umgekehrte Weg jedoch nicht.

Der größte Vorteil der Knotenangaben ist aber ihr linearer Charakter. Die Bildung von Mittelwerten ist bei Knotenmeldungen problemlos. Bei Beaufortangaben hingegen ist dieses nicht der Fall, da die Beaufortskala nichtlinear ist. Wollte man dennoch mit Beaufortwerten rechnen, müßte sie zunächst linearisiert werden.

Jede Äquivalentskala, die die Umrechnung der Beaufortstärken in metrische Windgeschwindigkeiten ermöglicht, kann als Linearisierung der Skala betrachtet werden. Somit ist der praktikabelste Weg, nicht Beaufortstufen, sondern die mit Hilfe einer Äquivalentskala berechneten Knotenwerte zu eichen. Als Ergebnis erhält man einen neuen Äquivalentwert nun nicht mehr für jede Beaufortstufe, sondern für jeden alten Äquivalentwert. Die beiden Aussagen sind gleichwertig, da alte Äquivalentwerte und Beaufortstufen durch die benutzte Skala fest verknüpft sind. Hierbei kann jede Skala verwendet werden, die die Linearisierung der Windstärkemeldungen mit hinreichender Genauigkeit sicherstellt, und es ist bedeutungslos, ob die Äquivalentwerte im einzelnen richtig bestimmt worden sind.

Daß es gleichgültig ist, mit welcher Skala linearisiert wird, soll anhand der KAUFELD- und der WMO-Skala gezeigt werden. Abbildung 16 zeigt den in weiten Bereichen linearen Zusammenhang zwischen Kaufeld- und WMO-Skala. Nur die Wind-

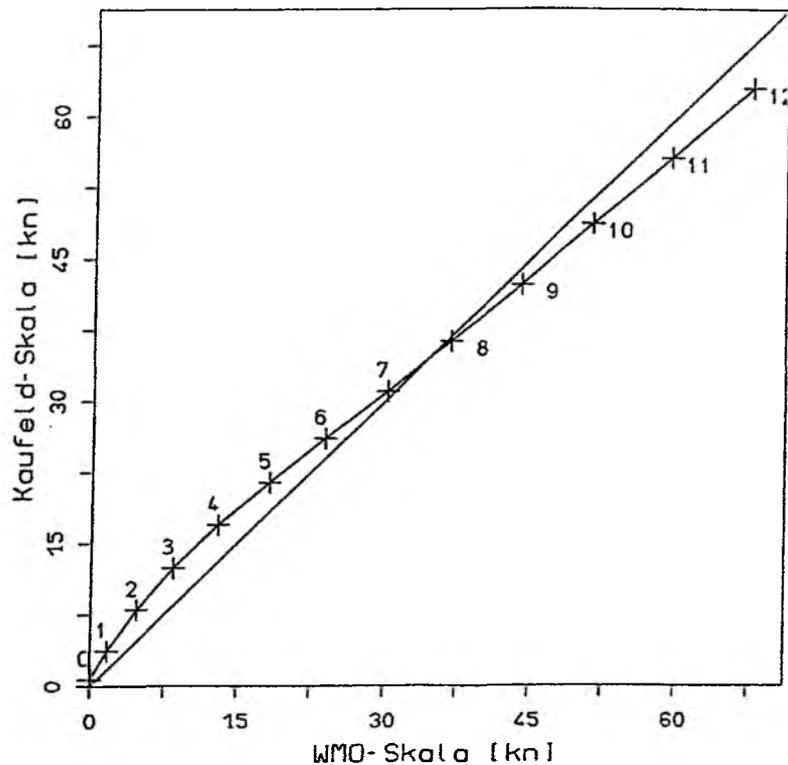


Abb.16 Vergleich der Äquivalentwerte der WMO-Skala (Code 1100) mit denen der KAUFELD-Skala.

stärken 0 bis 2 weichen davon ab, da die skalare Windgeschwindigkeit keine negativen Werte annimmt und beide Skalen nach unten geschlossen sind. Notwendigerweise nähern sich die Skalen einander bei geringen Windgeschwindigkeiten, da jede realistische Skala für Windstille einen nur unwesentlich von Null verschiedenen Wert angibt. Der bis auf Randeffekte lineare Zusammenhang beider Skalen läßt folgenden Schluß zu: wenn eine Skala die Beaufortwerte gut linearisiert, so gilt das ebenfalls für die andere.

In dieser Arbeit erfolgt die für Mittelwertbildungen notwendige Linearisierung implizit, indem die parallel zu den Beaufortstärken angegebenen Knotenwerte in die Berechnungen eingehen. Somit findet genau genommen eine Eichung der alten WMO-Skala (Code 1100) statt.

Es wurde eingangs erwähnt, daß in dieser Arbeit nur Daten ab 1960 berücksichtigt werden. Die aus den Beständen des Seewetteramtes zur Verfügung gestellten Handelsschiffdaten aus der Zeit vor 1960 bestehen ausschließlich aus Meldungen deutscher Schiffe. In den Windschätzungen gibt es jedoch systematische Unterschiede in Abhängigkeit von der Nationalität des Schiffes (Tab.5). Deshalb ist die Verwendung ausschließlich deutscher Schiffsmeldungen zur Herleitung einer allgemeinen Äquivalentskala nicht ratsam. Der untersuchte Zeitraum endet 1971. In diesem Jahr wurde der Dienst auf vier der sechs betrachteten Ozeanwetterstationen eingestellt.

Nation	SU	USA	Frankreich	GB	Niederlande	Deutschland
OWS C	- 0,1	+ 0,3		- 1,2	-1,1	-2,0
D	- 0,3	- 0,4	- 0,9	- 1,7	-2,2	-1,9
E	+ 1,0	- 0,2	- 1,8	- 1,9	-2,7	-1,9
I	- 0,3	+ 0,3		- 0,7		-1,6
J	- 0,2	+ 0,5	+ 0,1	- 1,2	-1,2	-1,7
K	+ 0,2	- 0,6	- 1,7	- 2,1	-2,7	-2,4
Gesamt	0,0	- 0,3	- 1,2	- 1,5	-2,3	-2,0

Tab. 5 Mittlere Windgeschwindigkeitsdifferenz in Knoten zwischen Handelsschiffschätzungen gegenüber gleichzeitigen Messungen von Ozeanwetterschiffen, die höchstens 150 sm entfernt liegen. Die Werte sind nur angegeben, wenn mehr als 500 Beobachtungen vorliegen.

Ein weiterer Grund für die Wahl eines relativ kurzen Eichzeitraums liegt in der Befürchtung, daß sich die Beaufortäquivalente im Laufe der Zeit verschoben haben. (PETERSON & HASSE, 1987) Eine solche zeitliche Drift würde eine erhöhte Gesamtvarianz der Handelsschiffdaten bewirken. Wie bereits im ersten Teil gezeigt wurde, hängt die sinnvolle Herleitung einer Äquivalentskala in starkem Maße von dem Verhältnis der Gesamtvarianzen beider Datensätze ab. Es gilt darum, zunächst eine Äquivalentskala für eine Zeitspanne abzuleiten, die gegenüber der zeitlichen Drift klein ist. Anhand von Luft-

druckgradienten aus verschiedenen Jahrzehnten kann dann eine zeitliche Veränderung der Skala bestimmt werden (LINDAU, ISEMER & HASSE, 1990).

### Zufällige Beobachtungsfehler

Nach diesen Vorbemerkungen können nun die Fehlervarianzen der Handelsschiffbeobachtungen und die der Ozeanwetterschiffmeldungen bestimmt werden. Ziel ist es, das Verhältnis der Fehler zu kennen. Denn bei der Ableitung einer Äquivalentskala führen unterschiedliche Fehlervarianzen zu Verfälschungen.

Zur Berechnung des mittleren Beobachtungsfehlers der Handelsschiffe wurden Paare zeitgleicher Meldungen gebildet, wenn die Schiffe angaben, den Wind nicht gemessen, sondern geschätzt zu haben. In Abhängigkeit vom Abstand der Schiffe wurde die mittlere quadratische Windgeschwindigkeitsdifferenz berechnet. Schiffspaare mit identischen Positionsmeldungen wurden nicht berücksichtigt, da es sich hierbei zum größten Teil um Doppelmeldungen handelt. Es gibt aber beginnend mit der kleinsten Entfernungsklasse 5-15 km in allen jeweils 10 km umfassenden Klassen ausreichende Beobachtungsanzahlen, so daß eine Extrapolation auf den Abstand Null unproblematisch ist. Die mittlere quadratische Windgeschwindigkeitsdifferenz bei diesem Wert, also orts- und zeitgleicher Beobachtungen, wird ausschließlich auf Meßfehler zurückgeführt, da die natürliche Varianz bei solchen Beobachtungspaaren vollständig ausgeschaltet sein sollte. Einzelne Böen, die auch bei direkt benachbarten Schiffen zu unterschiedlicher Einschätzung des Windes führen, werden hierbei als Beobachtungsfehler betrachtet.

Die obere Ausgleichsgerade in Abbildung 17 veranschaulicht die Ergebnisse. Die Berechnungen ergeben einen Wert von etwa  $44 \text{ kn}^2$ . In diesen Betrag gehen die Fehler von jeweils zwei Schiffen ein, so daß die mittlere Fehlervarianz von Handelsschiffen  $22 \text{ kn}^2$  beträgt, also ein Beobachtungsfehler von  $4\frac{1}{2}$  bis 5 Knoten vorliegt.

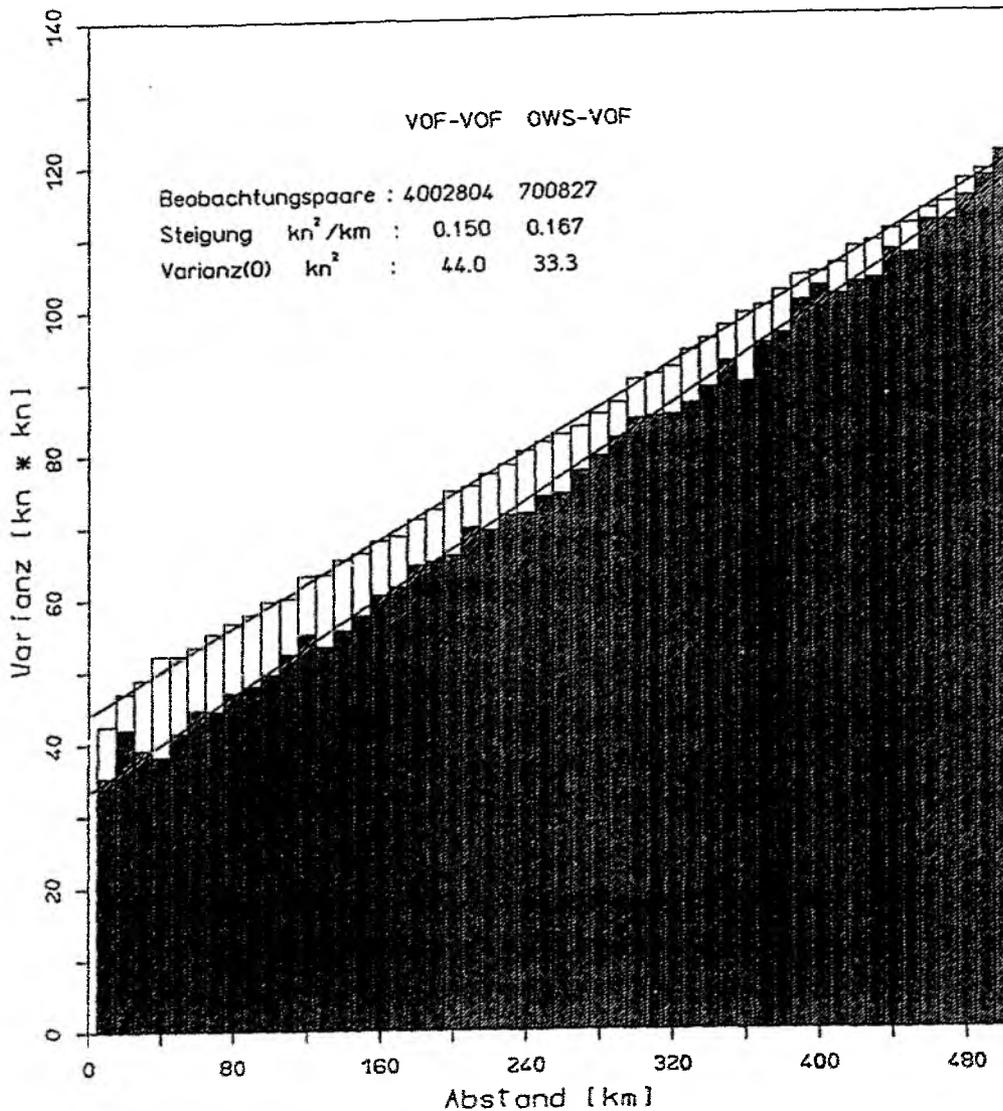


Abb.17 Quadratische Windgeschwindigkeitsdifferenz in Abhängigkeit vom Abstand. Die Gesamtsäulen beziehen sich auf VOF-VOF-Paare, der schraffierte Anteil auf OWS-VOF-Paare. Die OWS-Meldungen wurden nicht reduziert.

Das auf die Handelschiffe angewendete Verfahren ist nicht ohne weiteres auf Ozeanwetterschiffe übertragbar, da zwischen ihnen ständig Entfernungen von mindestens 500 km herrschen. Unterschiede gleichzeitiger Windmessungen werden bei diesen Abständen von der räumlichen Varianz des Windfeldes und weniger durch Meßfehler geprägt.

Dieses Problem entfällt, wenn Beobachtungspaare zwischen Ozeanwetterschiffen und Handelsschiffen gebildet werden. Analog zu dem Fall gegenseitiger Handelsschiffpaare führt die Methode zu einer Varianz, die bei zeit- und ortsgleichen Beobachtungen herrschen würde. In ihr sind aber nicht nur Fehlervarianzen der beteiligten Schiffe, sondern auch systematische Unterschiede der Windbeobachtungen in beiden Datensätzen enthalten.

Die untere Ausgleichsgerade der Abbildung 17 bezieht sich auf diese Berechnungen. Die Gesamtvarianz bei dem Abstand Null von etwa  $33 \text{ kn}^2$  führt nach Abzug der bekannten Fehlervarianz von Handelsschiffen zu einem Wert von  $11 \text{ kn}^2$ . Er stellt eine Obergrenze für die Meßfehler der Ozeanwetterschiffe dar, weil hierin auch sämtliche systematischen Differenzen der beiden zugrundeliegenden Windgeschwindigkeitsbestimmungen enthalten sind.

Beaufort	0-1	2	3	4	5	6	7	8-12
Varianz [ $\text{kn}^2$ ]	11,8	12,2	13,4	17,9	22,9	27,7	34,1	54,5

Tab.6 Fehlervarianz der Handelsschiffdaten getrennt nach Windstärken.

Damit die oben skizzierte Methode zur Abschätzung der Beobachtungsfehler sinnvolle Ergebnisse liefert, müssen den OWS-VOF- und den VOF-VOF-Betrachtungen gleiche Bedingungen zugrundeliegen. Insbesondere müssen in beiden Fällen gleiche Windgeschwindigkeiten herrschen, da die Fehlervarianz eine Funktion der Windgeschwindigkeit ist. Für Handelsschiffe kann man nachweisen, daß der Beobachtungsfehler mit der Windstärke zunimmt (Tab.6). Wenn die mittlere Windgeschwindigkeit der Handelsschiffe, aus denen OWS-VOF-Paare gebildet werden, nicht mit der der Handelsschiffe übereinstimmt, die in die VOF-VOF-Paare eingehen, sind die resultierenden Fehlervarianzen nicht vergleichbar.

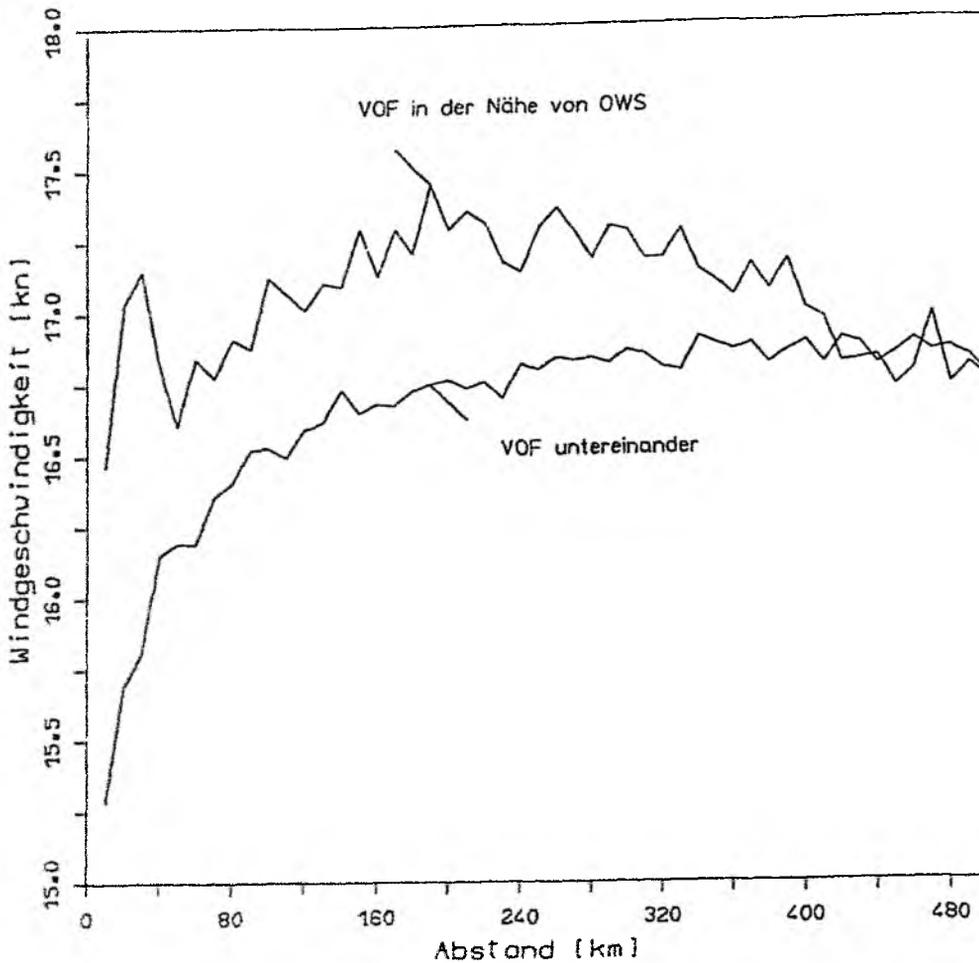
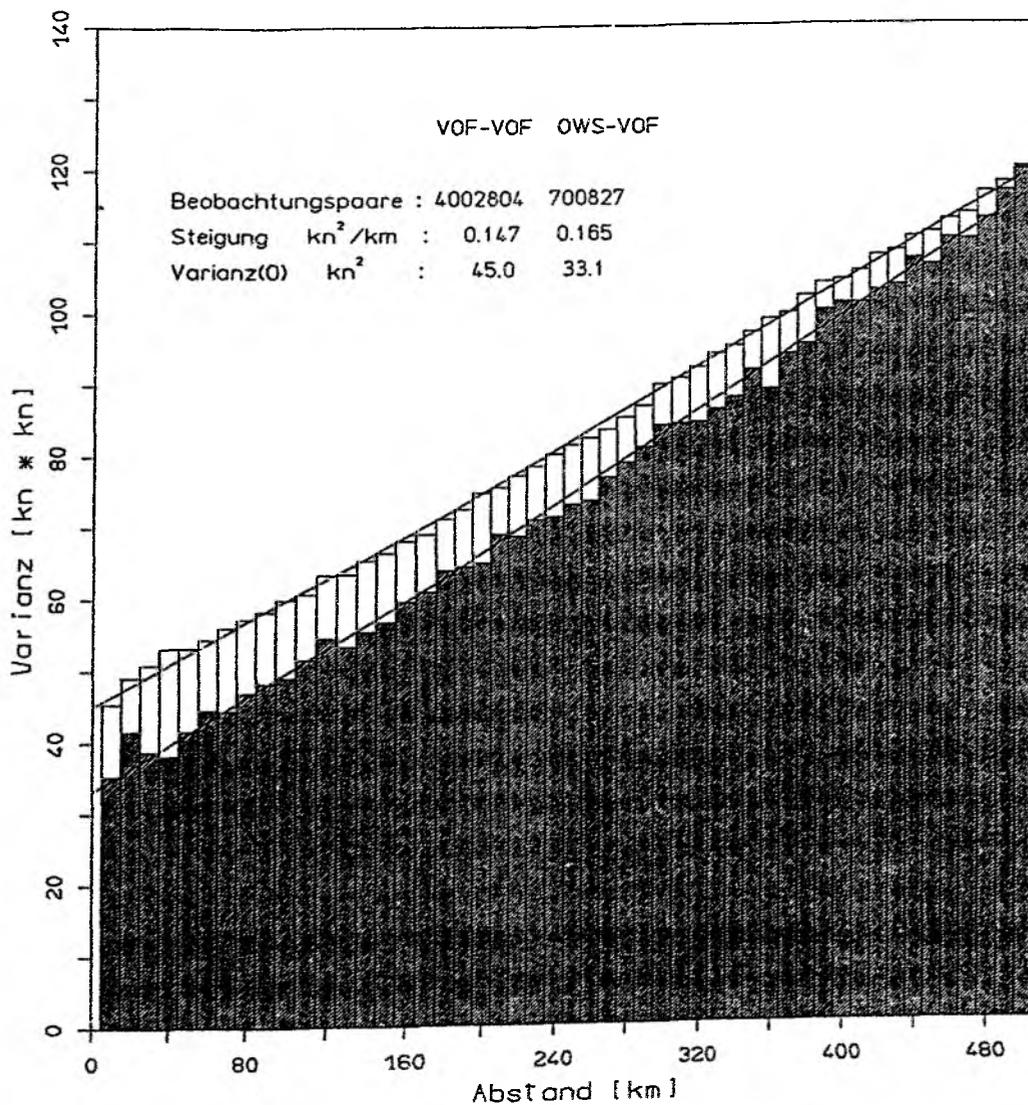


Abb.18 Mittlere skalare Windgeschwindigkeiten von Handelsschiffen.  
 Obere Kurve: Handelsschiffmeldungen, die den OWS-VOF-Paaren in Abb.17 zugrunde liegen.  
 Untere Kurve: Handelsschiffmeldungen bei VOF-VOF-Paaren.

Leider gibt es diese systematischen Unterschiede, wie Abbildung 18 zeigt. Handelsschiffe in Nähe von Ozeanwetterschiffen zeichnen sich durch überdurchschnittliche Windgeschwindigkeiten aus. Darüber hinaus sinkt die mittlere Windgeschwindigkeit bei geringen Abständen der Schiffe.

Damit die Fehlervarianzen vergleichbar sind, wurde zunächst die Varianz getrennt nach Windstärken berechnet und dann alle Werte mit der mittleren, im Nordatlantik herrschenden Häufigkeitsverteilung der Windstärken (Abb. 19a) gewichtet. Dadurch



**Abb.19** Gewichtete quadratische Windgeschwindigkeitsdifferenz in Abhängigkeit vom Abstand. Die Gesamtsäulen beziehen sich auf VOF-VOF-Paare, der schraffierte Anteil auf OWS-VOF-Paare. Die OWS-Meldungen wurden nicht reduziert.

steigt die doppelte Fehlervarianz der Handelsschiffe um 1 auf  $45 \text{ kn}^2$ . Die Abbildung 19 zeigt die Ergebnisse nach der Wichtung.

## Systematische Unterschiede

Zur Abschätzung der Beobachtungsfehler ist allein der Wert der mittleren quadratischen Differenzen bei dem Abstand Null maßgeblich. Aber auch die Änderung dieser Größe mit zunehmendem Abstand enthält interessante Aspekte. Das Anwachsen der quadratischen Differenz zweier Windbeobachtungen spiegelt die räumliche Varianz des Windfeldes wider. Mit zunehmendem Abstand der Schiffe wachsen die Unterschiede des Windes an beiden Beobachtungsorten.

In Abbildung 19 fällt auf, daß sich die mittleren quadratischen Windgeschwindigkeitsdifferenzen bei zunehmendem Abstand unterschiedlich entwickeln. Zwar sind beide Funktionen in guter Näherung linear, allerdings mit verschiedenen Steigungen. Die stärkere Zunahme der quadratischen Differenzen bei OWS-VOF-Paaren bedarf einer Erklärung, denn es muß zunächst angenommen werden, daß die Steigung die tatsächlich herrschende räumliche Varianz beschreibt und von dem zugrundeliegenden Datenmaterial unabhängig ist.

Hierzu sei die Bildung quadratischer Differenzen näher untersucht. Es bezeichnen:

- $u'$  : Fehlerbehaftete Windmeldung des Ozeanwetterschiffes  
mit  $u' = u + \Delta u$
- $v'$  : Fehlerbehaftete Windmeldung des Handelsschiffes  
mit  $v' = v + \Delta v$
- $n$  : Anzahl der Beobachtungspaare

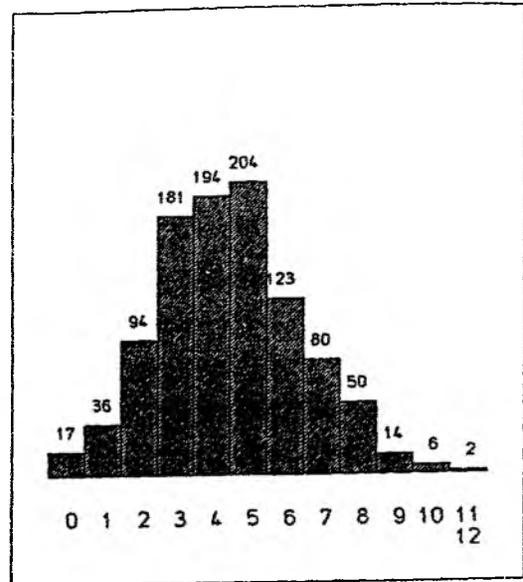


Abb.19a

Mittlere Häufigkeit der Beaufortstärken im Nordatlantik, angegeben in Promille. Hiermit wurde innerhalb jeder Entfernungsklasse gewichtet, um vergleichbare Ergebnisse zu erhalten.

Der allgemeine, für die Eichung gesuchte und von den Beobachtungsfehlern unabhängige Zusammenhang zwischen  $u$  und  $v$  sei linear beschreibbar:

$$u = av + b$$

Ferner sei:

$\Delta w = \Delta w(x)$  : Windgeschwindigkeitsdifferenz zwischen den Beobachtungsorten. Sie ist in der Skala der Handelsschiffe angegeben. Die Spezifizierung auf eine Skala ist notwendig, weil systematische Unterschiede zwischen beiden angenommen worden sind.

Mit Hilfe der Größe  $\Delta w(x)$  kann der Zusammenhang zwischen  $u$  und  $v$  auch für nicht ortsgleiche Beobachtungen beschrieben werden:

$$u = a ( v + \Delta w(x) ) + b$$

Für die mittlere quadratische Windgeschwindigkeitsdifferenz  $D = OWS - VOF$  gilt:

$$\begin{aligned} D &= 1/n \quad \Sigma ( u' - v' )^2 \\ n D &= \Sigma ( u + \Delta u - v - \Delta v )^2 \\ &= \Sigma ( a(v + \Delta w(x)) + b + \Delta u - v - \Delta v )^2 \\ &= \Sigma ( (a-1)v + a\Delta w(x) + b + \Delta u - \Delta v )^2 \end{aligned}$$

Da  $\Delta u$ ,  $\Delta v$  und  $\Delta w(x)$  zufälliger Natur sind, sind die Summen über diese Größen und alle gemischten Glieder, an denen sie linear beteiligt sind, gleich Null.

$$\begin{aligned} n D &= \Sigma(\Delta u)^2 + \Sigma(\Delta v)^2 \\ &+ (a-1)^2 \Sigma v^2 + 2b(a-1) \Sigma v + nb^2 \\ &+ a^2 \Sigma(\Delta w(x))^2 \end{aligned}$$

Die auf OWS-VOF-Paare bezogene Berechnung kann völlig

analog auch für VOF-VOF-Paare durchgeführt werden.

Die ersten beiden Glieder bezeichnen die Fehlervarianzen der beiden Schiffstypen. Bei VOF-VOF-Paaren sind die Fehler gleich und die Summe der beiden Ausdrücke ist die doppelte Fehlervarianz von Handelsschiffen.

Auch die folgenden drei Glieder sind abstandsunabhängig. Sie geben den Effekt an, der durch systematische Unterschiede der Skalen bei dem Abstand Null auftritt. Bei der Betrachtung der Handelsschiffe untereinander gibt es diesen Effekt selbstverständlich nicht. Hier gilt  $a=1$  und  $b=0$ .

$a^2 \Sigma(\Delta w(x))^2$  ist das einzige abstandsabhängige Glied. Die in der Abbildung 19 dargestellten Berechnungen zeigen den linearen Charakter dieser Größe sowohl bei OWS-VOF-Paaren als auch bei reinen Handelsschiffpaaren, und es gilt für jeden Abstand  $x$ :

$$\begin{aligned} \text{OWS-VOF-Paare:} \quad & a^2 \Sigma(\Delta w(x))^2 = c_1 x \\ \text{VOF-VOF-Paare:} \quad & \Sigma(\Delta w(x))^2 = c_2 x \quad , \text{ weil hier } a=1 \\ \text{Also:} \quad & a^2 = c_1/c_2 \end{aligned}$$

Mit  $c_1 = 0,165 \text{ kn}^2/\text{km}$  und  $c_2 = 0,147 \text{ kn}^2/\text{km}$  (siehe Abb.19) folgt  $a = 1,06$ .

Für das abstandsabhängige Anwachsen der quadratischen Windgeschwindigkeitsdifferenzen bei reinen Handelsschiffpaaren ist allein die räumliche Varianz des Windfeldes verantwortlich. Die Modifikation dieses Wertes bei OWS-VOF-Paaren ist auf systematische Unterschiede in der Windbeobachtung beider Schiffstypen zurückzuführen. Bei einem linearen Ansatz  $\text{OWS} = a \text{ VOF} + b$  für den prinzipiellen Zusammenhang zwischen Ozeanwetterschiffs- und Handelsschiffdaten hat der Faktor  $a$  einen Wert von 1,06. Nun läßt sich auch  $b$  ermitteln:

$$\begin{aligned} \Sigma u' &= \Sigma u = \Sigma a(v+\Delta w)+b = \Sigma av + nb = a \Sigma v' + nb \quad \implies \\ b &= \frac{1}{n} \Sigma u' - a \frac{1}{n} \Sigma v' \end{aligned}$$

Nach Berechnung der Mittelwerte beider Datensätze mit  $\frac{1}{n} \Sigma u' = 18,60 \text{ kn}$  und  $\frac{1}{n} \Sigma v' = 17,23 \text{ kn}$  folgt:  
 $b = 0,35 \text{ kn}$

Bei dem geringen Wert des konstanten Gliedes liegen die wesentlichen systematischen Unterschiede zwischen den OWS-Messungen und den Windschätzungen auf Handelsschiffen in 6% höheren Ozeanwetterschiffwerten.

Eine mögliche Ursache dieser Erhöhung liegt auf der Hand. Ozeanwetterschiffe messen den Wind in einer Höhe von etwa 25 m, während sich die Handelsschiffbeobachtungen durch die Anwendung des WMO-Codes 1100 zumindest nominell auf eine Höhe von 10 m beziehen.

### Höhenreduzierte Ozeanwetterschiffdaten

Es liegt also nahe, die Winddaten der Ozeanwetterschiffe von 25 m auf 10 m zu reduzieren. Erst nach der Elimination des offensichtlichen systematischen Unterschiedes gegenüber den Handelsschiffdaten sind beide miteinander vergleichbar.

Die Reduktion wurde unter Annahme eines logarithmischen Windprofils individuell vorgenommen. Zur Bestimmung der darin enthaltenen Schubspannungsgeschwindigkeit  $u_*$  wurde der Bulk-Ansatz verwandt. Die dafür nötige Berechnung des Schubspannungskoeffizienten  $c_D$  wurde nach einem Verfahren von LARGE und POND (1981) durchgeführt. Hierbei wurde die momentan herrschende Stabilität in Form der Temperaturdifferenz Luft-Wasser berücksichtigt und eine konstante Luftfeuchtigkeit von 80% angenommen.

Nach der Höhenreduktion der Ozeanwetterschiffmessungen wurden wiederum abstandsabhängige quadratische Windgeschwindigkeitsdifferenzen gebildet. Genau wie bei den unreduzierten Daten fand eine Normierung aller Entfernungsklassen sowohl bei den reinen Handelsschiffpaaren als auch bei den OWS-VOF-Paaren statt.

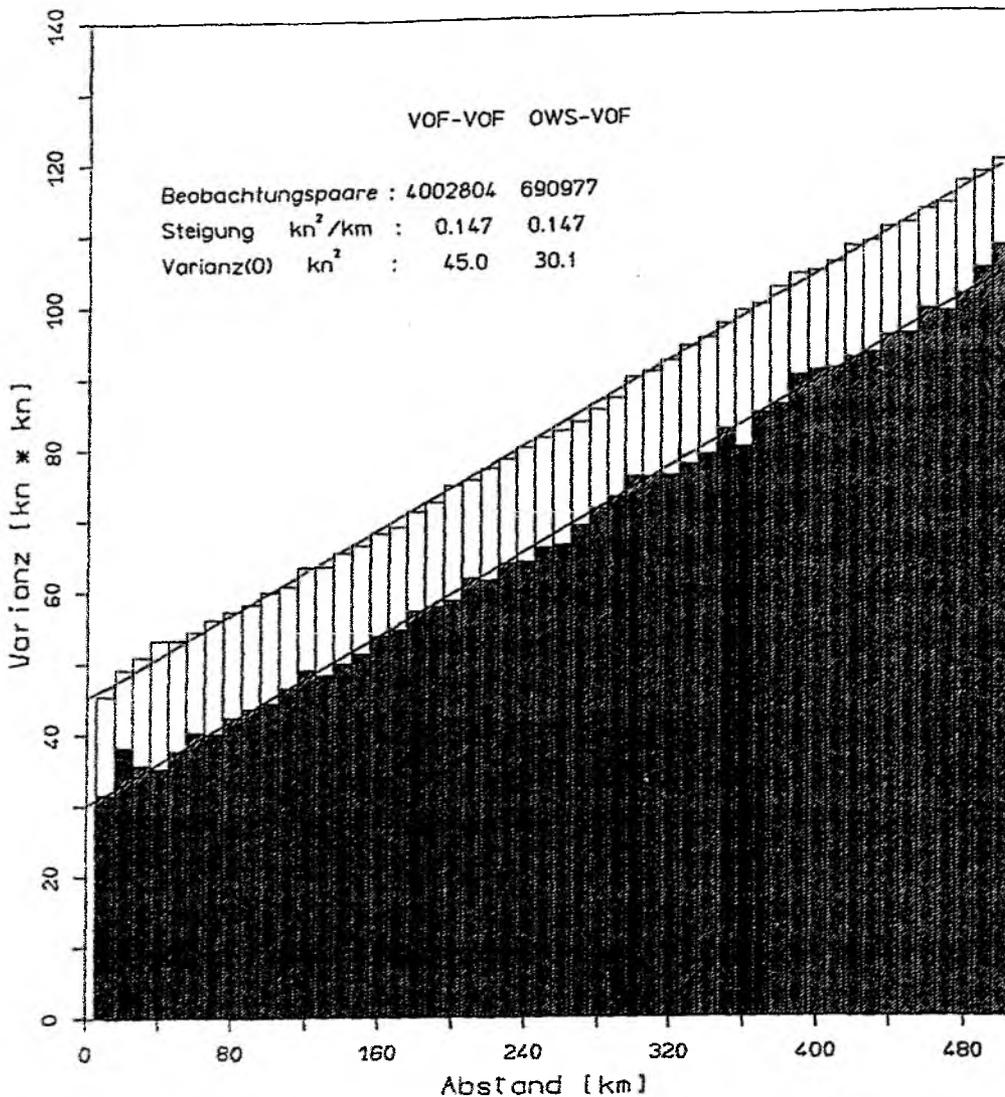


Abb.20 Gewichtete quadratische Windgeschwindigkeitsdifferenz in Abhängigkeit vom Abstand. Die Gesamtsäulen beziehen sich auf VOF-VOF-Paare, der schraffierte Anteil auf OWS-VOF-Paare. Die OWS-Meldungen wurden von 25 m auf 10 m reduziert.

Im Gegensatz zu den Berechnungen ohne Höhenreduktion zeigt die Abbildung 20 eine Entfernungsabhängigkeit der Varianzen, die bei beiden Paarbildungsarten parallel verläuft. Auch die quadratischen Differenzen zwischen OWS- und VOF-Windgeschwindigkeiten wachsen nun mit einem Wert von  $0,147 \text{ kn}^2/\text{km}$ , d.h. bei linearem Ansatz ist kein windgeschwindigkeitsabhängiger Unterschied zwischen Ozeanwetterschiff- und

Handelsschiffdaten vorhanden. Da nach der Reduktion der OWS-Werte ihr Mittelwert auf 17,16 kn sinkt, ist auch der Betrag von  $b$ , der die konstanten Unterschiede beinhaltet, verschwindend gering. ( $b = -0,07 \text{ kn}$ )

Allein durch die Reduktion der Ozeanwetterschiffmessungen sind also die linear beschreibbaren Unterschiede beseitigt, und die Differenz in Abbildung 19 ist tatsächlich auf den Höhenunterschied zurückzuführen. Als weiteres Ergebnis kann der zufällige Fehler der Ozeanwetterschiffe nun genauer angegeben werden, da sich der Wert der quadratischen Differenzen zwischen OWS- und VOF-Meldungen bei dem Abstand Null nun fast ausschließlich aus den Beobachtungsfehlern zusammensetzt. Aus dem in Abbildung 19 ersichtlichen Wert von etwa  $30 \text{ kn}^2$  folgt nach Abzug der Handelsschifffehler eine Fehlervarianz von etwa  $7,5 \text{ kn}^2$  für Ozeanwetterschiffe.

Aber auch dieser Wert für die Beobachtungsfehler der reduzierten OWS-Daten wäre noch überschätzt, wenn systematische Unterschiede quadratischer und höherer Ordnung zwischen Ozeanwetterschiff- und Handelsschiffmeldungen herrschten. Ein derartiger Effekt könnte nur bei einem internen Vergleich der Ozeanwetterschiffe ausgeschlossen werden. Die großen Entfernungen zwischen den einzelnen Stationen lassen diesen Vergleich jedoch nicht zu.

### **Zeitdifferenzen reiner OWS-Paare**

In Analogie zur Taylor-Hypothese sind räumliche und zeitliche Varianzen ineinander überführbar, wenn das Feld räumlich homogen und zeitlich stationär ist. Für Zeiträume von einem Tag und Seegebieten von einigen hundert Kilometern Durchmesser sind die Forderungen auf offener See annähernd erfüllt.

Vor diesem Hintergrund wurden Windgeschwindigkeitsmessungen eines Ozeanwetterschiffes zu verschiedenen Zeitpunkten verglichen. Betrachtet wurden die Zeitunterschiede von 3, 6, 9 und 12 Stunden. Eine höhere zeitliche Auflösung ist nicht

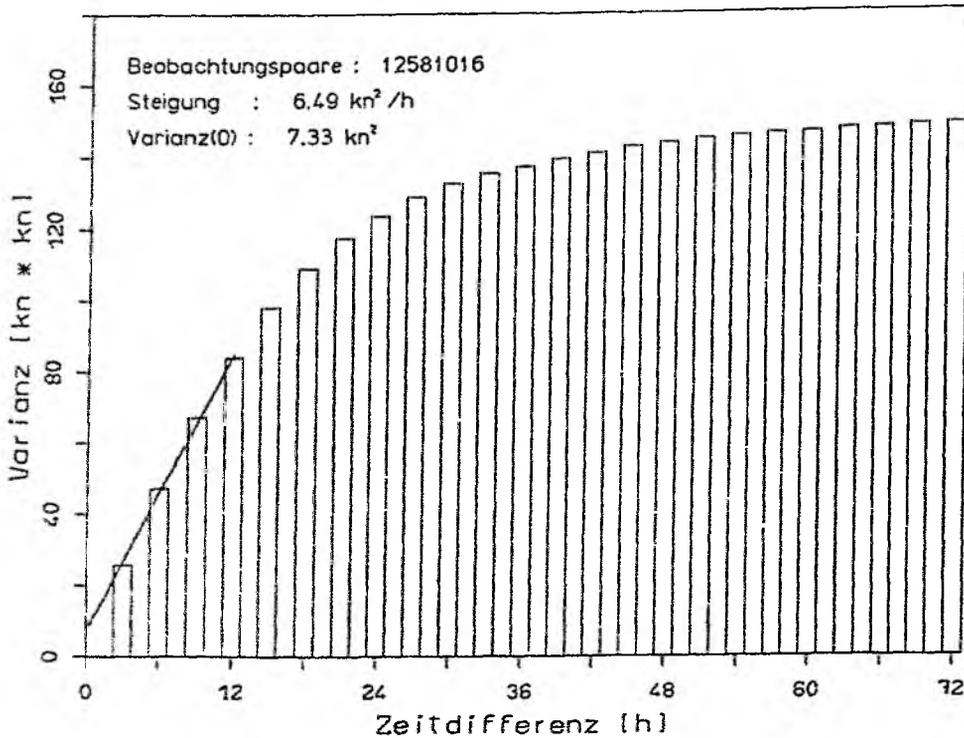


Abb.21 Quadratische Windgeschwindigkeitsdifferenz zwischen OWS-Beobachtungen in Abhängigkeit vom zeitlichen Abstand. Die Meldungen wurden nicht reduziert.

möglich, da die Ozeanwetterschiffe im allgemeinen nur dreistündlich meldeten. Die stündlichen Messungen einzelner Stationen wurden nicht berücksichtigt, weil die Betrachtungen auf Durchschnittswerte für alle Ozeanwetterschiffe des Nordatlantiks abzielen und eine ungefähre Gleichbelegung der Zeitdifferenzklassen gewährleisten muß. Die räumliche Betrachtung zeigte bereits den linearen Charakter der quadratischen Windgeschwindigkeitsdifferenzen bei Abständen bis 500 km. Dieser Charakter bleibt nach der Taylor-Hypothese bei entsprechenden zeitlichen Differenzen erhalten, so daß vier Klassen von Zeitunterschieden ausreichend sind.

Abbildung 21 zeigt das Ergebnis der Untersuchung zeitlicher Differenzen reiner Ozeanwetterschiffpaare. Die lineare Extrapolation von den Werten für  $\Delta t=3h$  bis  $\Delta t=12h$  auf die Zeitdifferenz Null liefert den Wert  $7,3 \text{ kn}^2$ . Er beinhaltet aus-

schließlich die doppelte Fehlervarianz von Ozeanwetterschiffen, da systematische Unterschiede fehlen. Diese mit Hilfe von Zeitdifferenzen berechnete Fehlervarianz der OWS stimmt bemerkenswert gut mit den unter räumlichen Aspekten gewonnenen Wert von  $7,5 \text{ kn}^2$  überein. Es können also mit einiger Sicherheit Meßfehler von 2 bis 3 Knoten angenommen werden.

Das Anwachsen der quadratischen Differenzen mit zunehmenden Zeitunterschieden ist ein Maß für die zeitliche Variabilität des Windfeldes. Der Quotient aus der zeitlichen und der bereits bestimmten räumlichen Varianz gibt die mittlere Geschwindigkeit an, mit der Störungen, die die Variabilität verursachen, wandern. Die räumliche Varianz des Windfeldes beträgt  $0,147 \text{ kn}^2/\text{km}$ . Dieser Wert wurde mit Hilfe von Handelsschiffmeldungen ermittelt. Der berechneten zeitlichen Varianz von  $6,49 \text{ kn}^2/\text{h}$  liegen unreduzierte OWS-Messungen zugrunde, die im Mittel 6% höher sind, als Handelsschiffbeobachtungen. Für die numerische Vergleichbarkeit beider Varianzen ist daher die Verwendung des Faktors  $a^2 = 1,12$  notwendig.

$$(28) \quad V = \frac{1}{a^2} \frac{6,49 \frac{\text{kn}^2}{\text{h}}}{0,147 \frac{\text{kn}^2}{\text{km}}} \approx 39 \frac{\text{km}}{\text{h}}$$

Die Zuggeschwindigkeit der die Varianzen erzwingenden Strukturen kann also im Mittel mit rund  $11 \text{ m/s}$  beziffert werden. Dieses Ergebnis steht mit der Realität in einem guten Einklang (WIPPERMANN, 1971). Die Annahmen, die zur Bestimmung der Fehlervarianzen gemacht wurden, insbesondere die der gegenseitigen Überführbarkeit von zeitlichen und räumlichen Varianzen, sind also offenbar vernünftig und widersprechen nicht den Beobachtungen.

#### Zwischenbilanz

Bisher wurde gezeigt, daß bei der Eichung von Handels-

schiffmeldungen an OWS-Messungen das Verhältnis der Gesamtvarianzen beider Datensätze eine maßgebliche Rolle spielt. Die Eichung liefert nur dann sinnvolle Ergebnisse, wenn Effekte unterschiedlicher Beobachtungsfehler ausgeschlossen werden. Es konnte jedoch gezeigt werden, daß die Beobachtungsfehler der Windgeschwindigkeit auf Handelsschiffen deutlich größer sind als auf Ozeanwetterschiffen. Die Werte von  $4\frac{1}{2}$  bis 5 Knoten einerseits und 2 bis 3 Knoten andererseits führen zu Unterschieden der Gesamtvarianzen von rund  $15 \text{ kn}^2$ . Bei der im Nordatlantik herrschenden Gesamtvarianz des Windes von etwa  $100 \text{ kn}^2$  sind die Einflüsse der Beobachtungsfehler auf das Verhältnis der Varianzen, besonders unter Aspekten einer Eichung, erheblich.

Da Kaufeld diese Effekte unberücksichtigt ließ, mußte die Eichung fälschlicherweise zu dem Ergebnis führen, daß niedrige Äquivalentwerte der WMO-Skala nach oben und hohe nach unten zu korrigieren seien.

Bei der Bestimmung der Beobachtungsfehler konnte zusätzlich der mittlere, linear beschreibbare Zusammenhang zwischen OWS-Messungen und Handelsschiffbeobachtungen aufgedeckt werden. Die OWS-Messungen ergeben um 6% höhere Windgeschwindigkeiten. Die OWS-Skala ist also im Gegensatz zu den Berechnungen Kaufelds weiter aufgespreizt als die der Handelsschiffe, was zu einer gegenläufigen Korrektur der WMO-Skala führen müßte.

Allerdings liegt die Ursache dieser prozentualen Verschiebung zweifellos in den unterschiedlichen Bezugshöhen der Windgeschwindigkeitsbestimmungen. Nach einer Reduktion der Ozeanwetterschiffmessungen auf eine Höhe von 10 m sind die linear beschreibbaren Unterschiede beider Datensätze beseitigt, so daß grobe Korrekturen der WMO-Skala unnötig erscheinen.

Im nun folgenden Abschnitt B wird eine Äquivalentskala abgeleitet, die den unterschiedlichen Beobachtungsfehlern Rechnung trägt. Um dieses zu erreichen, werden nicht Einzeldaten, sondern Mittelwerte beider Datensätze verglichen.

Bei einer Mittelung über eine Vielzahl von Einzelbeob-

achtungen, z.B. bei der Bildung von Monatsmittelwerten, verringern sich zwar die beobachtungsbedingten Fehlervarianzen in beiden Datensätzen soweit, daß ihre Unterschiede die Eichung nicht beeinträchtigen würden. Aussagen über extremere Windgeschwindigkeiten wären auf diese Weise jedoch nicht mehr möglich.

Aus diesem Grund wird der Mittelungsrahmen möglichst klein gewählt. Hierdurch können die Fehlervarianzen zwar nicht mehr so wirksam unterdrückt werden. Um Verfälschungen auszuschließen reicht es jedoch, daß die Beobachtungsfehler in den beiden Datensätzen gleich groß sind. Dieses wird erreicht, indem in die aus Handelsschiffbeobachtungen gebildeten Mittelwerte mehr Einzeldaten einfließen als es bei den OWS-Daten der Fall ist. Nach ihrer Angleichung haben die Fehlervarianzen beider Datensätze keinen verfälschenden Einfluß auf die Eichung, da sich ihre Effekte gegenseitig neutralisieren.

## **Abschnitt B**

### **ABLEITUNG EINER NEUEN ÄQUIVALENTSKALA**

## Vorgehensweise

Um bei der Eichung auch nichtlineare Unterschiede zwischen Handelsschiff- und Ozeanwetterschiffmeldungen zu berücksichtigen, wird auf die Methode gleicher Summenhäufigkeiten zurückgegriffen. Die Anwendung auf Einzelwerte beider Datensätze ist aufgrund unterschiedlicher Beobachtungsfehler nicht möglich. Durch eine Mittelung über mehrere Einzelmeldungen innerhalb eines Datensatzes können jedoch Werte gleicher statistischer Güte erzeugt werden, die dann die Basis für eine Summenhäufigkeitsbetrachtung bilden. Diese Vorgehensweise bietet sich an, weil Mittelungen die zufälligen Fehler herausfiltern, aber systematische Unterschiede erhalten bleiben.

Wünschenswert wäre eine große Anzahl zeit- und ortsgleicher Beobachtungen innerhalb jedes Datensatzes, deren Mittelung zu einem von zufälligen Fehlern nahezu freien Wert des jeweiligen Zeitpunktes und Ortes führte. Da solche Daten nicht verfügbar sind, erfordert eine Mittelung der Windgeschwindigkeit eine Mittelung über Raum oder Zeit.

Die in beiden Datensätzen getrennt durchgeführten Mittelungen müssen zwei Bedingungen erfüllen: Erstens sollen die entstehenden Mittelwerte von gleicher statistischer Qualität sein, d.h. die Sicherheit der Mittelwerte soll in beiden Datensätzen gleich sein. Diese hängt neben der Güte der Einzelwerte von der Anzahl der zugrundegelegten Beobachtungen ab und kann somit gesteuert werden.

Zweitens muß die unvermeidliche Verringerung der natürlichen Varianz, die mit der Mittelung einhergeht, in beiden Datensätzen gleichmäßig stattfinden.

Unter diesen beiden Voraussetzungen sind möglichst kleine zeitliche und räumliche Mittelungsradien festzulegen, um noch genügend Variation zwischen den Mittelwerten zuzulassen, so daß sich die resultierenden Aussagen nicht allein auf die mittleren Windstärken beschränken.

Bei den OWS-Daten ist nur eine zeitliche Mittelung der ortsfesten Beobachtungen möglich, wie schon früher ausgeführt

wurde. Die gewählte Mittelungsperiode beträgt einen Tag. Damit bleibt erstens eine genügend große Varianz zwischen den Mittelwerten erhalten. Zweitens ist das Seegebiet, dessen räumliche Ausdehnung bezüglich der Varianz der Windgeschwindigkeit einem Zeitraum von einem Tag entspricht, noch groß genug, um genügend Handelsschiffmeldungen zu finden. Dieses wird unten ausführlich gezeigt.

Daten von Handelsschiffen weisen im Gegensatz zu denen der Ozeanwetterschiffe eine andere Struktur auf. Zwischen ortsgleichen Beobachtungen liegen im allgemeinen große Zeitspannen. Es gibt aber zu einem festen Termin ungleich mehr Meldungen, so daß sich schon innerhalb kleiner Radien relativ viele zeitgleiche Handelsschiffbeobachtungen finden lassen. Somit ist hier eine räumliche Mittelung vorzuziehen.

Der Radius, über den mehrere zeitgleiche Handelsschiffbeobachtungen gemittelt werden, ist so zu wählen, daß die natürliche Varianz innerhalb dieses Gebietes der natürlichen Varianz eines Tages an einem festen Ort entspricht.

Zeitliche und räumliche Varianzen wurden bereits im Abschnitt A betrachtet. Die dort berechnete mittlere quadratische Windgeschwindigkeitsdifferenz zweier Schiffe (29) ist das Zweifache der Gesamtvarianz (33).

$$(29) \quad \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - x_j)^2$$

$n$  bezeichnet hierbei die Anzahl der Beobachtungen. Da keine identischen Paare gebildet werden, also  $i$  stets ungleich  $j$  ist, wird nicht durch  $n^2$ , sondern durch  $n(n-1)$  geteilt. Der Term (29) läßt sich umformen:

$$= \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n ((x_i - \bar{x}) - (x_j - \bar{x}))^2 \quad , \text{mit} \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_j$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{n(n-1)} \left( \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})^2 - 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n ((x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2 \right) \\
&= \frac{1}{n(n-1)} \left( n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 - 2 \sum_{i=1}^n \left( (x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x}) \right) + n \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2 \right) \\
(33) \quad &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2
\end{aligned}$$

Im Abschnitt A bezogen sich die Berechnungen der Varianzen jedoch auf feste Zeitdifferenzen und feste räumliche Abstände, während nun die über einen Tag bzw. ein Gebiet integrierte Varianz von Interesse ist. Darüber hinaus kann nicht ausgeschlossen werden, daß sich das Verhältnis zwischen räumlicher und zeitlicher Varianz je nach Klimagebiet und Jahreszeit ändert.

Im folgenden wird somit getrennt nach den Umgebungen der sechs Ozeanwetterschiffe und für jede der vier Jahreszeiten die Größe jenes Seegebietes bestimmt, in dem zu einem festem Zeitpunkt die gleiche räumliche Varianz herrscht wie innerhalb eines Zeitraums von 24 Stunden an einem festen Ort.

### Räumliche Mittelungsradien

Der erste Schritt zur Berechnung der Radien, innerhalb derer die Handelsschiffmeldungen gemittelt werden sollen, besteht in der Bestimmung der Beobachtungsfehler der Ozeanwetterschiffe. Dieses erfolgt genau wie in Abschnitt A, allerdings getrennt nach Jahreszeiten und Ozeanwetterschiffen. Ausgehend von den mittleren quadratischen Windgeschwindigkeitsdifferenzen zweier Messungen bei den Zeitunterschieden 3, 6, 9 und 12 Stunden wird linear auf den Wert bei einer Zeitdifferenz von Null extrapoliert. Dieser gibt den doppelten Betrag der Fehlervarianz der jeweiligen Klasse an.

## OZEANWETTERSCHIFF I , HERBST

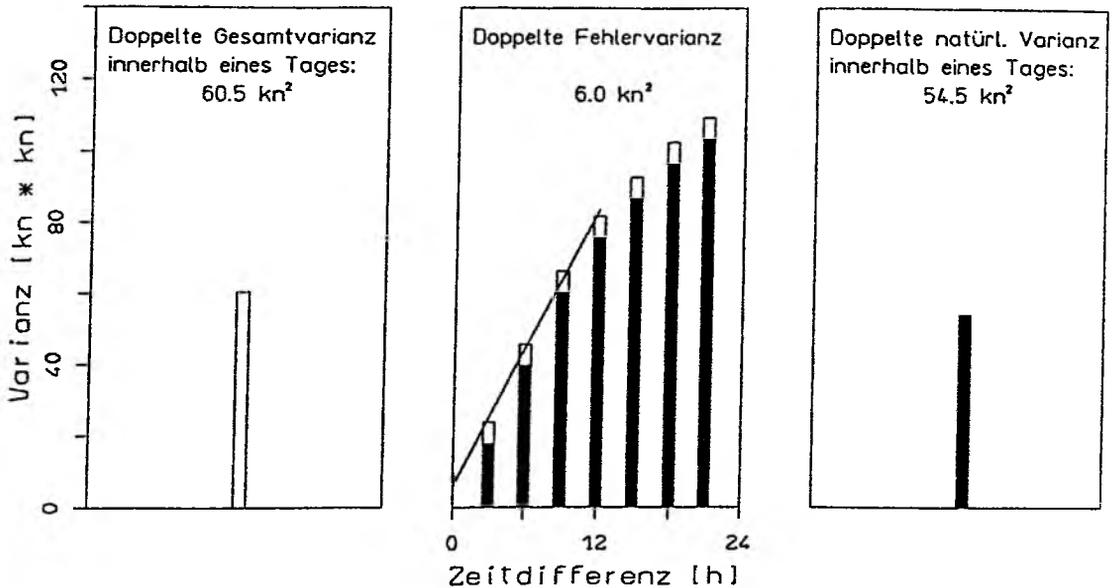


Abb.22a Bestimmung der mittleren natürlichen Varianz im Verlauf eines Tages für den Herbst am OWS I. Dargestellt sind die doppelten Beträge der Varianzen, die sich ergeben, wenn Beobachtungspaare betrachtet werden. Ausgehend von der Gesamtvarianz (weiß) wird auf die natürliche Varianz (schwarz) geschlossen.

Die Abbildungen 22a und 22b veranschaulichen die Fehlerberechnung anhand zweier Beispiele. Herausgegriffen wurden die recht unterschiedlichen Klimasituationen an den Ozeanwetter Schiffen I und E (Abb.12). Trotz dieser Unterschiede herrscht in beiden Fällen bei Zeitdifferenzen bis zu 12 Stunden eine in guter Näherung lineare beschreibbare Zunahme der Varianz der Windgeschwindigkeit. Die berechneten Fehlervarianzen sind mit 3,0 und 3,2  $\text{kn}^2$  ähnlich groß. Aus der Tabelle 7, die die Ergebnisse aller Klassen zusammenfaßt, wird aber ersichtlich, daß windstärkere Jahreszeiten eine Tendenz zu größeren Fehlern aufweisen.

## OZEANWETTERSCHIFF E , SOMMER

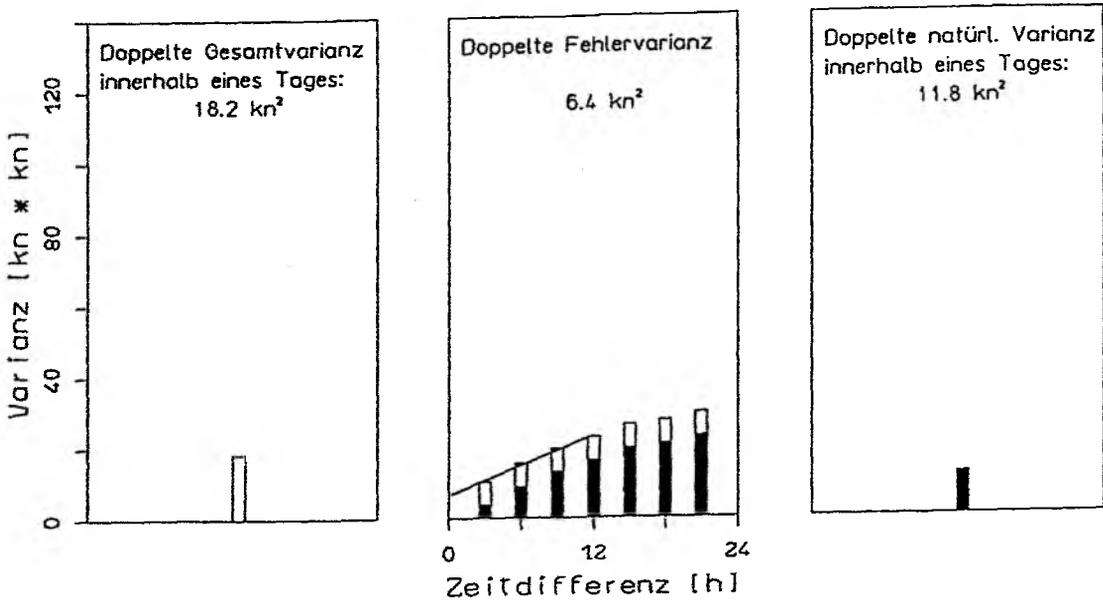


Abb.22b Wie Abb.22a, jedoch für den Sommer am OWS E.

	C	D	E	I	J	K
Frühling	3,3	6,4	4,1	3,7	3,0	2,9
Sommer	2,8	2,9	3,2	2,4	2,3	2,5
Herbst	4,5	5,3	6,4	3,0	3,6	3,0
Winter	4,7	6,4	4,4	5,4	4,6	3,7

Tab. 7 Mittlere Fehlervarianz der Windmessungen verschiedener Ozeanwetterschiffe getrennt nach Jahreszeiten. Die Werte sind in der Einheit kn² angegeben.

Mit Hilfe dieser Werte kann die natürliche Varianz, die im Mittel innerhalb eines Tages herrscht, isoliert werden. Sie ergibt sich durch die Subtraktion der mittleren Fehlervarianz von der mittleren Gesamtvarianz eines Tages.

Den doppelten Wert der mittleren Gesamtvarianz eines Tages

erhält man durch Integration der bereits berechneten mittleren quadratischen Windgeschwindigkeitsdifferenzen aller innerhalb eines Tages auftretenden Zeitdifferenzen unter Berücksichtigung ihrer Häufigkeit. (Im vorangegangenen Kapitel wurde gezeigt, daß sich die Varianz einer Stichprobe mit Hilfe von quadratischen Differenzen zwischen ihren Einzelwerten bestimmen läßt. Natürlich führt auch die Berechnung über die Differenzen der Einzelwerte zu ihrem jeweiligen Tagesmittelwert zum selben Ergebnis.)

In jedem Fall stimmt das Ergebnis in etwa mit dem Wert für eine achtstündige Zeitdifferenz überein, da die Varianz mit zunehmenden Zeitabständen im wesentlichen linear anwächst und 8 Stunden die mittlere Zeitdifferenz gleichverteilter Punkte innerhalb eines Tages ist.

Für die beiden oben angegebenen Beispiele ( OWS I, Herbst bzw. OWS E, Sommer) erhält man Gesamtvarianzen von 30,2 und 9,1  $\text{kn}^2$ , die nach Abzug der Fehlervarianzen zu natürlichen Tagesvarianzen von 27,2 und 5,9  $\text{kn}^2$  führen. Die entsprechenden Werte der übrigen Klassen können aus der Tabelle 8 entnommen werden.

	C	D	E	I	J	K
Frühling	29,0	30,1	18,3	21,0	20,2	15,4
Sommer	19,3	14,1	5,9	15,3	13,7	10,1
Herbst	29,4	22,5	11,5	27,2	24,7	15,9
Winter	40,3	46,4	25,3	32,2	29,4	21,2

Tab. 8 Mittlere natürliche Varianz des Windes im Verlauf eines Tages. Die Werte sind in der Einheit  $\text{kn}^2$  angegeben.

Nachdem der natürliche Anteil der mittleren zeitlichen Varianz jedes Seegebietes zu allen Jahreszeiten bekannt ist, werden die Handelsschiffdaten ausgewertet. Es werden alle Handelsschiffbeobachtungen in der Umgebung eines Ozeanwetter-schiffes herangezogen und ihre Varianz berechnet. Hierbei wird das Gebiet um das OWS schrittweise vergrößert, bis die er-

mittelte Varianz der Summe aus der oben berechneten natürlichen Tagesvarianz in dem Seegebiet und der Fehlervarianz der Handelsschiffe entspricht. Der dabei erreichte Radius legt die Größe des Gebietes fest, dessen räumliche Varianz der zeitlichen Varianz eines Tages entspricht.

HANDELSCHIFFE  
AM OWS I  
IM HERBST

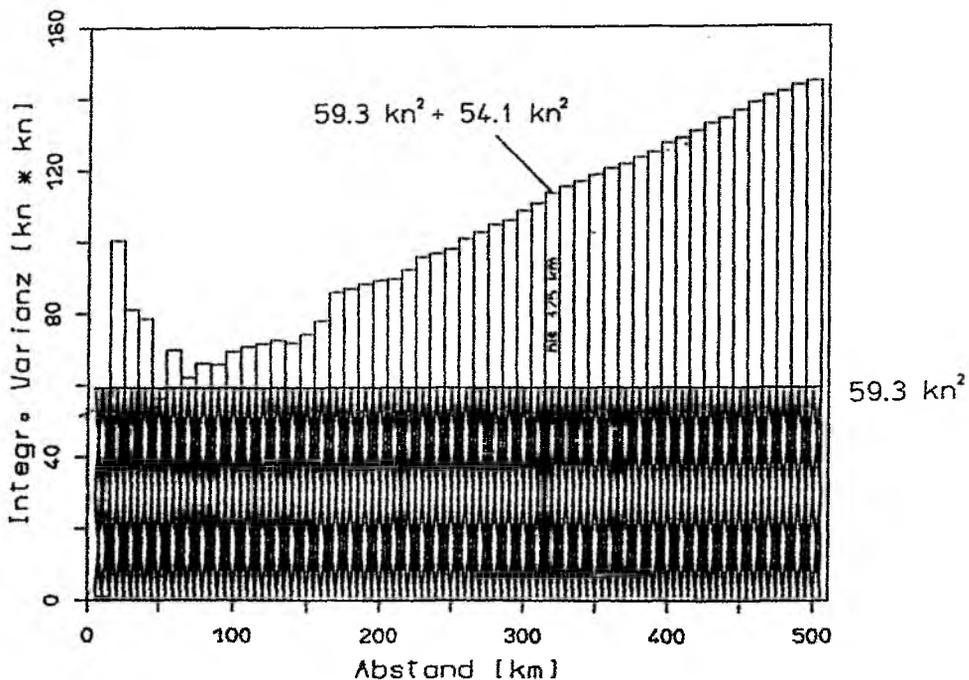
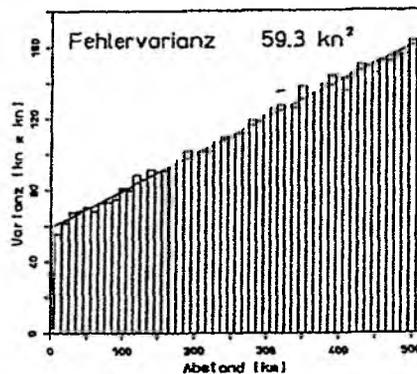


Abb.23a

Bestimmung des Radius, der bezüglich der Varianz des Windes einem zeitlichen Rahmen von einem Tag entspricht. Die natürliche Tagesvarianz beträgt im Herbst am OWS I  $54,5 \text{kn}^2$  (Abb.22a). Die natürliche räumliche Varianz von  $54,1 \text{kn}^2$  bei einem Radius von 325 km kommt diesem Wert am nächsten. In der oberen Abbildung wurde zunächst die Fehlervarianz der Handelsschiffe bestimmt.

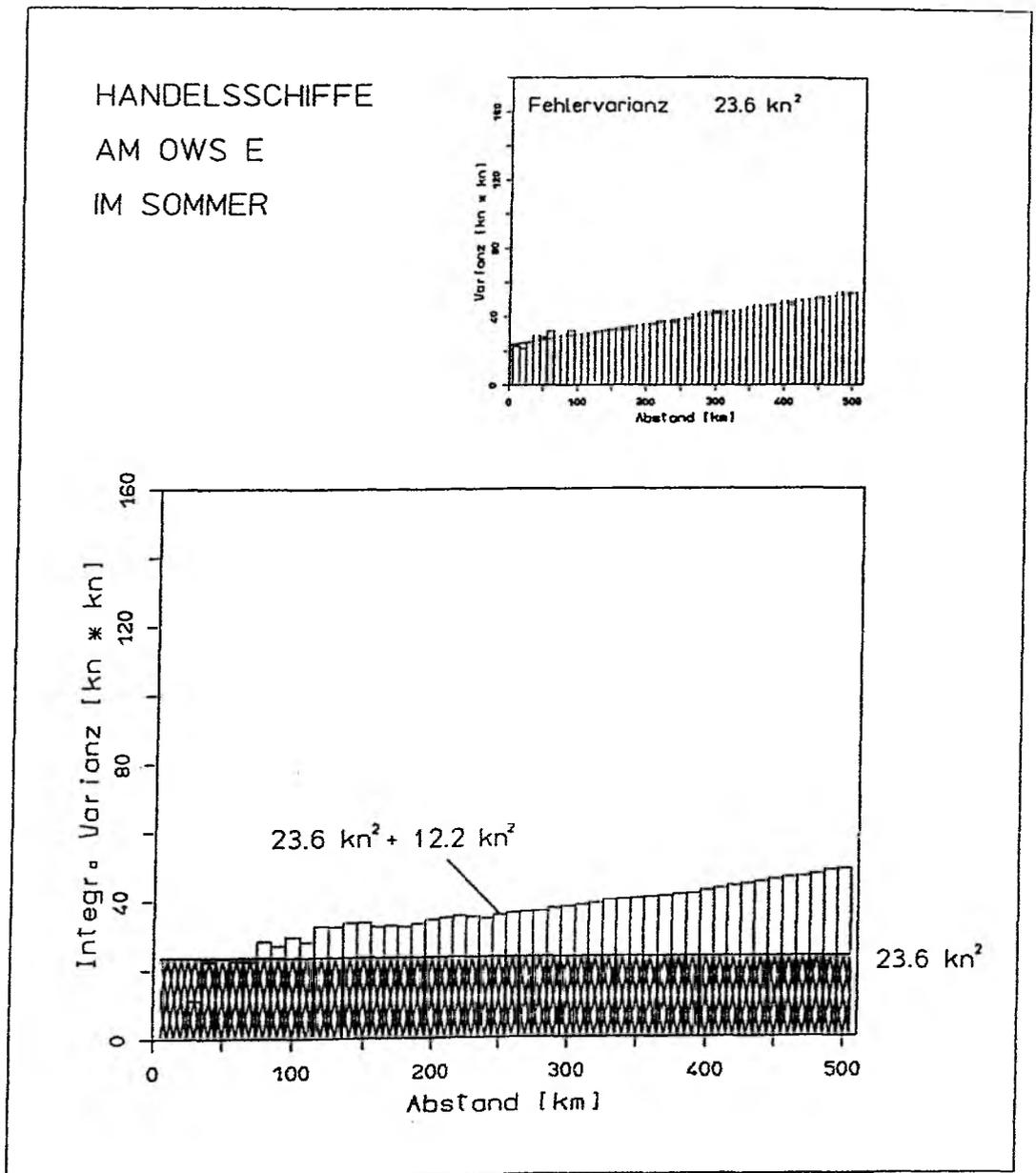


Abb.23b      Wie Abb.23a, jedoch für den Sommer in der Umgebung des OWS E. Die natürliche Tagesvarianz beträgt hier  $11,8 \text{ kn}^2$  (Abb.22b).

Die Abbildungen 23a und 23b unten verdeutlichen diesen Schritt anhand der beiden ausgewählten Beispiele. Aufgrund der unterschiedlichen klimatischen Bedingungen ist Zunahme der Varianz bei Vergrößerung des Radius deutlich verschieden. Die Werte dieser doppelten Gesamtvarianzen stabilisieren sich,

wenn Radien von mehr als 150 km betrachtet werden.

Probleme ergeben sich bei Bestimmung der Fehlervarianzen. Diese sind zwar prinzipiell bei dem Radius Null ablesbar, die Datengrundlage ist bei dieser Betrachtungsweise für kleine Radien aber äußerst gering, da nur Handelsschiffe berücksichtigt werden, die sich gleichzeitig in unmittelbarer Nähe des Ozeanwetterschiffs aufhalten. Aus diesem Grunde wurde der Fehler analog zum Abschnitt III A aus der Betrachtung sämtlicher möglicher Schiffspaare der jeweiligen Umgebung und Jahreszeit bestimmt. Die Ergebnisse dieser Berechnungen für die beiden ausgewählten Klassen sind im oberen Teil der Abbildungen 23a und 23b dargestellt, die für die übrigen Klassen kann man aus Tabelle 9 entnehmen.

	C	D	E	I	J	K
Frühling	21,2	25,8	18,6	22,1	20,8	17,2
Sommer	16,1	16,8	11,8	17,4	16,3	12,6
Herbst	25,2	22,0	18,0	29,7	24,2	17,3
Winter	28,7	33,0	21,8	28,2	30,0	23,0

Tab. 9 Mittlere Fehlervarianz der Windschätzungen an Bord von Handelsschiffen in der Umgebung verschiedener Ozeanwetterschiffe. Die Werte sind in  $\text{kn}^2$  angegeben.

Der in Abbildung 23 schraffierte Sockel stellt die so berechnete Fehlervarianz dar. Damit ergeben sich die gesuchten Radien, die in den aufgeführten Beispielen 325 und 255 km betragen. Aus Tabelle 10 können die Ergebnisse der übrigen Klassen entnommen werden.

	C	D	E	I	J	K
Frühling	385	405	375	205	325	255
Sommer	335	365	255	265	295	295
Herbst	385	335	305	325	355	235
Winter	385	505	355	295	385	305

Tab. 10 Radius des Gebietes, dessen räumliche Varianz der zeitlichen Varianz eines Tages entspricht. Die Werte sind in km angegeben.

## Angleichung der beobachtungsbedingten Varianz

Während also die ortsfesten Ozeanwetterschiffdaten stets über einen Zeitraum von 24 Stunden gemittelt werden, ist die Ausdehnung der räumlichen Mittelung gleichzeitiger Handelsschiffbeobachtungen vom Seegebiet und von der Jahreszeit abhängig. Die Übereinstimmung der natürlichen räumlichen und zeitlichen Varianzen ist eine der oben genannten Bedingungen für die Vergleichbarkeit der gemittelten Datensätze.

Die zweite ist die gleiche statistische Qualität der Datensätze, die für Einzelwerte nicht gegeben ist, da die Beobachtungsgenauigkeit der Windgeschwindigkeit auf Handelsschiffen geringer ist als auf Ozeanwetterschiffen. Um diese Unterschiede auszugleichen, müssen in die Handelsschiffmittelwerte mehr Einzeldaten einfließen als in die der Ozeanwetterschiffe. Wieviel größer der Umfang der zugrundeliegenden Meldungen sein muß, wird im folgenden bestimmt.

Die Genauigkeit eines Tagesmittelwertes oder eines entsprechenden räumlichen Mittels hängt von zwei Faktoren ab: von der Beobachtungsgenauigkeit der Einzelwerte, aber auch von der herrschenden natürlichen Varianz. Selbst wenn es also keine Beobachtungsfehler gäbe, und die momentane Windgeschwindigkeit eines Ortes beliebig genau bestimmbar wäre, ist das aus mehreren solcher Beobachtungen gebildete Tagesmittel mit zufälligen Anteilen behaftet. Eine Stichprobe kann den tatsächlichen Mittelwert nur näherungsweise festlegen. Die Unsicherheit wächst mit der Varianz der Grundgesamtheit.

Die Sicherheit, mit der ein Tagesmittelwert bestimmt werden kann, hängt also von der Gesamtvarianz eines Tages ab, die sich aus natürlicher und beobachtungsbedingter Varianz zusammensetzt. Das gleiche gilt entsprechend für räumliche Mittel.

Die Größen, die die Mittelwerte der Gesamtvarianzen bestimmen, sind getrennt nach Jahreszeit und Seegebiet sowohl für die Messungen der Ozeanwetterschiffe als auch für die Schätzungen der Handelsschiffe bekannt. Zu der in Tabelle 8

aufgeführten natürlichen Varianz, die innerhalb eines Tages aber auch innerhalb der jeweiligen räumlichen Radien herrscht, ist lediglich die entsprechende Fehlervarianz aus Tabelle 7 oder 9 zu addieren. Der so gewonnene Wert der Gesamtvarianz ließe sich auch als mittlere beobachtete Varianz oder als scheinbare Varianz bezeichnen, da er durch Einbeziehung der Beobachtungsfehler die tatsächlich herrschende natürliche Varianz überschätzt.

Diese mittlere beobachtete Gesamtvarianz gibt an, mit welcher Verlässlichkeit ein Einzelwert für den gesamten räumlichen oder zeitlichen Rahmen repräsentativ ist; sie ist nicht nur vom Fehler des Meßinstrumentes, sondern auch von der natürlichen Varianz innerhalb des Rahmens abhängig.

Wenn die Fehler zufällig sind, wird die Fehlervarianz eines Mittelwertes durch den Quotienten aus der Fehlervarianz der Einzelwerte und der Anzahl der Beobachtungen festgelegt. Um in den beiden Datensätzen Mittelwerte gleicher Güte zu erzeugen, muß das Verhältnis zwischen der Anzahl der zugrundeliegenden Einzelwerte dem ihrer Fehlervarianzen entsprechen.

Bei nur geringen regionalen und saisonalen Unterschieden ist die beobachtete Gesamtvarianz der Handelsschiffmeldungen typischerweise um den Faktor 1,5 bis 1,75 höher als die der Ozeanwetterschiffe. Bei täglich 8 OWS-Meldungen wären also 12 bis 14 gleichzeitige VOF-Meldungen innerhalb des zwar variablen, aber stets etwa 350 km (Tab.10) großen Radius erforderlich. Nur wenige Termine weisen eine solche Datendichte auf.

Somit ist eine Beschränkung der OWS-Daten unumgänglich. Wenn hier täglich nur die 4 Haupttermine berücksichtigt werden, halbiert sich auch die notwendige Datenmenge bei den Handelsschiffen.

### Feste Fehlerverhältnisse

Zur Ableitung einer neuen Beaufortskala wurde folgendermaßen vorgegangen. Zu jedem Termin wurde geprüft, ob die erforderliche Anzahl von Handelsschiffmeldungen in der oben

berechneten, jahreszeitlich variablen Umgebung der jeweiligen Ozeanwetterstationen vorhanden ist. Sie wird durch das Verhältnis der Gesamtvarianzen bestimmt. Bei konstant 4 Ozeanweterschiffbeobachtungen sind im Mittel 5,92 Handelsschiffmeldungen im Winter am OWS D ( Minimum ) und 7,85 Handelsschiffmeldungen im Herbst am OWS C ( Maximum ) nötig, damit die täglichen und regionalen Mittelwerte beider Datensätze von gleicher statistischer Qualität sind.

Somit konnten nur Termine mit einer bestimmten Mindestanzahl an Handelsschiffbeobachtungen in die Berechnungen eingehen. Lag ein Überangebot solcher Meldungen vor, wurden sie so verringert, daß die verbleibenden den jeweiligen Betrachtungsradius möglichst gleichförmig belegen. Die Dezimalstellen der Beobachtungsanzahlen wurden mit Hilfe eines Zufallsgenerators berücksichtigt. Wenn z.B., wie im Herbst am OWS C, eine Anzahl von 7,85 Beobachtungen gefordert ist, basieren 85% der räumlichen VOF-Mittelwerte auf acht, 15% auf sieben Einzelmeldungen.

Jeder der momentanen VOF-Mittelwerte wurde mit einem Tagesmittelwert der Ozeanweterschiffdaten verglichen. Allen Tagesmittelwerten liegen stets vier Einzelmeldungen zugrunde, die aus den 24 Stunden stammen, die den VOF-Termin umgeben.

Somit werden Ozeanweterschiffmeldungen durchaus mehrfach verwandt. Dieses ist jedoch unumgänglich, wenn Handelsschiffbeob-

achtungen aller Tageszeiten in die Betrachtungen einfließen sollen. Da sich die Tag- und Nachtwindschätzungen im Mittel um mehr als einen Knoten voneinander unterscheiden (Abb. 24a und 24b), muß das Datenmaterial hinsichtlich der Beobachtungsuhr-

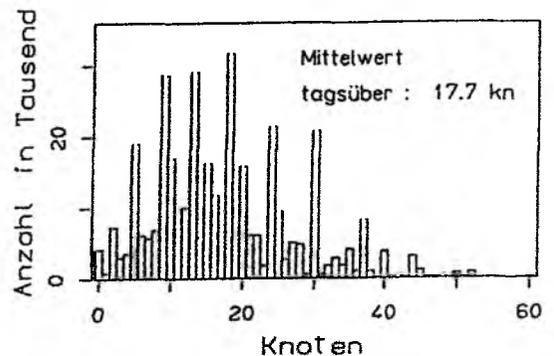


Abb.24a

Windbeobachtungen von Handelsschiffen aus dem Nordatlantik um 12 und 18 Uhr GMT.

zeit ausreichend gemischt sein, um Aussagen über Handelsschiffbeobachtungen im allgemeinen machen zu können.

Die Abbildung 25 zeigt das Ergebnis der ersten Gegenüberstellung der hinsichtlich ihrer Genauigkeit nunmehr vergleichbaren Mittelwerte beider Datensätze. Es wurden in beiden Datensätzen jeweils 13019 Mittelwerte gefunden, die die oben diskutierten Bedingungen erfüllen. Auf diese Werte kann die auch von KAUFELD benutzte Summenhäufigkeitsmethode angewandt werden, um eine Äqui-

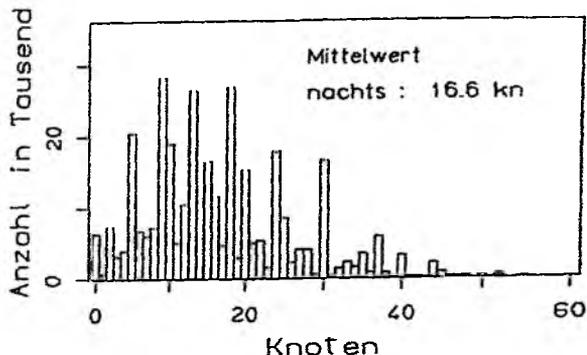


Abb.24b

Wie Abbildung 24a, jedoch zu den Terminen 0 und 6 Uhr GMT.

valentskala festzulegen. Da die eingehenden OWS-Windgeschwindigkeiten von angenommenen 25 m auf 10 m reduziert sind, bezieht sich die resultierende Skala auf eine Höhe von 10 m.

Die explizite Berechnung der einzelnen Beaufortstufen erfolgte in leichter Abänderung im Vergleich zu KAUFELDS Vorgehensweise. KAUFELD berechnete zunächst Äquivalentwerte für die Grenzen zwischen den einzelnen Windstärken. Diese bildeten die Grundlage bei der Bestimmung der Äquivalentwerte für volle Beaufortstufen. In der vorliegenden Arbeit sind die Äquivalentwerte durch den Mittelwert aller OWS-Messungen festgelegt, die nach der Sortierung beider Datensätze der jeweiligen Beaufortstufe entsprechen. Dadurch ist man frei von Annahme, daß die Zunahme der Windgeschwindigkeit innerhalb einer Beaufortstufe linear verläuft. Diese Annahme ist jedoch gut erfüllt, so daß aus diesem etwas unterschiedlichen Vorgehen keine systematischen Unterschiede zu erwarten sind.

Zuverlässige Aussagen sind aufgrund der erfolgten Mittelungen nur für die Stufen 1 bis 10 möglich. Extremere Tagesmittelwerte und ihnen entsprechende räumliche Mittel tauchen in den benutzten Daten kaum auf. Beaufort 0 wird als Mittel-

BFT	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
WMO	0.0	1.7	4.7	8.4	13.0	18.3	23.9	30.2	36.8	44.0	51.4	59.4	67.7
NEU	-	2.1	4.8	8.7	13.9	19.1	23.9	28.9	34.4	40.1	47.1	53.1	54.3

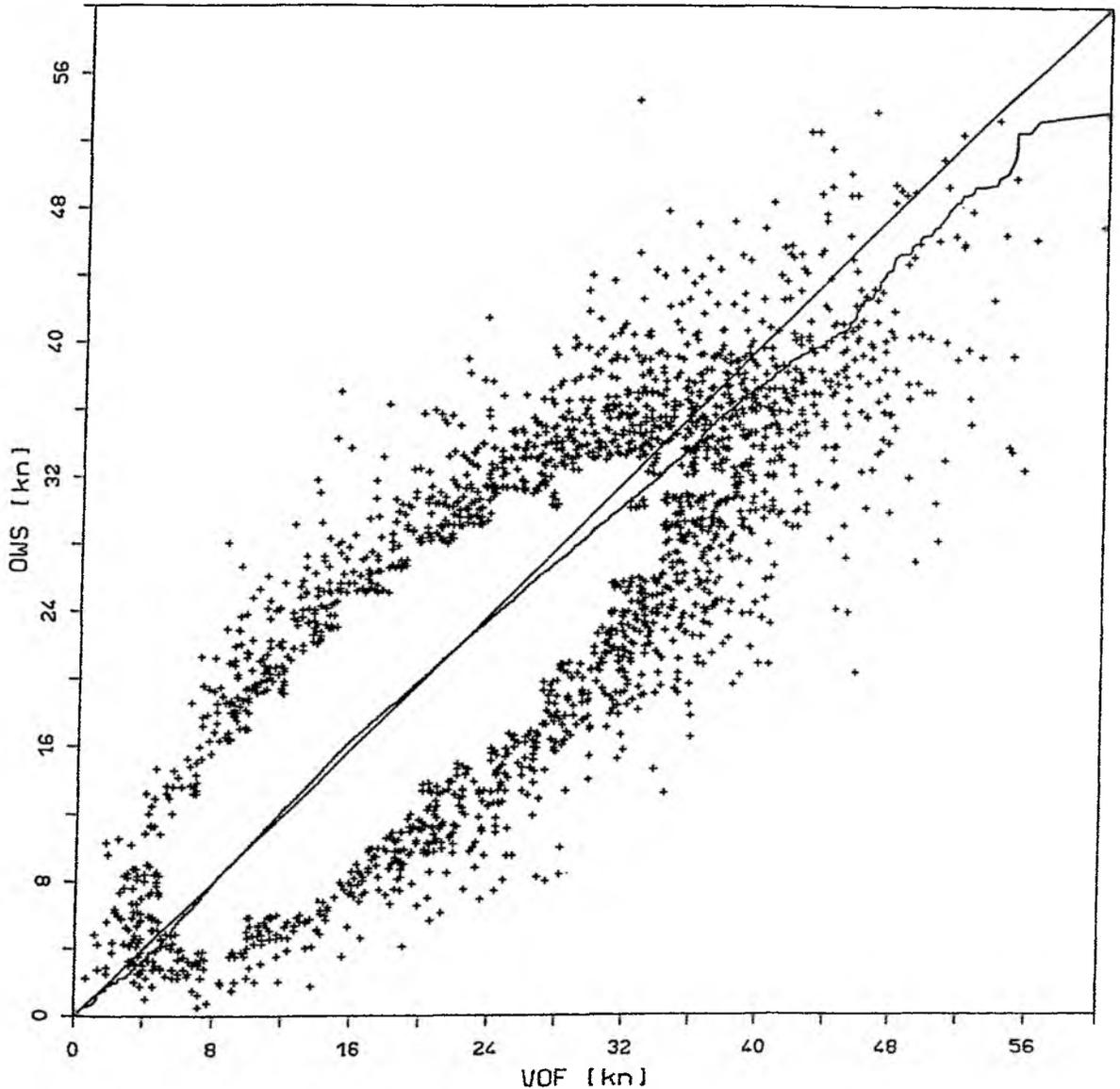


Abb.25 Tagesmittelwerte der auf Ozeanwetterschiffen gemessenen Windgeschwindigkeit gegenüber räumlichen Mitteln von VOF-Beobachtungen. Mit Hilfe der Methode gleicher Summenhäufigkeiten wurde eine Eichkurve berechnet, die die Grundlage der obigen Äquivalentskala bildet. In gutgelegten Geschwindigkeitsbereichen sind die einzelnen Mittelwerte nicht dargestellt, damit die Eichkurve sichtbar bleibt. Die Meldungen der Ozeanwetterschiffe wurden von 25m auf 10m reduziert. Jedem Mittelwert liegen genau 4 OWS-Meldungen und sovielen VOF-Meldungen zugrunde, wie es sich aus dem Verhältnis der beobachteten Varianzen innerhalb der Mittelungsrahmen für jedes Quartal und Seegebiet ergibt.

wert in keinem einzigen Fall gemeldet und die Stufen 11 und 12 werden nur drei- bzw. einmal erreicht. Für die Beaufortstufen 1 bis 6 erhält man Werte, die von der alten WMO-Skala nur unwesentlich verschieden sind. In diesem Bereich weichen sie hiervon um weniger als 1 Knoten ab, allerdings systematisch nach oben. Ab Beaufort 7 überschätzen die Handelsschiffe den Wind zunehmend, zunächst um 1,25 Knoten, bei 10 Windstärken schließlich um etwa 4 Knoten, so daß die alten WMO-Äquivalente leicht nach unten korrigiert werden müssen.

Die Anwendung der mit Hilfe der Summenhäufigkeitsmethode ermittelten Skala überführt den ursprünglichen Mittelwert aller VOF-Daten in den Mittelwert aller OWS-Daten. Da sich der ursprüngliche Gesamtmittelwert der VOF-Daten (19,20 Knoten) nur unwesentlich von dem Mittel der reduzierten OWS-Daten (19,01 Knoten) unterscheidet, wird sofort deutlich, daß der mittlere Effekt der Korrektur der Skala gering ist.

Ein Vergleich mit den Ergebnissen von KAUFELD ist nicht ohne weiteres möglich, da seiner Skala die unreduzierten OWS-Messungen zugrundeliegen, und sie sich somit auf eine Höhe von 25 Metern bezieht, sofern alle Ozeanwetterschiffe tatsächlich in dieser Höhe den Wind gemessen haben. Natürlich läßt sich eine mit der KAUFELD-Skala vergleichbare 25m-Skala problemlos festlegen, indem die Handelsschiffbeobachtungen mit den unreduzierten OWS-Daten abgeglichen werden.

### Übergang auf mittlere Fehler

Bevor eine auf 25m Höhe bezogene Skala abgeleitet wird, soll die bisher beschriebene Methode leicht abgeändert werden, um größere Datenmengen einzubeziehen und die Meldungen aus unterschiedlichen Jahreszeiten und Seegebieten in ausgewogenerem Maß zu berücksichtigen. Bisher wurden in jedem Fall alle Termine mit weniger als sechs Beobachtungen ausgeschlossen, in manchen der 24 nach Region und Jahreszeit differenzierenden Klassen sogar sämtliche Termine, die weniger als acht Meldungen aufwiesen. Da die Anzahl der Termine drastisch sinkt, je

höher die geforderte Beobachtungsanzahl pro Termin ist (siehe Abb.26) , blieb der Großteil der Datenmenge unberücksichtigt.

Auf der anderen Seite wurden "überzählige" Beobachtungen von Terminen eliminiert, die mehr als die geforderte Anzahl von Schiffsmeldungen aufwiesen. Die zur Verfügung stehende Information der Daten konnte auf diese Weise nicht optimal genutzt werden.

Darüber hinaus führt die bisherige Vorgehensweise dazu, daß Klassen mit kleinen räumlichen Mitteilungsradien kaum repräsentiert sind. Während an der Ozeanwetterstation D im Winter die erforderlichen Handelsschiffmeldungen in einem Umkreis 505 km gesucht werden können, muß an

der Station I im Frühling hierzu ein Radius von 205 km ausreichen. Das führt dazu, daß aus der erstgenannten Klasse 2787 Termine in die Berechnungen eingehen, in der anderen Klasse aber kein einziger Termin mit einer genügenden Beobachtungsanzahl aufzufinden ist und der Frühling am OWS I somit überhaupt nicht berücksichtigt wird.

Nun ist die Herstellung des exakten Verhältnisses zwischen OWS- und VOF-Beobachtungsanzahlen in jedem Einzelfall nicht unbedingt notwendig. Schließlich basiert auch das geforderte Verhältnis nur auf den Mittelwerten der scheinbaren Varianzen jeder saisonalen und regionalen Klasse. Damit die Methode gleicher Summenhäufigkeiten zu Ergebnissen führt, die von Meßfehlern unbeeinflusst sind, müssen lediglich die mittleren Fehlervarianzen der beteiligten Datensätze gleich sein.

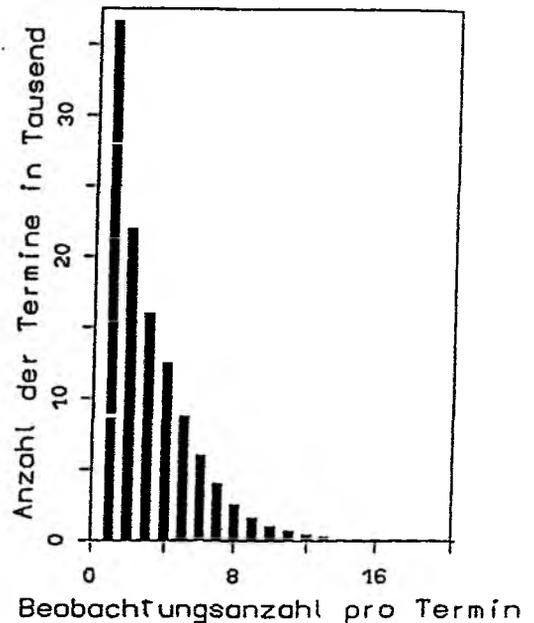


Abb.26 Häufigkeit der Termine mit einer bestimmten Anzahl von Handelsschiffmeldungen innerhalb des Betrachtungsradius.

Dieses gilt allerdings nur dann exakt, wenn die Eichkurve die Steigung 1 aufweist. Genauer formuliert muß gelten, daß der Quotient der mittleren Fehler gleich der Steigung der Eichkurve ist. Dieses muß, streng genommen, an jeder Stelle der Eichkurve, also für jeden Windgeschwindigkeitsbereich getrennt erfüllt sein. Andernfalls wäre eine Verformung der Eichkurve die Folge.

Die scheinbare, beobachtete Gesamtvarianz eines individuellen Tages  $k$  lautet:

$$(34) \quad \frac{1}{n_k-1} \sum_{i=1}^{n_k} (x_i - \bar{x}_k)^2$$

Sie beinhaltet sowohl die natürliche Varianz des Windfeldes als auch die Fehlervarianz des Meßinstrumentes.

Ein Tagesmittelwert ist mit folgender Genauigkeit bestimmbar:

$$(35) \quad \frac{1}{(n_k-1) n_k} \sum_{i=1}^{n_k} (x_i - \bar{x}_k)^2$$

Die Mittelung der individuellen Fehlervarianzen über alle Tage ergibt die Fehlervarianz des aus Tagesmittelwerten bestehenden Datensatzes. Diese Aussagen lassen sich selbstverständlich auch auf räumliche Mittel übertragen.

$$(36) \quad \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{(n_k-1) n_k} \sum_{i=1}^{n_k} (x_i - \bar{x}_k)^2 \right)$$

Die Fehlervarianz der VOF-Mittel wurde unter Berücksichtigung aller Termine ab einer bestimmten Anzahl von Einzelbeobachtungen berechnet. Dieses geschah für die Mindestanzahlen 3, 4, 5 und 6. Alle Meldungen eines Termins wurden berücksichtigt. Auch wenn mehr als die geforderte Mindestanzahl vorlagen, wurde kein Wert eliminiert. Die Absicht ist, hohe Fehler der Termine mit wenig Beobachtungen durch die größere Genauigkeit der gut belegten Termine zu kompensieren, und auf diese Weise bei gleichem mittleren Fehler wesentlich mehr Daten berücksichtigen zu können.

Durch den Vergleich mit den Fehlervarianzen der OWS-Mittel, die weiterhin aus jeweils vier Einzelmessungen gebildet werden, kann eine angemessene Mindestanzahl von Handelsschiffen bestimmt werden, wenn die Steigung der Eichkurve bekannt ist: die Verhältnis der Fehler muß stets mit der Eichkurvensteigung übereinstimmen.

Betrachtet man in Tabelle 11 zunächst nur die Meßfehler der Ozeanwetterschiffe, so fällt ihre schwache Zunahme mit größeren Mindestanzahlen von Handelsschiffen pro Termin auf. Die Ursache hierfür ist die leicht zunehmende mittlere Windgeschwindigkeit bei Terminen mit einer hohen Handelsschiffbelegung. Mit der Windgeschwindigkeit nehmen auch Varianz und Beobachtungsfehler des Windes zu. Auch die Entwicklung der Fehlervarianzen bei den VOF-Mittelwerten wird von diesem Effekt überlagert.

Mindestanzahl VOF	3	4	5	6
Anzahl der Mittelwerte	52902	38213	25978	17276
Fehler OWS [kn]	2,77	2,81	2,88	2,95
Fehler VOF [kn]	3,18	2,92	2,74	2,59
Quotient der Fehler	0,870	0,961	1,051	1,142
Mittlere Steigung der Eichkurve	0,925	0,943	0,954	0,964

Tab. 11 Fehler für Tagesmittel der OWS-Daten und räumliche Mittel der VOF-Daten bei unterschiedlichen Mindestanzahlen von Handelsschiffbeobachtungen pro Termin.

Für die beabsichtigte Betrachtung ist jedoch nur der Vergleich der Werte innerhalb einer Spalte maßgeblich. Hierbei wird deutlich, daß die angemessene Mindestanzahl bei etwa vier liegt. Bei diesem Wert stimmt der Quotient der Fehler am besten mit der mittleren Steigung der Eichkurve überein, so daß die Fehler die gefundene Steigung kaum beeinflusst haben.

Unter den in Tabelle 11 aufgeführten Beispielen erfolgt die stärkste Beeinträchtigung der Eichkurvensteigung, wenn nur Termine mit sechs und mehr Handelsschiffen Berücksichtigung

finden. Die Fehler der Terminmittelwerte sind in diesem Fall offensichtlich zu gering, um mit den Tagesmitteln der Ozeanweterschiffdaten verglichen werden zu können. Dadurch wird die Eichkurve gegenüber dem richtigen Wert von 0,943 auf 0,964 aufgestellt. Daß der Effekt eines offensichtlich falschen Fehlerverhältnisses zwischen OWS- und VOF-Mittelwerten so gering ausfällt, liegt daran, daß die Fehlervarianzen der Mittelwerte mit etwa  $8 \text{ kn}^2$  in jedem Fall klein sind gegenüber der Gesamtvarianz der aus Mittelwerten bestehenden Datensätze, die in der Größenordnung von  $60 \text{ kn}^2$  liegt.

Bei einer Mindestanzahl von vier Handelsschiffen pro Termin ist die Übereinstimmung zwischen Fehlerverhältnis und Eichkurvensteigung somit ausreichend.

Geschw.- Bereich	Fehler OWS	Fehler VOF	Anzahl
unter 10 kn	1,88	2,00	5701
10 - 15 kn	2,41	2,46	9599
15 - 20 kn	2,84	2,92	9410
20 - 25 kn	3,09	3,27	6687
25 - 30 kn	3,34	3,59	3963
über 30 kn	3,84	3,86	2851
gesamt	2,81	2,92	38213

Tab. 12 Fehler verschiedener Geschwindigkeitsbereiche, wenn genau 4 OWS-Werte den Tagesmitteln und mindestens 4 Handelsschiffbeobachtungen den räumlichen Mitteln zugrundeliegen. Die Fehler sind in Knoten angegeben.

Es wurde bereits auf die Notwendigkeit hingewiesen, daß die Fehler nicht nur im Mittel gleichmäßig auf die Eichung wirken, sondern sich darüberhinaus auch in jedem einzelnen Geschwindigkeitsbereich neutral verhalten. Um dieses zu prüfen, wurden sechs Windgeschwindigkeitsklassen gebildet, in denen die Fehler der VOF- und OWS-Mittelwerte verglichen werden können. Maßgeblich für die Klassenzugehörigkeit war das Mittel aus OWS- und VOF-Wert. Betrachtet wurde nur der Fall

mit einer Mindestanzahl von vier Handelsschiffen pro Termin.

Aus Tabelle 12 wird ersichtlich, daß die Fehler mit zunehmender Windgeschwindigkeit anwachsen. Wichtig ist, daß dies in beiden Datensätzen gleichmäßig vor sich geht. Eine Verformung der Eichkurve, die andernfalls erfolgen würde, ist somit nicht zu befürchten.

### Die 10m-Skala

Durch den Übergang von einem festen Verhältnis zwischen VOF- und OWS-Meldungen auf die Einbeziehung aller Termine mit einer Mindestanzahl von vier Handelsschiffbeobachtungen konnte die Datengrundlage auf 38213 Mittelwertpaare etwa verdreifacht werden.

Die Abbildung 27 zeigt die Ergebnisse einer erneuten Anwendung der Methode gleicher Summenhäufigkeiten auf den erweiterten Datensatz. Die Änderungen gegenüber der ersten Berechnung einer 10m-Äquivalentskala sind gering und liegen im Bereich von Zehntelknoten. Gründe für die leichte Modifizierung der Skala sind in der stärkeren Einbeziehung bisher kaum berücksichtigter Seegebiete und Jahreszeiten zu suchen.

Ein Indiz dafür, daß zusätzliche Klimasituationen erfaßt worden sind, ist die Verschiebung des Gesamtmittelwertes beider Datensätze von 19,20 auf 17,95 kn bei den Handelsschiffen und von 19,01 auf 17,85 bei den Ozeanwetterschiffen. Da sich die beiden Gesamtmittel aber nach wie vor kaum voneinander unterscheiden, ist der mittlere Effekt des neuen Berechnungsverfahrens für die Äquivalentskala gering. Bei einem Windklima, das genau den mittleren Verhältnissen im Nordatlantik entspricht, wird der Mittelwert durch die Anwendung der Skala nur um 0,1 Knoten gegenüber dem Wert, der aus der bloßen Übernahme der Knotenangabe des VOF-Datensatzes resultiert, abgesenkt.

Detailliertere Auswirkungen der 10m-Skala vermittelt die

BFT	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
WMO	0.0	1.7	4.7	8.4	13.0	18.3	23.9	30.2	36.8	44.0	51.4	59.4	67.7
NEU	0.2	2.2	5.2	9.0	14.0	19.1	23.6	28.4	33.6	39.3	46.3	52.6	54.8

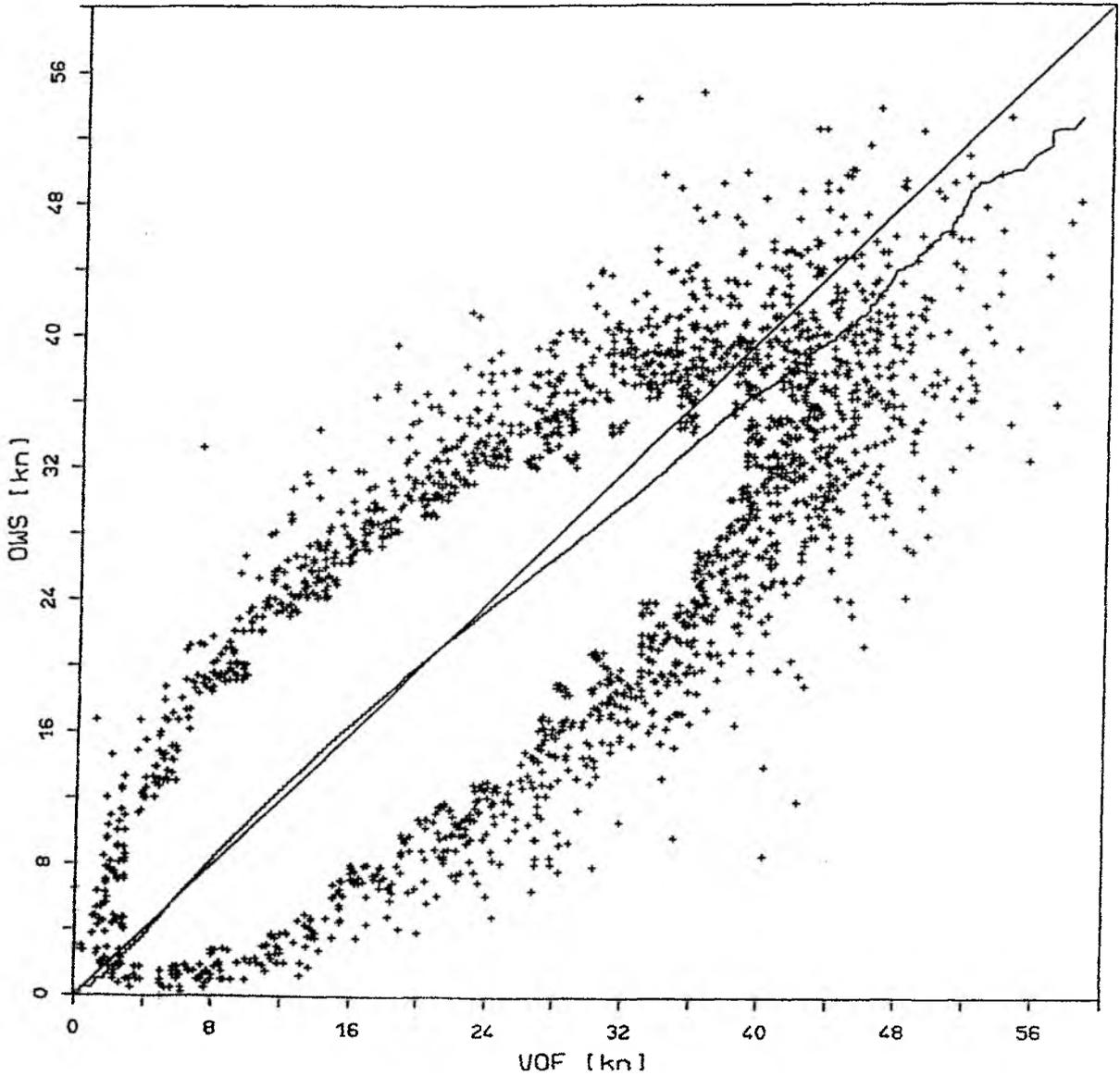


Abb.27 Die 10m-Skala. Grundsätzlich wie Abb.25, jedoch liegen jedem Mittelwert mindestens 4 VOF-Meldungen zugrunde.

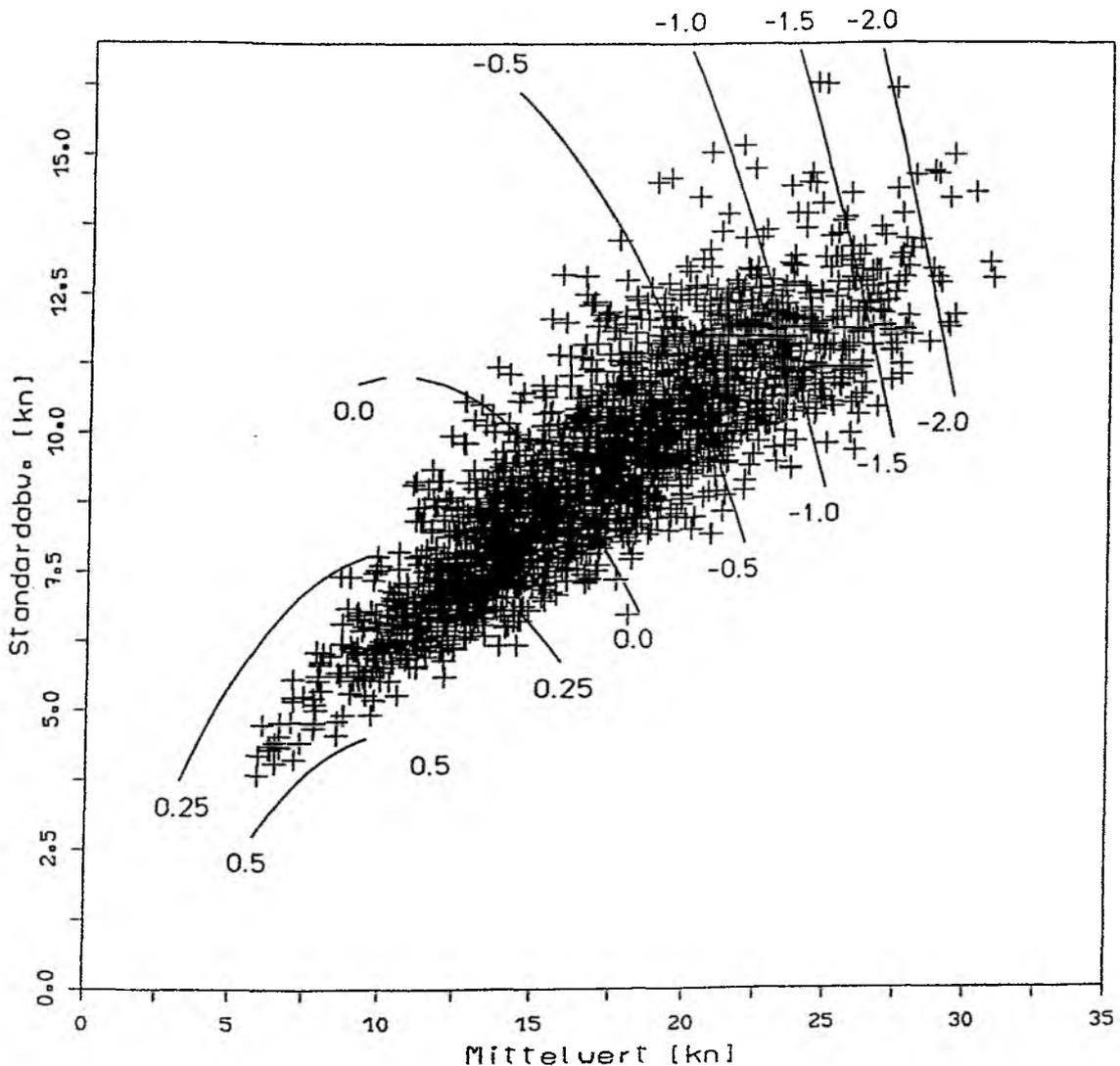


Abb.28 Veränderung der individuellen Monatsmittel nach Anwendung der 10m-Skala. Die Veränderung ist als Funktion des ursprünglichen Mittelwertes und der ursprünglichen Standardabweichung dargestellt und in Knoten angegeben.

Abbildung 28. Aus den Knotenangaben der auch bisher verwendeten Handelsschiffdaten wurden Mittelwert und Standardabweichung des Windes über jeweils einen Monat und ein Seegebiet von  $10^{\circ}$  Länge und  $5^{\circ}$  Breite bestimmt. Werden die beiden berechneten Größen gegeneinander aufgetragen, wird ihre recht gute Korrelation deutlich. Interessanter ist jedoch die Veränderung, die ein regionaler monatlicher Mittelwert durch die

Anwendung der 10m-Skala erfährt. Sie ist in Form eines Isolienfeldes als Funktion des ursprünglichen Mittelwertes und der ursprünglichen Standardabweichung darstellt. Das Feld der Korrekturen wurde mit einem zweidimensionalen Polynom quadratischer Ordnung angepaßt.

Die äußerst geringe Veränderung von etwa  $-0,1$  kn, die ein Mittelwert im Durchschnitt erfährt, wird in extremeren Klimasituationen überschritten. Die windstärksten regionalen Monatsmittel von 30 kn werden durch die neue 10m-Skala um etwa 2 kn abgesenkt. Das Abflachen der Eichkurve bei höheren Beaufortstufen deutete bereits darauf hin. Auf der anderen Seite findet in den windschwächsten Situationen, die es im Nordatlantik als Mittelwert gibt, eine Erhöhung von  $0,4$  kn statt.

### Fehlersensitivität

Es gibt zwei wichtige Eckwerte bei der dargelegten Berechnung einer neuen Äquivalentskala:

- erstens den Radius, in dem die momentane natürliche Varianz des Windes ebenso groß ist, wie die tägliche natürliche Varianz an einem festen Ort.

- zweitens das Verhältnis zwischen OWS- und VOF-Einzeldaten, die jedem zeitlichen oder räumlichen Mittelwert zugrundeliegen müssen, um in beiden Fällen die gleiche statistische Qualität zu erzielen.

Die Sensibilität der resultierenden Skala gegenüber Fehlern bei der Berechnung dieser beiden Schlüsselwerte, gibt ein Maß für die Genauigkeit des Ergebnisses. Im Hinblick hierauf wurde das gesamte Verfahren wiederholt, allerdings mit Eckwerten, die von den mutmaßlich besten erheblich abweichen.

Der Radius wurde einmal mit 300 und ein zweites Mal mit 400 km festgesetzt, alles weitere jedoch unverändert gelassen. Eine Variation nach Seegebiet und Jahreszeit fand nicht statt. Die Ergebnisse beider Läufe können in Abbildung 29a und 29b verglichen werden. Die Eichkurve, die mit einem Radius von 300 km berechnet wurde, verläuft etwa um 5% flacher als die zweite

BFT	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
WMO	0.0	1.7	4.7	8.4	13.0	18.3	23.9	30.2	36.8	44.0	51.4	59.4	67.7
NEU	0.3	2.2	5.4	9.3	14.2	19.1	23.5	28.0	32.9	38.1	43.8	50.8	54.3

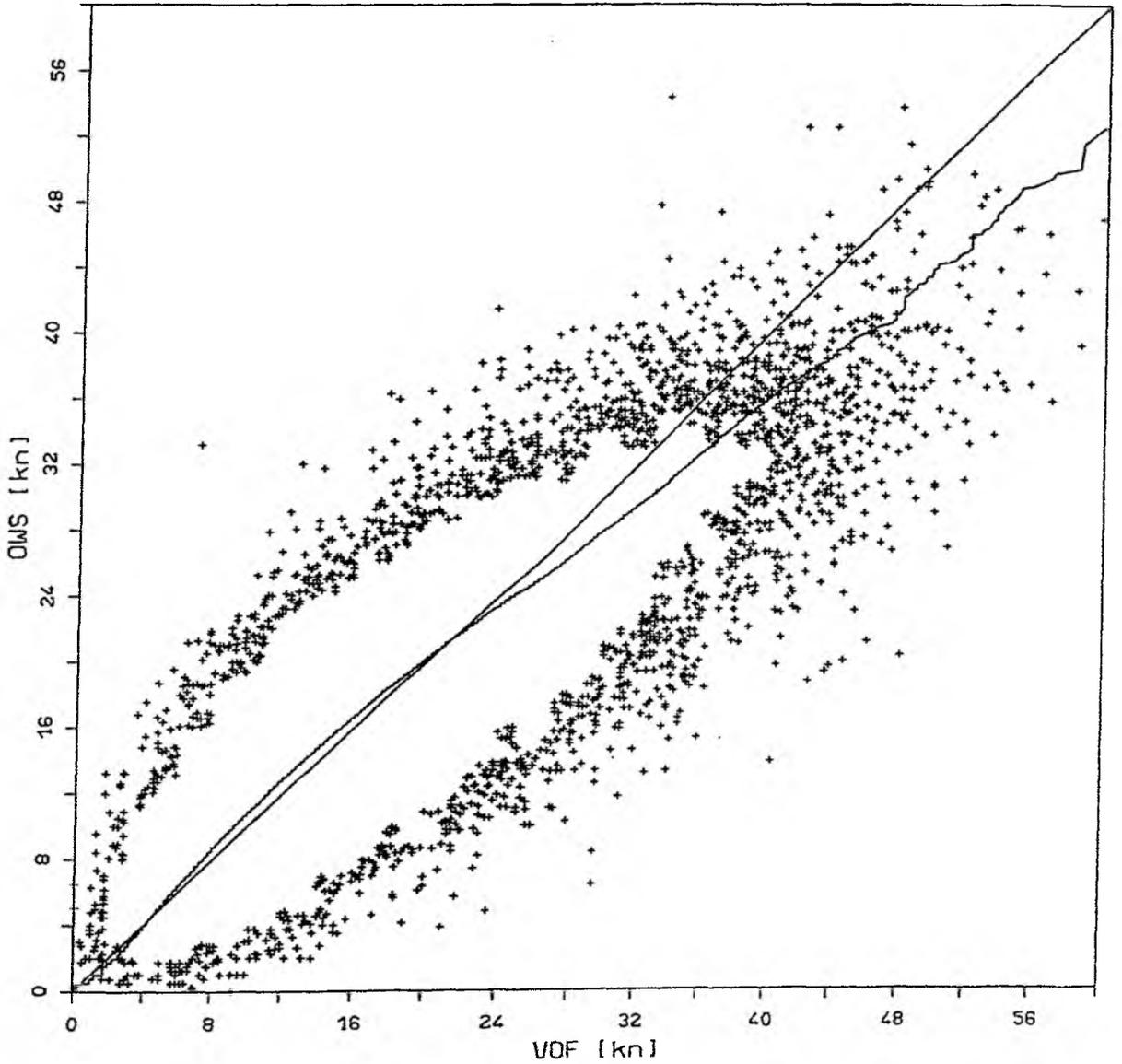


Abb.29a

Untersuchung der Fehlersensitivität bezüglich des Mittelungsradius'. Der Radius wurde auf einen konstanten Wert von 300 km gesetzt.

BFT	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
WMO	0.0	1.7	4.7	8.4	13.0	18.3	23.9	30.2	36.8	44.0	51.4	59.4	67.7
NEU	0.0	1.8	4.9	8.9	14.0	19.1	23.7	28.5	33.6	39.1	45.7	52.1	54.3

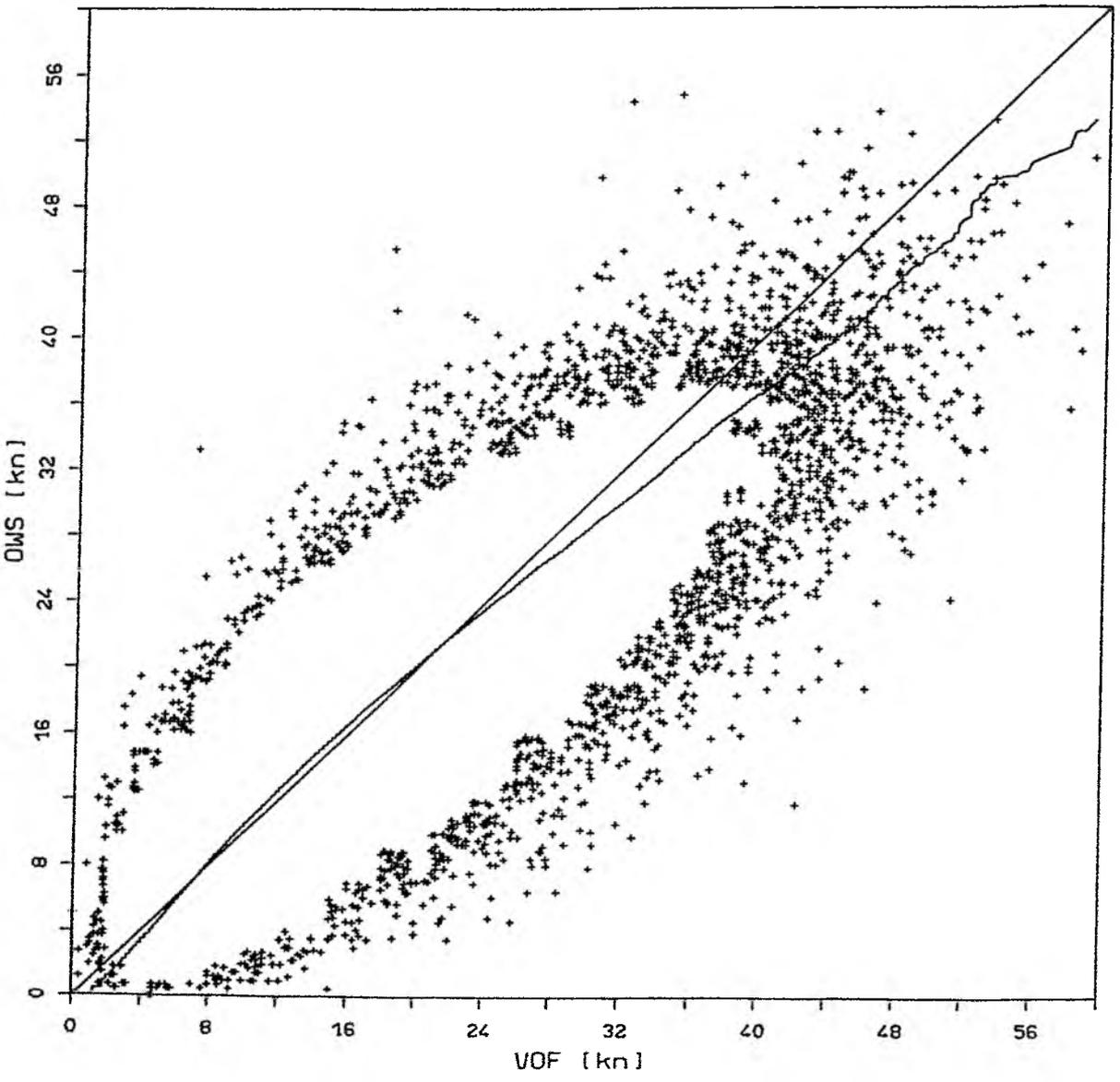


Abb.29b      Wie Abbildung 29a, der Radius beträgt jedoch 400 km.

Eichkurve. Im Mittelwert des VOF- und des OWS-Datensatzes, der in beiden Datensätzen und in beiden Berechnungen etwa 17 kn beträgt, kreuzen sich beide.

Der Grund für die recht geringe Veränderung trotz deutlicher Radiusvergrößerung kann folgendermaßen erklärt werden. Im ersten Teil dieser Arbeit wurde gezeigt, daß die mittlere Steigung einer Eichkurve, die man als Ergebnis der Methode gleicher Summenhäufigkeiten erhält, durch das Verhältnis der Varianzen der beteiligten Datensätze bestimmt wird. Bei der Bestimmung einer neuen Äquivalentskala besteht einer dieser Datensätze aus den räumlichen Terminmittelwerten der Handelsschiffbeobachtungen. Wenn genügend Beobachtungen zur Verfügung stehen, läßt sich die Gesamtvarianz als Summe aus der Varianz zwischen den einzelnen Terminmittelwerten und der mittleren Varianz innerhalb der Termine beschreiben. Die beiden Anteile wurden als äußere und innere Varianz bezeichnet. Wenn der Radius von 300 auf 400 km vergrößert wird, wächst die innere Varianz um etwa  $6 \text{ kn}^2$ , während die Gesamtvarianz unverändert bei einem Wert etwa von  $100 \text{ kn}^2$  bleibt. Die unterschiedliche Entwicklung ist darauf zurückzuführen, daß für die innere Varianz der momentane Gradient der Windgeschwindigkeit verantwortlich ist und mit größerem Betrachtungsradius die Unterschiede zwischen den Windgeschwindigkeiten wachsen. Die Gesamtvarianz hingegen ist die Varianz des Windes im Nordatlantik im Verlauf mehrerer Jahre. Sie wird hinreichend erfaßt, wenn sechs über den Nordatlantik verteilte Orte betrachtet werden. Hierbei ist es unerheblich, ob die Umgebung jeweils 300 oder 400 km umfaßt.

Da durch einen vergrößerten Radius die innere Varianz bei konstanter Gesamtvarianz wächst, muß die äußere schrumpfen. Deren Größe, verglichen mit der Varianz der OWS-Daten, bestimmt die Steigung der Eichkurve und damit ein Charakteristikum der resultierenden Äquivalentskala.

Nun sind die Auswirkungen auf die Äquivalentskala durch die bewußt ungenaue Bestimmung der Radien berechenbar. Die äußere Varianz nimmt von  $72 \text{ kn}^2$  auf  $66 \text{ kn}^2$  ab, wenn die Terminmittelwerte in einem vergrößerten Radius von 400 km bestimmt

werden. Da die OWS-Daten unverändert bleiben, beträgt das Verhältnis der zwischen OWS- und VOF-Varianzen nur noch etwa 90% seines ursprünglichen Wertes. Da die mittlere Steigung der Eichkurve durch den Quotienten der Standardabweichungen bestimmt ist, unterscheiden sich Steigungen um 5%.

Bei detailliertem Vergleich beider Skalen zeigt sich, daß die Unterschiede bis zur Windstärke 9 kleiner als 1 Knoten sind. Die mittleren, häufig auftretenden Beaufortstufen bleiben nahezu unverändert, da die Radiusvergrößerung zwar auf die Varianz zwischen den Terminmitteln auswirkt, nicht aber auf den Mittelwert des gesamten Datensatzes. Selbst Fehler in der Radiusbestimmung von 100 km bewirken also keine gravierenden Verschiebungen der Beaufortäquivalente.

Analog zu den Fehlerbetrachtungen hinsichtlich des Mittelungsradius, wird im folgenden die Sensitivität des Ergebnisses gegenüber einer unterschiedlichen Anzahl von Einzeldaten, die den Terminmittelwerten zugrundeliegen, geprüft. Der Großteil dieser Diskussion erfolgte bereits im 5. Kapitel dieses Abschnitts, um die Wahl einer Mindestanzahl von 4 Handelsschiffbeobachtungen pro Termin zu begründen. Aus Tabelle 11 ging hervor, wie gering der Effekt auf die resultierende Skala ist, wenn andere Mindestanzahlen gefordert werden. Die dort aufgeführten mittleren Steigungen charakterisieren die Unterschiede zwischen den Eichkurven ausreichend. Denn nur in ihrer Steigung sind Unterschiede zu erwarten, nicht aber in ihrer mittleren Lage, die durch die Gesamtmittelwerte beider Datensätze bestimmt wird. Diese werden von geänderten Mindestanzahlen kaum gegeneinander verschoben.

Die Abbildungen 30a und 30b zeigen die detaillierten Ergebnisse für die Mindestanzahlen 3 und 5. Auch hier liegen die Unterschiede zwischen den Äquivalentwerten beider Berechnungen im Bereich von Zehntelknoten.

Die Gründe der Stabilität gegenüber Variationen der Mindestanzahl liegt auf der Hand. Die Gesamtvarianz eines Termins beträgt im Mittel etwa  $45 \text{ kn}^2$ , von der  $25 \text{ kn}^2$  auf die natürliche räumliche Varianz entfallen und  $20 \text{ kn}^2$  auf die

BFT	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
WMO	0.0	1.7	4.7	8.4	13.0	18.3	23.9	30.2	36.8	44.0	51.4	59.4	67.7
NEU	0.1	2.5	5.5	9.2	14.1	19.0	23.5	28.2	33.3	38.7	45.2	51.2	54.3

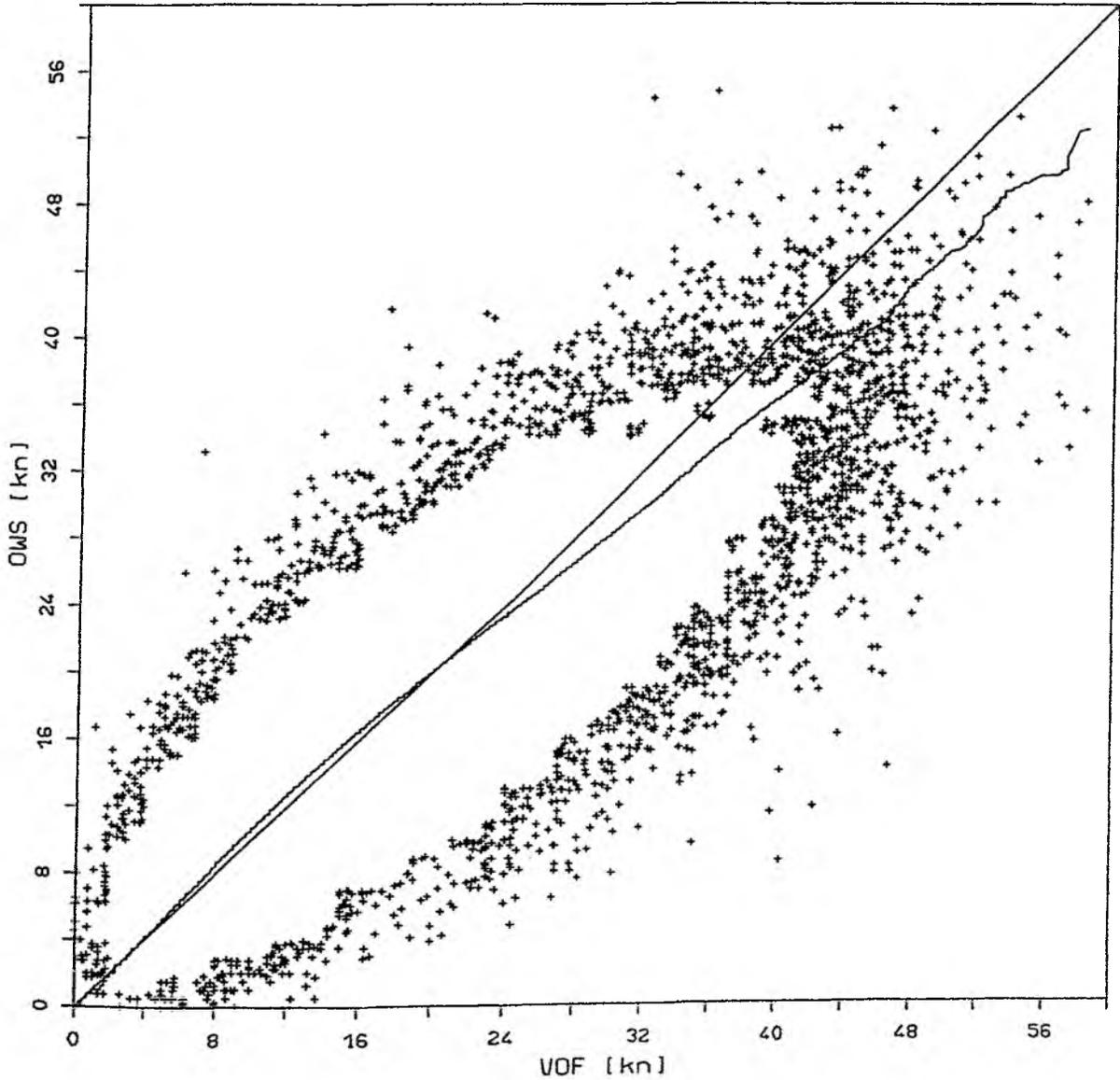


Abb.30a

Untersuchung der Fehlersensitivität bezüglich der Mindestanzahl von VOF-Meldungen, die jedem Mittelwert zugrundeliegen. Alle Termine mit mindestens 3 Handelsschiffbeobachtungen wurden berücksichtigt.

BFT	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
WMO	0.0	1.7	4.7	8.4	13.0	18.3	23.9	30.2	36.8	44.0	51.4	59.4	67.7
NEU	0.5	2.1	5.1	9.0	14.1	19.2	23.8	28.6	34.0	39.8	47.3	54.0	-

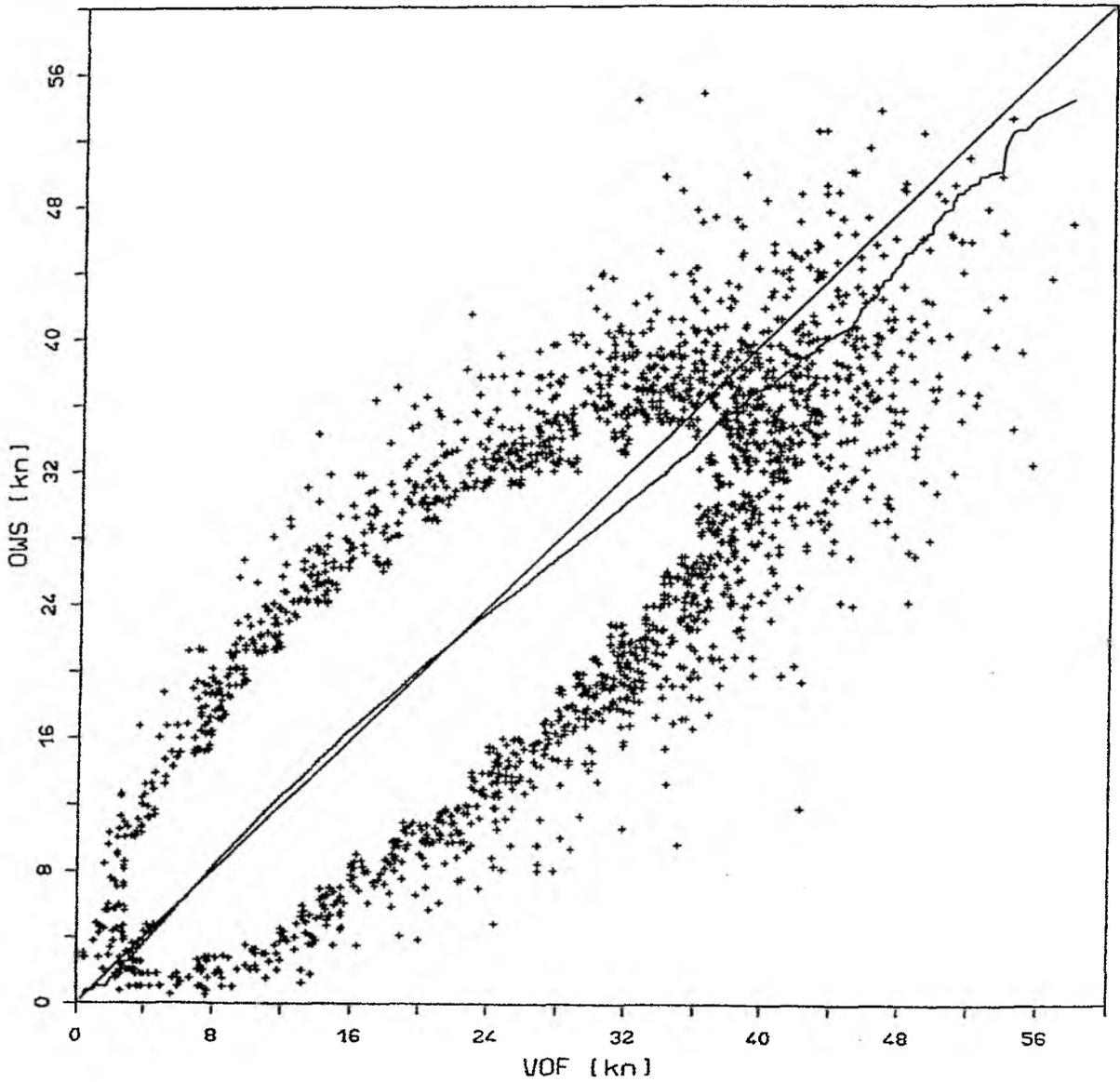


Abb.30b

Wie Abbildung 30a, es wurden jedoch nur Termine berücksichtigt, die **mindestens 5 VOF-** Beobachtungen aufwiesen.

Fehlervarianz der Handelsschiffbeobachtung. Die Genauigkeit der Terminmittel enthält man, wenn der Wert der Gesamtvarianz durch die mittlere Beobachtungszahl dividiert wird. Für solche mittlere Betrachtungen müssen Varianz und Beobachtungsanzahl allerdings unabhängig voneinander sein, und die mittlere Beobachtungszahl aus der Summe der Kehrwerte berechnet wird.

$$(37) \quad \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\text{Var}_i}{n_i} = [\text{Var}_i] [1/n_i]$$

N : Anzahl der Termine

$n_i$  : Anzahl der Beobachtungen eines Termins

[ ] : Mittel über alle Termine

Werden alle Termine mit 3 und mehr Beobachtungen in die Berechnungen einbezogen, liegt die mittlere Anzahl bei 4,4 pro Termin, bei einer Mindestanzahl von 5 erhöht sich der Wert auf 6,4. Daraus folgen Fehlervarianzen von 10 kn<sup>2</sup> einerseits und 7 kn<sup>2</sup> andererseits für den aus Terminmittelwerten bestehenden Datensatz. Je nach vorgegebener Mindestanzahl schwankt die Gesamtvarianz dieses Datensatzes von etwa 70 kn<sup>2</sup> also um einen Wert von 3 kn<sup>2</sup>. Der Quotient aus der Varianz der VOF-Mittelwerte und der Varianz der OWS-Mittelwerte ist somit auf 5% genau bestimmt. Für die mittlere Steigung der Eichkurve halbiert sich dieser Wert, da nicht der Quotient der Varianzen sondern der Quotient der Standardabweichungen ausschlaggebend ist.

Auch die ungenaue Bestimmung der Mindestanzahl pro Termin führt also zu nur schwachen Verfälschungen des Ergebnisses.

### Die 25m-Skala

Um einen Vergleich mit der Kaufeld-Skala zu ermöglichen, wurde zusätzlich eine auf 25m Höhe bezogene Äquivalentskala abgeleitet. Hierzu wurden die Handelsschiffbeobachtungen nicht

BFT	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
WMO	0.0	1.7	4.7	8.4	13.0	18.3	23.9	30.2	36.8	44.0	51.4	59.4	67.7
NEU	0.2	2.2	5.4	9.7	15.1	20.6	25.7	31.0	36.9	43.4	51.4	58.8	61.3

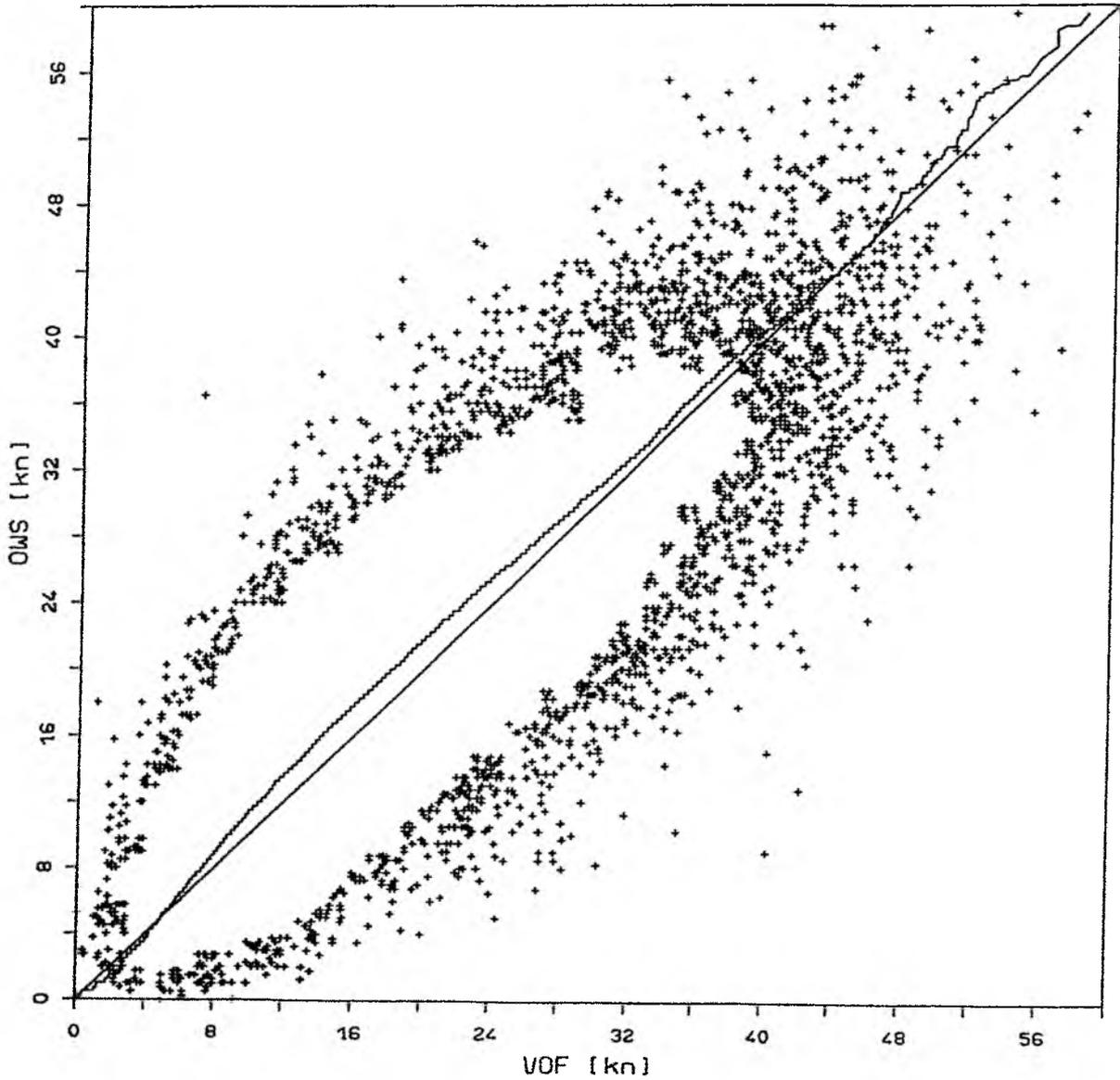


Abb.31 Die 25m-Skala.

Grundsätzlich wie Abb.27, die Meldungen der Ozeanwetterschiffe wurden aber nicht reduziert.

wie bisher mit den höhenreduzierten Windmessungen, sondern den Originalmeldungen der Ozeanwetterschiffe verglichen.

Die Meßhöhen, in der die OWS-Daten gewonnen wurden, sind nicht für alle eingesetzten Ozeanwetterschiffe bekannt. Sie liegen jedoch bei den von europäischen Staaten betreuten Stationen I, J, und K in jedem Fall zwischen 20 und 25 Metern. Es gibt keine Hinweise darauf, daß die unter der Verantwortung der USA betriebenen Stationen C, D und E wesentlich andere Meßhöhen aufweisen. In jedem Fall ist die Bezugshöhe einer aus unreduzierten OWS-Daten abgeleiteten Äquivalentskala die mittlere Meßhöhe der Ozeanwetterschiffe.

Abbildung 31 zeigt die Ergebnisse aus dem Vergleich der Handelsschiffbeobachtungen mit den unreduzierten OWS-Daten. Die resultierende Eichkurve verläuft nun steiler als bei der Ableitung der 10m-Skala. Aus den bereits abgeschlossenen Betrachtungen folgte unter anderem, daß die Knotenschätzungen der Handelsschiffe im Mittel für 10m Höhe gültig sind, da ihr Gesamtmittelwert mit dem der auf 10m reduzierten OWS-Daten übereinstimmt. Durch eine Äquivalentskala, die auf 25m bezogen ist, werden die Windschätzungen der Handelsschiffe implizit auf diese Höhe hochgerechnet. Die wesentlichen Auswirkungen einer solchen Höhentransformation bestehen in einer prozentualen Verstärkung der Windgeschwindigkeit, die sich in einer Aufsteilung der Eichkurve niederschlägt.

Die Mindestanzahl von 4 Handelsschiffen pro Termin wurde beibehalten, da das Fehlerverhältnis beider Datensätze mit der mittleren Steigung der Eichkurve gut im Einklang steht. Die Fehler der lokalen OWS-Tagesmittel betragen 3,11 kn. Sie stehen mit den räumlichen VOF-Terminmittelwerten von 2,92 kn in einem Verhältnis von 1,06. Dieser Wert weicht nur unwesentlich von der Eichkurvensteigung 1,04 ab, so daß sich die Fehlereffekte gegenseitig neutralisieren. Aus Tabelle 13 wird ersichtlich, daß diese Aussage auch für jeden einzelnen Geschwindigkeitsbereich aufrecht erhalten werden kann.

Nun ist ein Vergleich mit der KAUFELD-Skala, die ebenfalls auf die Anemometerhöhe der Ozeanwetterschiffe bezogen ist, möglich. In Tabelle 14 sind die Beaufortäquivalente der

Geschwind.- Bereich	Fehler OWS	Fehler VOF	Anzahl
unter 10 kn	2,04	1,98	5043
10 - 15 kn	2,58	2,40	9045
15 - 20 kn	3,05	2,87	9245
20 - 25 kn	3,36	3,21	6861
25 - 30 kn	3,68	3,52	4381
über 30 kn	4,21	3,82	3638
gesamt	3,11	2,92	38213

Tab. 13 Fehler für verschiedene Geschwindigkeitsbereiche. Die OWS-Daten sind nicht reduziert. Die Werte sind in Knoten angegeben.

25m-Skala den von Kaufeld bestimmten Werten gegenübergestellt. Zusätzlich ist die WMO-Skala aufgeführt, die hinsichtlich ihrer Bezugshöhe mit den beiden anderen eigentlich nicht vergleichbar ist. Es ist jedoch vielfach üblich, den Charakter einer Neuberechneten Skala im Vergleich mit der WMO-Skala zu beschreiben.

Die Äquivalente der neuen 25m-Skala sind bis zur Windstärke 7 kleiner als die der KAUFELD-Skala. Bei höheren Beaufortstufen liegen sie dagegen über den von KAUFELD bestimmten. Eine Ausnahme bildet lediglich der durch nur ein einziges Mittelwertpaar bestimmte Äquivalentwert für Windstärke 12. Der Grund für den steileren Verlauf der Eichkurve wurde bereits mehrfach angesprochen. Da die KAUFELD-Skala auf dem Vergleich von Einzelwerten der beiden Datensätze beruht, wirken sich die Unterschiede in den Beobachtungsgenauigkeiten zwischen Handelsschiffen und Ozeanwetterschiffen auf die abgeleitete Skala folgendermaßen aus: die Eichkurve kippt in Richtung der Achse des Datensatzes mit größeren Fehlern. Hohe Beaufortäquivalente werden auf diese Weise unterschätzt und niedrige zu hoch angegeben. Die in dieser Arbeit dargelegte Vorgehensweise berücksichtigt die unterschiedlichen Fehler, so daß die Skala von diesen Effekten unbeeinflusst bleibt.

Von noch größerer Bedeutung ist der mittlere Auswirkung der beiden Skalen, die daran festgemacht werden kann, welche langjährig und großräumig gemittelte Windgeschwindigkeit im

Bft	WMO	Kaufeld	25m neu
0	0,0	0,7	0,2
1	1,7	3,7	2,2
2	4,7	8,0	5,4
3	8,4	12,4	9,7
4	13,0	16,9	15,1
5	18,3	21,4	20,6
6	23,9	26,0	25,7
7	30,2	31,0	31,0
8	36,8	36,3	36,9
9	44,0	42,3	43,4
10	51,4	48,7	51,4
11	59,4	55,6	58,8
12	67,7	63,0	61,3

Tab. 14 Vergleich der Äquivalentwerte unterschiedlicher Skalen.

Nordatlantik bei Anwendung der jeweiligen Skala resultiert. Da gleiche Äquivalente erst bei Windstärke 7 herrschen, wird sofort deutlich, daß die KAUFELD-Skala einen höheren Mittelwert liefert. Da die Summenhäufigkeitsmethode in jedem Fall den Gesamtmittelwert der Handelsschiffe in den der Ozeanwetterschiffe überführt und beide Skalen mit Hilfe derselben OWS-Daten abgeleitet wurden, müssen Unterschiede in verwendeten Handelsschiffdaten bestehen.

Das ist in zweierlei Hinsicht der Fall. Erstens benutzte KAUFELD unter anderem auch Daten aus den fünfziger Jahren. Die Meldungen aus diesem Zeitraum stammen ausschließlich von deutschen Schiffen. Zweitens ist der benutzte VOF-Datensatz im Laufe des letzten Jahrzehnts erweitert worden. Auch aus den sechziger Jahren stehen nun mehr Daten zur Verfügung. Da Meldungen deutscher Schiffe sicher zu einem frühen Zeitpunkt in den Datensatz aufgenommen wurden, sind nachträglich eingefügten Daten hauptsächlich internationalen Ursprungs. Es ist somit zu erwarten, daß der erweiterte Datensatz eine stärkere

Durchmischung von Schiffen aus unterschiedlichen Nationen aufweist.

Da deutsche Schiffe im internationalen Vergleich eher niedrige Windgeschwindigkeiten melden (Tab.5), führt die Ableitung einer Skala aus einem Datensatz, in dem deutsche Schiffe überrepräsentiert sind, zu erhöhten Äquivalentwerten.

### Probe

Ein weiterer Vorteil einer auf die Meßhöhe der Ozeanwetterschiffe bezogenen Skala liegt in der Möglichkeit, die Richtigkeit der Ergebnisse mit einem rückwärtigen Vergleich zu überprüfen. Wenn die Skala korrekt abgeleitet ist, müssen die mit ihrer Hilfe umgerechneten Windgeschwindigkeiten aus Handelsschiffbeobachtungen mit den Meßwerten der Ozeanwetterschiffe übereinstimmen. Voraussetzung ist natürlich, daß die Daten aus denselben Seegebieten und Zeiträumen stammen. Im Hinblick auf einen solchen Vergleich wurden individuelle Monatsmittel der Windgeschwindigkeit zum einen aus den OWS-Daten und zum anderen aus den Handelsschiffdaten berechnet.

Betrachtet wurde der Zeitraum von 1960 bis 1971, für den die Äquivalentskalen abgeleitet sind. Für eine Überprüfung der Ergebnisse ist genau der Eichzeitraum zu wählen, denn nur hier müssen die Monatsmittel beider Datensätze übereinstimmen. Da es deutliche Indizien für eine zeitliche Drift der Beaufortskala gibt (RAMAGE, 1987), ist zu erwarten, daß bei einem Vergleich von Daten aus anderen Jahrzehnten durchaus unterschiedliche Windgeschwindigkeiten resultieren. In diesem Zusammenhang muß betont werden, daß die Skala zunächst nur für den Eichzeitraum gültig ist. Die zeitliche Übertragung ist durch den Vergleich von Luftdruckgradienten verschiedener Jahrzehnte möglich (LINDAU, ISEMER & HASSE, 1990).

Da jedes Ozeanwetterschiff stets von einer nahezu ortsfesten Position meldet, beziehen sich die Monatsmittel dieser Daten auf ein eng begrenztes Seegebiet. Um eine genügende Anzahl von Handelsschiffen zu finden, muß ein größeres Gebiet

betrachtet werden. Seine Ausdehnung wurde mit  $5^{\circ}$  Breite und  $7^{\circ}$  Länge festgesetzt. Da sich die Ozeanwetterstation in der Mitte dieses Gebietes befindet, sind die Monatmittel beider Datensätze jedoch vergleichbar.

Monatsmittelwerte wurden gebildet, wenn mindestens 100 Beobachtungen in jedem Datensatz zur Verfügung standen. Auf diese Weise wurden 200 005 Einzelbeobachtungen der Ozeanweterschiffe und 306 026 Handelsschiffmeldungen aus 766 individuellen Monaten berücksichtigt.

Natürlich unterliegen auch Monatsmittel einer zufälligen Streuung. Um zu entscheiden, ob es systematische Unterschiede in bestimmten Geschwindigkeitsbereichen gibt, muß eine Regressionsgerade berechnet werden. Im ersten Teil dieser Arbeit wurde ausführlich diskutiert, daß keine der beiden einseitigen Regressionen für diesen Zweck geeignet ist. Die Gerade, die mit dem geometrischen Mittel der einseitigen Regressionen ansteigt, unterstellt gleichmäßige Fehler. Es treten genau dann keine Verfälschungen auf, wenn das Verhältnis der Fehler gleich dem Anstieg der Geraden ist, die den Zusammenhang der untersuchten Größen festlegt. Die Verfälschungen sind in jedem Fall klein, wenn die Fehlervarianzen klein gegen die Gesamtvarianzen sind.

Um auch bei diesen Betrachtungen sichergehen zu können, daß die Beobachtungsfehler keine schädlichen Auswirkungen haben, ist folgende Abschätzung ausreichend. Die mittlere Varianz innerhalb der Monate liegt bei  $80 \text{ kn}^2$  für VOF-Daten und bei  $60 \text{ kn}^2$  für OWS-Daten. Die Werte differieren aufgrund der unterschiedlichen Beobachtungsfehler. Jedem Monatsmittel liegen im Durchschnitt etwa 300 OWS- und 400 VOF-Meldungen zugrunde, so daß ihre Fehlervarianz in beiden Fällen mit  $0,2 \text{ kn}^2$  abgeschätzt werden kann. Dieser Wert ist klein gegen eine Varianz von  $20 \text{ kn}^2$ , wie sie zwischen Monatsmitteln herrscht. Darüber hinaus stimmt der Quotient der Fehler in etwa mit der Steigung der Regression überein, die nicht wesentlich von 1

WMO-SKALA / OWS-MESSUNGEN

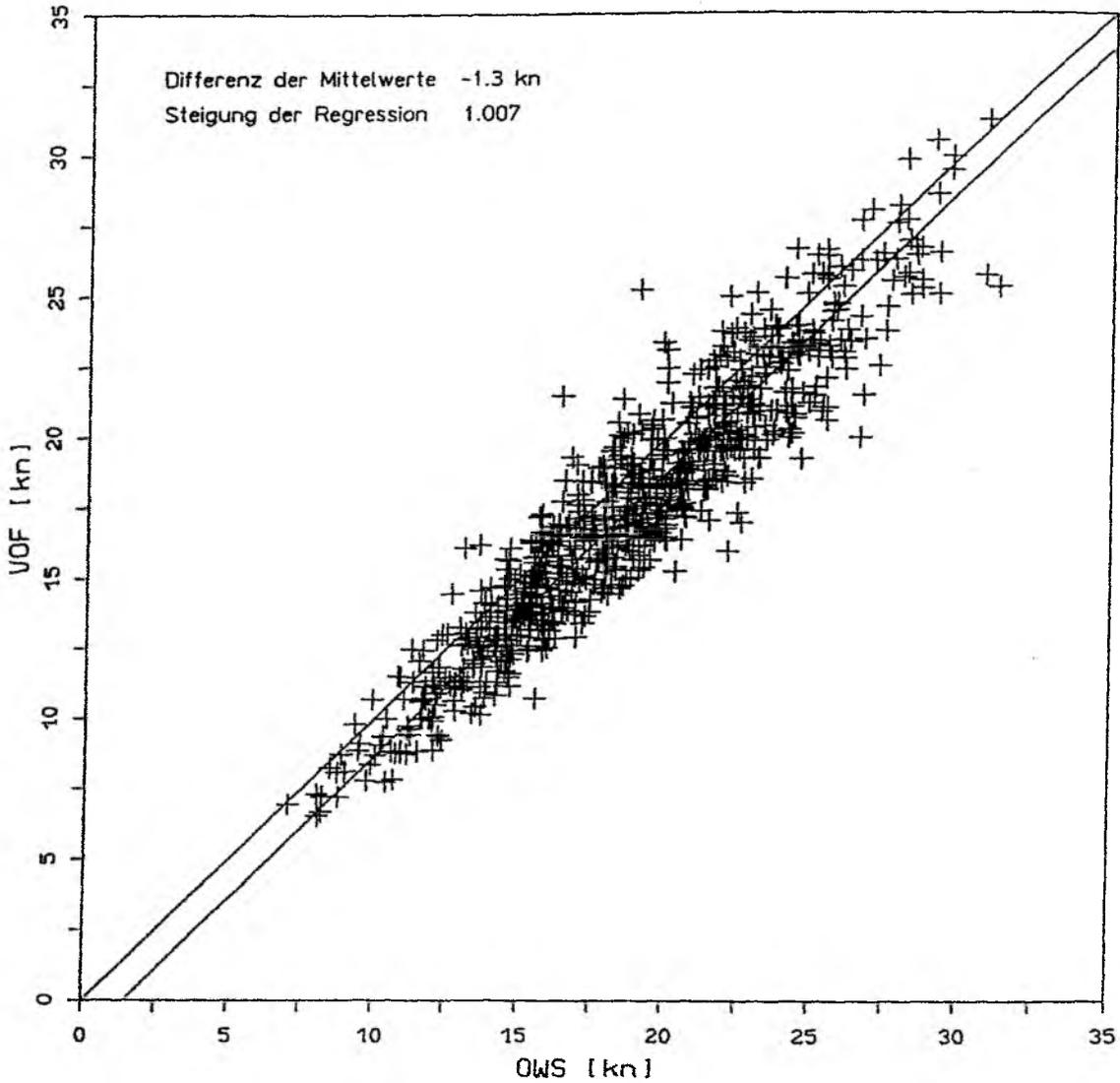


Abb.32a Vergleich individueller Monatsmittel der Windgeschwindigkeit aus dem Zeitraum 1960 bis 1971 im Nordatlantik. Die Handelsschiffbeobachtungen stammen aus einer  $5^{\circ} \times 7^{\circ}$ -Umgebung des jeweils betrachteten Ozeanwetterschiffes.

verschieden sein kann.

In der Abbildung 32a sind die Monatsmittel der Ozeanwetterschiffe zunächst den Handelsschiffwerten gegenübergestellt, die aus einer Umrechnung der Beaufortschätzungen mit Hilfe der WMO-Skala resultieren. Die OWS-Mittel liegen durchweg höher.

KAUFELD-SKALA / OWS-MESSUNGEN

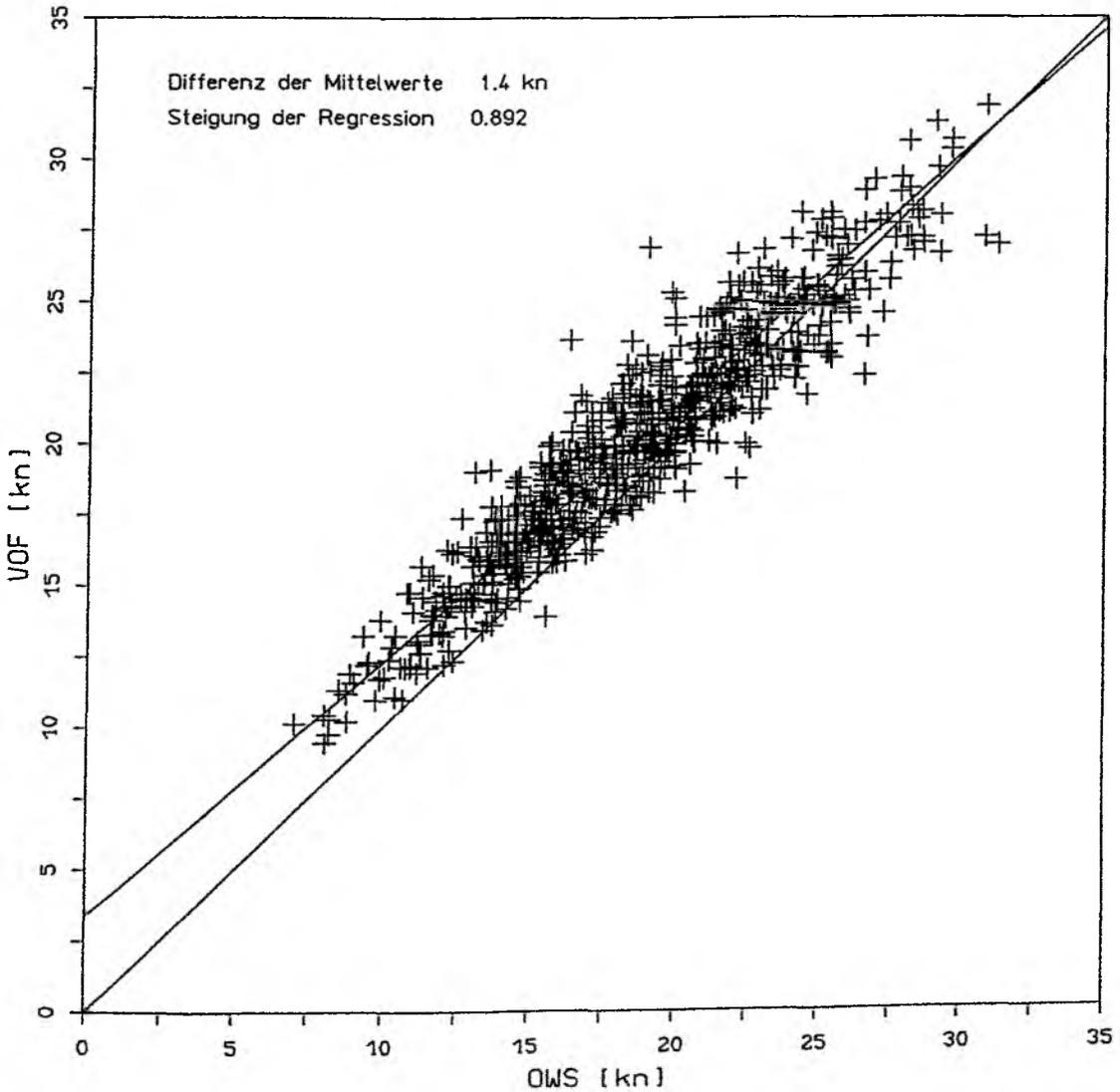


Abb.32b Wie Abbildung 32a, jedoch KAUFELD-Skala.

Ein Großteil des Unterschiedes wird dadurch hervorgerufen, daß die Meßhöhe der Ozeanwetterschiffe bei 25 m liegt, während sich die WMO-Skala auf etwa 10 m bezieht. Allerdings müßten die Unterschiede proportional zur Windgeschwindigkeit wachsen, wenn die verschiedenen Bezugshöhen der alleinige Grund der

NEUE SKALA (25 m) / OWS-MESSUNGEN

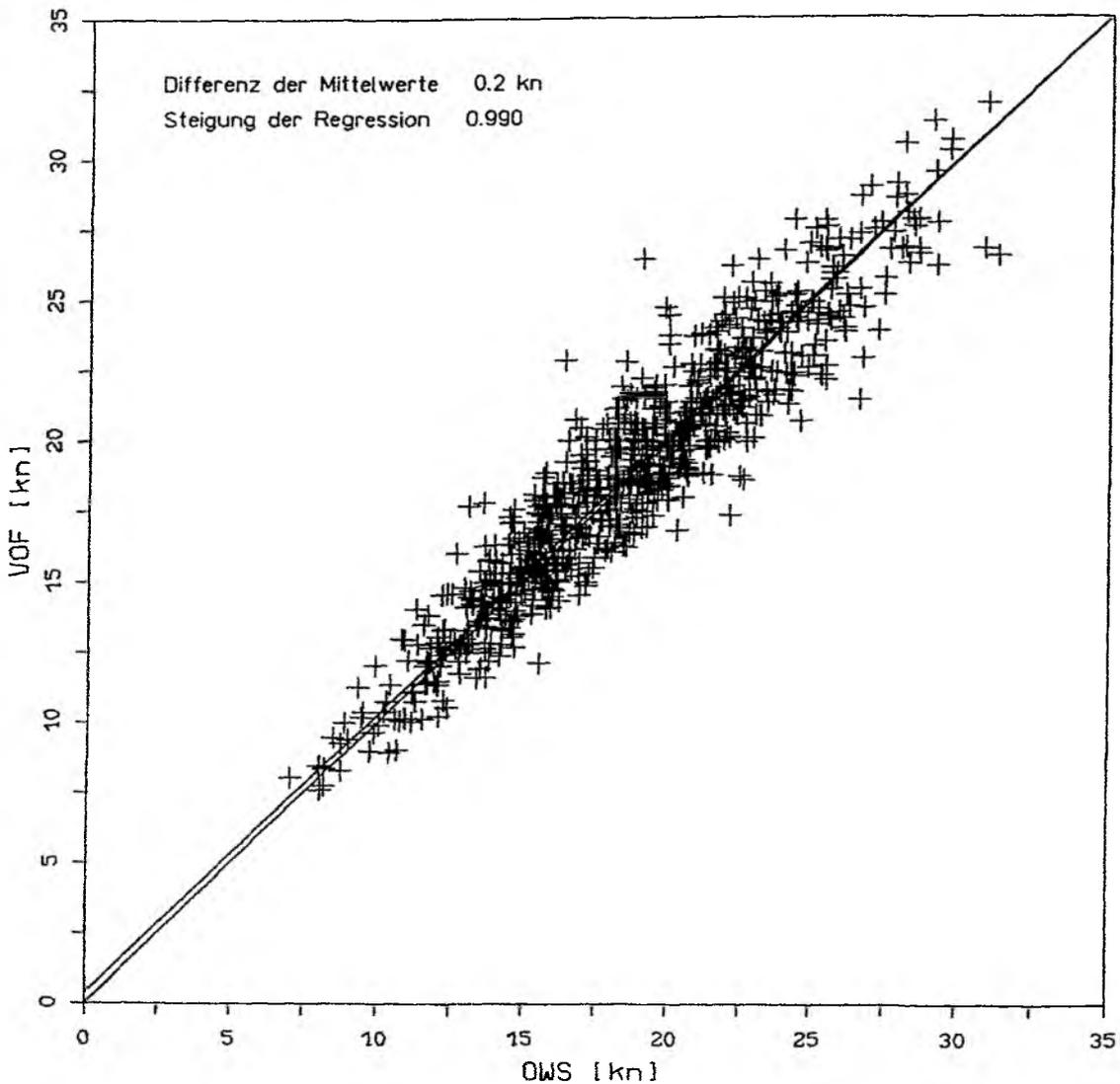


Abb.32c Wie Abbildung 32a, jedoch die neue 25m-Skala.

Differenz wären.

Die Abbildung 32b zeigt die Auswirkungen der KAUFELD-Skala. Sie bringt zwar Monatmittel bei Extremwerten von 30 kn in Übereinstimmung, führt jedoch bei niedrigeren Windgeschwindigkeiten zu immer stärkeren Diskrepanzen. Die kleinsten Monatsmittel werden um etwa 20% überschätzt. Die KAUFELD-Skala führt

somit zu einer Abschwächung des Jahresgangs.

Ihre Auswirkung läßt sich leichter interpretieren, wenn sie als Überlagerung zweier Effekte betrachtet wird. Erstens resultieren aus der KAUFELD-Skala im Mittel zu hohe Werte. Zweitens überschätzt sie schwache Winde und unterschätzt starke. Die Ursachen dieser Effekte wurden bereits dargelegt. Die Anwendung der KAUFELD-Skala auf den zwischenzeitlich erweiterten VOF-Datensatz führt nicht mehr zum Gesamtmittelwert der OWS-Daten. Der Grund hierfür ist wahrscheinlich, daß vor 12 Jahren, als die KAUFELD-Skala veröffentlicht wurde, in dem benutzten VOF-Datensatz ein Übergewicht an Meldungen deutscher Schiffe herrschte, das inzwischen beseitigt wurde.

Die Abbildung 32c verdeutlicht, daß die in dieser Arbeit vorstellte 25m-Skala die OWS-Mittelwerte nicht nur im Mittel, sondern in allen Windgeschwindigkeitsbereichen gut reproduziert. Dieses zeigt, daß die in die Eichung eingehenden Daten für das Gesamtkollektiv des Eichzeitraums repräsentativ sind. Darüber hinaus wird sichergestellt, daß die Überlegungen bezüglich der Auswirkungen unterschiedlicher Beobachtungsfehler richtig sind.

### Anwendung und Auswirkungen der neuen Skala

Welche Auswirkungen hat nun die neue Skala? Von klimatologischem Interesse sind vor allem zwei Größen. Zum einen natürlich die Windgeschwindigkeit eines Gebietes oder eines Zeitraums, denn sie geht bei der Bulk-Parametrisierung in die Formeln für den latenten und den sensiblen Wärmefluß ein.

$$LE = \rho C_R L (q_1 - q_w) U$$

$$H = \rho C_H c_p (T_1 - T_w) U$$

Da der Zusammenhang zwischen Energieflüssen und Windgeschwindigkeit hier linear angesetzt wird, ist jede Änderung von U direkt proportional zu den Änderungen in den latenten und sensiblen Wärmeflüssen LE und H.

Zum anderen interessiert auch die quadrierte Windgeschwindigkeit. Zusammen mit dem Reibungskoeffizienten  $C_D$  bestimmt diese Größe im wesentlichen die Windschubspannung, die an der Meeresoberfläche angreift und so die Ozeanströmungen antreibt.

$$(37) \quad \tau_x = \rho C_D U U_x$$

$$(38) \quad \tau_y = \rho C_D U U_y$$

Die Auswirkungen der neuen Skala wurde mit denen der KAUFELD-Skala verglichen. Dabei wurde die Version der neuen Skala benutzt, die für den Wind in 25m über der Meeresoberfläche gilt, denn auch die KAUFELD-Skala bezieht sich auf diese Höhe. Da die Unterschiede der beiden Skalen zwar weitgehend, aber nicht vollständig, linear sind, ist eine getrennte Betrachtung der Windgeschwindigkeit  $U$  und des Pseudostresses  $U^2$  notwendig.

Für den Nordatlantik ergibt sich in dem untersuchten Gebiet zwischen  $30^\circ\text{N}$  und  $65^\circ\text{N}$  folgendes Bild: im Mittel nimmt die Windgeschwindigkeit gegenüber der Umrechnung mit Hilfe der KAUFELD-Skala von 9,1 m/s auf 8,5 m/s ab. Im Vergleich zu den älteren Berechnungen vermindern sich also auch die Energieflüsse um knapp 7%.

Die Veränderung findet keineswegs gleichmäßig statt, da die KAUFELD-Skala nicht nur zu "hoch", sondern auch zu "flach" verläuft, wenn die Windgeschwindigkeit auf der Ordinate und die Beaufortstärke auf der Abszisse aufgetragen sind. Windschwache Regionen und Jahreszeiten sind aus diesem Grund stärker betroffen. Zum Beispiel liefert die KAUFELD-Skala im Januar einen Monatsmittelwert von 11,0 m/s und im Juli einen Wert von 7,1 m/s für das gesamte untersuchte Gebiet. Bei der neuen Skala betragen die entsprechenden Windgeschwindigkeiten 10,6 m/s und 6,3 m/s. Im Winter liegen die Resultate also um 0,39 m/s, im Sommer dagegen um 0,80 m/s niedriger.

Ähnlich sind die Ergebnisse für den Pseudostress  $U^2$ . Im Mittel vermindert sich diese Größe um  $6,6 \text{ m}^2/\text{s}^2$  auf etwa  $94 \text{ m}^2/\text{s}^2$ . Neben den jahreszeitlichen Unterschieden treten natür-

lich auch regionale auf. So sinkt der Pseudostress in der geographischen Breite von 60°N von 114,7 auf 109,4 m<sup>2</sup>/s<sup>2</sup>, in 30°N hingegen von 58,2 auf 49,5 m<sup>2</sup>/s<sup>2</sup>. Im Norden verringert er sich also um nicht einmal 5%, in den Subtropen hingegen um 15%.

Bei den obigen Vergleichsrechnungen wurde die jeweilige Äquivalentskala auf individuelle Beaufortschätzungen angewandt. Anschließend wurden Mittelwerte von  $u$  und von  $u^2$  gebildet, um den Betrag der sensiblen und latenten Wärmeflüsse bzw. den der Windschubspannung abzuschätzen, die bei Anwendung verschiedener Skalen resultieren. Verschiedene Regressionen führen zwangsläufig zu verschiedenen Werten der empirisch bestimmten Größen.

Ganz unabhängig von der Frage, welche Regression zur Umrechnung geeignet ist, taucht bei Abschätzung der Windschubspannung ein grundsätzliches Problem auf. Denn auch bei der sogenannten individuellen Methode muß die Fehlervarianz der eingehenden Winddaten berücksichtigt werden, wie die folgende Betrachtung zeigt.

Eine fehlerbehaftete Windmessung  $U$  läßt sich in einen wahren Anteil  $u$  und einen Meßfehler  $\delta u$  aufspalten.

$$(39) \quad U = u + \delta u$$

Für Mittelwerte von  $U^2$  gilt:

$$(40) \quad \overline{UU} = \overline{uu} + \overline{\delta u \delta u}$$

Lägen tatsächliche Windmessungen vor, müßte ein Mittelwert von  $U^2$  also um die Fehlervarianz der Beobachtungen reduziert werden, um die wirklich herrschende Größe  $u^2$  zu erhalten.

Für die Berechnung der Wärmeflüsse sind dagegen die Produkte  $U\Delta T$  bzw.  $U\Delta q$  maßgeblich. In diesem Fall können die Meßfehler der eingehenden Größen als unabhängig voneinander betrachtet werden. Bei Mittelwerten der Energieflüsse braucht man Meßfehler damit nicht zu berücksichtigen.

Erfolgt die Bestimmung der Windschubspannung aus Beaufortwerten, ist zu klären, welche "Fehlervarianz" die empirisch bestimmten Windgeschwindigkeiten aufweisen. Es ist

offensichtlich, daß die Beobachtungsfehler der verwendeten Beaufortschätzungen eine Rolle spielen. Je ungenauer die benutzten Beaufortschätzungen nämlich sind, desto größer ist auch die Varianz der aus ihnen bestimmten Windgeschwindigkeit.

Die in dieser Arbeit vorgeschlagene Skala hat den Vorteil, daß den resultierenden Wind-Werten stets die relativ einfach zu bestimmende Fehlervarianz (s. Abschnitt A) der jeweils betrachteten Beaufortschätzungen anhaftet. Bei Skalen, die nicht auf der "natürlichen" Regression beruhen, ist dieses nicht der Fall. Die Zusammenhänge sind hier wesentlich unübersichtlicher, da sich Fehlervarianzen und natürliche Variabilität vermischen. Diese Aussagen werden im folgenden nachgewiesen.

Im ersten Teil dieser Arbeit wurde ausführlich dargelegt, daß nur die "natürliche" Regression die Mittelwerte von Unterkollektiven sinnvoll ineinander umrechnet. Ein Maß hierfür war die Erhaltung der äußeren Varianz. Werden z.B. Monatsmittel gebildet, beschreibt die äußere Varianz die Amplitude des Jahresgangs. Durch sie ist die relative Lage der Mittelwerte solcher Unterkollektive bestimmt.

An dieser Stelle ist die zentrale Frage dagegen, wie die inneren Varianzen, in denen auch die Fehlervarianzen enthalten sind, transformiert werden. Welchen Wert nimmt also die empirisch bestimmte Varianz eines Unterkollektivs an?

Für die grundsätzliche Einschätzung können wiederum lineare Zusammenhänge zwischen der Windstärke  $x$  und der Windgeschwindigkeit  $y$  angenommen werden. Die Regressionsgeraden besitzen die allgemeine Form:

$$(41) \quad \hat{y} = a(x - \bar{x}) + \bar{y}$$

Quergestrichene Größen sind hierbei Gesamtmittelwerte. Der Mittelwert eines Unterkollektivs, z.B. ein Monatsmittel [ ] lautet:

$$(42) \quad [\hat{y}] = a([\bar{x}] - \bar{x}) + \bar{y}$$

Für die innere Varianz gilt allgemein:

$$(43) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - [\hat{y}])^2$$

Nach Einsetzen der Gleichungen (41) und (42) folgt:

$$(44) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = a^2 \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - [x])^2$$

Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden nun folgende Bezeichnungen eingeführt:

- $nv(\xi)$  : Natürliche Varianz einer Größe  $\xi$  innerhalb der gebildeten Unterkollektive.
- $NV(\xi)$  : Natürliche Varianz einer Größe  $\xi$  im gesamten betrachteten Gebiet und Zeitraum.
- $fv(\xi)$  : Fehlervarianz der Größe  $\xi$ .

Da  $x$  fehlerbehaftet ist, lautet die allgemeine Formel für die innere Varianz von  $\hat{y}$ :

$$(45) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = a^2 (nv(x) + fv(x))$$

Nun findet eine Spezifizierung auf die natürliche, anschließend auf die orthogonale Regression statt.

Bei der natürlichen Regression beträgt die Steigung:

$$(46) \quad a = \sqrt{\frac{NV(y)}{NV(x)}}$$

Für die innere Varianz der empirischen Windgeschwindigkeiten im Unterkollektiv folgt aus (45) nach Einsetzen von (46):

$$(47) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = \frac{NV(y)}{NV(x)} (nv(x) + fv(x))$$

$$(48) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = \frac{nv(x)}{NV(x)} NV(y) + \frac{NV(y)}{NV(x)} fv(x)$$

Der erste Term der rechten Seite betrifft die Umsetzung der natürlichen Varianz. Der Anteil der natürlichen Varianz von  $x$ , der innerhalb der gewählten Unterkollektive herrscht, wird prozentual auf die Größe  $y$  übertragen. Der zweite Term übersetzt die Beobachtungsfehler von  $x$  in Werte, die die Dimension von  $y$  haben.

Ein an der Realität orientiertes Zahlenbeispiel mag dieses verdeutlichen. In einem Seegebiet herrsche die natürliche Varianz von  $75 \text{ kn}^2$  bzw.  $3 \text{ Bft}^2$  (Gesamtkollektiv). Die Steigung der "natürlichen" Regression, die den Zusammenhang der beiden Größen bestimmt, würde also mit  $5 \text{ kn/Bft}$  ermittelt. Weiterhin betrage die Fehlervarianz der Beaufortschätzungen  $1 \text{ Bft}^2$ , die der Messungen dagegen nur  $5 \text{ kn}^2$ . Wählt man Unterkollektive, bei denen z.B.  $1/3$  auf die äußere und  $2/3$  auf die innere Varianz entfallen (dieses entspricht etwa der Unterteilung in Monate), gilt folgendes:

$$(49) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = \frac{2}{3} 75 \text{ kn}^2 + \frac{75 \text{ kn}^2}{3 \text{ Bft}^2} 1 \text{ Bft}^2$$

$$(50) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = 50 \text{ kn}^2 + 25 \text{ kn}^2$$

Der erste Wert der rechten Seite gibt die sinnvoll umgerechnete natürliche Varianz des Unterkollektivs an, der zweite die "übersetzte" Fehlervarianz. Wird die in dieser Arbeit vorgeschlagenen Äquivalentskala verwendet, die auf der "natürlichen" Regression beruht, können die gewonnenen empirischen Werte leicht interpretiert werden. Sie haben Eigenschaften wie reale Messungen, mit Beobachtungsfehlern, die denen der benutzten Beaufortschätzungen entsprechen.

Bei der orthogonalen Regression, die nicht fehlerbereinigt ist, liegen andere Voraussetzungen vor. In die Steigung

der Regressionsgeraden gehen nicht nur die natürlichen, sondern auch die Fehlervarianzen ein. Ihre Steigung lautet:

$$(51) \quad a = \sqrt{\frac{NV(y) + fv(y)}{NV(x) + fv(x)}}$$

Nach Gleichung (45) bedeutet dieses für die innere Varianz der empirisch bestimmten Werte:

$$(52) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = \frac{NV(y) + fv(y)}{NV(x) + fv(x)} (nv(x) + fv(x))$$

Setzt man die gleichen Zahlenbeispiele wie in den Gleichungen (49) und (50) ein, resultiert:

$$(53) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = \frac{(75+5)kn^2}{(3+1)Bft^2} (2+1)Bft^2 = 60kn^2$$

Dieses Ergebnis kann besser interpretiert werden, wenn die obige Gleichung umgeformt wird. Es werden die gleichen Terme erzwungen, wie bei der "natürlichen" Regression. Hierdurch entsteht ein zusätzlicher Term, der den Unterschied zwischen beiden Regressionen beschreibt. Aus Gleichung (52) folgt:

$$(54) \quad \begin{aligned} \text{Var}_{inn}(\hat{y}) &= \frac{nv(x)}{NV(x)} NV(y) + \frac{NV(y)}{NV(x)} fv(x) \\ &+ \frac{nv(x) + fv(x)}{NV(x) + fv(x)} \left( fv(y) - fv(x) \frac{NV(y)}{NV(x)} \right) \end{aligned}$$

Die ersten beiden Terme der rechten Seite entsprechen denen der "natürlichen" Regression. Erstens die beste Schätzung für die in den Unterkollektiven herrschende Varianz, ohne Fehlervarianz. Zweitens die in  $kn^2$  "übersetzte" Fehlervarianz der zugrundeliegenden Beaufortangaben. Der dritte Term beschreibt Effekte, die durch unterschiedliche relative Beobachtungsfehler hervorgerufen werden. Die Fehler der Beaufortstärke  $x$  werden auch hier mit dem Faktor  $NV(y)/NV(x)$  "übersetzt".

Falls die relativen Beobachtungsfehler beider Größen gleich sind, also  $fv(y) = fv(x) NV(y)/NV(x)$ , entfällt der dritte Term. Es wurde bereits mehrfach erwähnt, daß orthogonale und "natürliche" Regression in diesem Fall gleich sind.

Ein anderer Spezialfall liegt vor, wenn nicht Unterkollektive, sondern die Gesamtdaten betrachtet werden. Es gilt nun:  $nv(x)=NV(x)$ , so daß sich die Gleichung erheblich vereinfacht. Die Summe des zweiten und dritten Terms reduziert sich auf die Fehlervarianz der Messungen  $y$ .

$$(55) \quad \text{Var}_{inn}(\hat{y}) = \frac{nv(x)}{NV(x)} NV(y) + fv(y)$$

Dieses ist ein scheinbar optimales Ergebnis, weisen die empirisch bestimmten Windgeschwindigkeiten  $\hat{y}$  doch die Fehlervarianz der Messungen  $y$  auf, aus denen die benutzte Äquivalentskala abgeleitet wurde, im konkreten Fall also die sehr geringen Fehlervarianzen der Windmessungen auf Ozeanwetterschiffen. Dieses gilt aber nur, wenn gesamte Datensätze betrachtet werden, nicht für die wesentlich interessanteren Unterkollektive, wie Monatmittel oder Mittelwerte von  $1^\circ \times 1^\circ$ -Feldern.

Wird die orthogonale Regression bei unterschiedlichen Beobachtungsfehlern beider Größen verwendet, vermischen sich die ihrem Wesen nach völlig unterschiedlichen Varianzen der natürlichen Variabilität und der Beobachtungsfehler. Um welchen Betrag die Varianz der empirisch bestimmten Werte aufgrund von Fehlervarianzen erhöht ist, läßt sich nicht ohne weiteres sagen. Neben dem Verhältnis der Fehler hängt diese Größe auch von der relativen Varianz des betrachteten Unterkollektivs ab. Beispielsweise müßte bei der Betrachtung von Tagesmitteln eine andere "Fehlervarianz" berücksichtigt werden, als bei Monatsmitteln.

Der tatsächlich herrschende, fehlerbereinigte Betrag von  $u^2$  ließe sich also nur mühsam bestimmen. Über die gesamte Problematik der Umrechnung von inneren Varianzen, bei der es um die Varianzen von Unterkollektiven geht, darf nicht vergessen werden, daß die orthogonale Regression auch die äußeren Varianzen nicht richtig transformiert, also bereits die Mittelwerte von Unterkollektiven verfälscht sind, wenn unterschiedliche Beobachtungsfehler vorliegen.

Somit wird der Vorteil einer Äquivalentskala, die aus der "natürlichen" Regression hervorgeht, nochmals deutlich. Bei

ihr werden die Effekte zufälliger Beobachtungsfehler eliminiert. Es wird gewissermaßen der wahre Zusammenhang zwischen Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit extrahiert. Eine solche Skala gibt also den allgemein gültigen und von Fehlern unbeeinflussten Zusammenhang wieder.

Über die benutzten Beaufortwerte, die mit Hilfe der Skala umgerechnet werden sollen, fließen zwar wieder Beobachtungsfehler ein, die sich in zusätzlichen Varianzen niederschlagen. Aber es handelt sich eben allein um die relativ einfach kalkulierbaren Fehler der Beaufortschätzungen.

Wird die in dieser Arbeit vorgeschlagene Äquivalentskala zur Umrechnung von Beaufortstärken in Windgeschwindigkeiten benutzt, haben die resultierenden empirischen Daten Eigenschaften, die tatsächlichen Windmessungen sehr ähnlich sind. Es werden nicht nur die Mittelwerte von Unterkollektiven, sondern auch die Varianzen der Unterkollektive sinnvoll transformiert. Der empirische Datensatz kann stets so behandelt werden, als ob er aus realen Messungen bestünde, deren Genauigkeit der zugrundeliegenden Beaufortschätzungen entspricht. Selbstverständlich ist diese Vorhersagerichtung nicht zwingend. Es können ebenso gut Beaufortstärken aus Windmessungen bestimmt werden.

Eine Umrechnung der Beaufortschätzungen sollte also mit Hilfe der hier vorgeschlagenen Skala erfolgen, die von den Effekten der Beobachtungsfehler frei ist und somit den prinzipiellen Zusammenhang zwischen Windgeschwindigkeit und Beaufortstärke wiedergibt. In einem zweiten Schritt können Beobachtungsfehler der benutzten Daten berücksichtigt werden, falls dieses notwendig ist.

### Schlußbetrachtung

Im ersten Teil wurde nachgewiesen, daß die orthogonale Regression den linearen Zusammenhang zweier Größen recht gut beschreibt. Exakt gilt dieses allerdings nur dann, wenn die relativen Fehlervarianzen der beiden betrachteten Größen

gleich sind. Da diese Bedingung für die Größen Beaufortstärke und Windgeschwindigkeit nicht erfüllt ist, muß die "natürliche" Regression zur Umrechnung verwendet werden. Bei ihr sind die Effekte unterschiedlicher Beobachtungsfehler bereinigt. Sie steigt nicht mit dem Verhältnis der die Beobachtungsfehler einschließenden Gesamtvarianzen an, sondern mit dem Verhältnis der natürlichen Varianzen.

Im zweiten Teil wurde gezeigt, daß die bestehenden Skalen keine "natürlichen" oder zumindest orthogonale Regressionen sind, sondern einseitige. Rechnet man hiermit Beaufortstärken und Windgeschwindigkeiten ineinander um, wird die Varianz der vorhergesagten Größe verfälscht. Auf diese Weise resultieren z.B. erheblich abgeschwächte Jahresgänge der Windgeschwindigkeit.

Die KAUFELD-Skala entspricht zwar einer orthogonale Regression, bei ihrer Ableitung wurde aber nicht berücksichtigt, daß die Beobachtungsfehler der beiden zugrundeliegenden Datensätze wesentlich unterschiedlich sind. Die benutzten Windmessungen der Ozeanwetterschiffe sind wesentlich genauer als Beaufortschätzungen an Bord von Handelsschiffen. Dieser Unterschied bewirkt, daß auch die KAUFELD-Skala zu Verfälschungen führt.

Im dritten Teil wurde eine neue Äquivalentskala abgeleitet. Hierzu wurden zunächst die unterschiedlichen Fehlervarianzen beseitigt, indem über mehrere Einzelwerte jedes Datensatzes gemittelt wurde. Hierbei wurden zwei Kriterien beachtet. Erstens: der geringeren Genauigkeit entsprechend mußte die Anzahl der zusammengefaßten Handelsschiffmeldungen größer sein als die der Ozeanwetterschiffe. Zweitens: Durch die Mittelung geht nicht nur Fehlervarianz, sondern auch natürliche Varianz verloren. Durch die unterschiedliche Struktur der Daten handelt es sich bei den Ozeanwetterschiffen um zeitliche, bei den Handelsschiffen um räumliche Varianz. Es war somit notwendig, sich entsprechende zeitliche und räumliche Mittelungsrahmen zu bestimmen, so daß das Schrumpfen der natürlichen Varianzen in beiden Datensätzen gleichmäßig vor sich geht. Unter diesen Voraussetzungen konnte schließlich die

Methode gleicher Summenhäufigkeiten angewendet werden, um eine Äquivalentskala abzuleiten.

Aus der neuen Äquivalentskala folgten im Vergleich zur KAUFELD-Skala erheblich veränderte Werte für die Windschubspannung und die latenten und sensiblen Wärmeflüsse. Die Veränderungen sind saisonal und regional unterschiedlich. Insbesondere für die Windschubspannung konnte gezeigt werden, daß eine orthogonale Regression wie die KAUFELD-Skala eine sinnvolle Berechnung der klimatisch relevanten Größen sehr erschwert, da nicht nur Mittelwerte, sondern auch Varianzen von Unterkollektiven verfälscht werden. Bei der in dieser Arbeit vorgeschlagenen Skala handelt es sich dagegen um eine "natürliche" Regression. Systematische Verschiebungen treten hier nicht auf und Effekte von Beobachtungsfehlern können separat berücksichtigt werden. Eine Neuberechnung der Größen, die die Wechselwirkungen zwischen Ozean und Atmosphäre beschreiben, sollte deshalb angestrebt werden.

## LITERATURVERZEICHNIS

- CARDONE, V.J., 1969: Specification of the wind distribution in the marine boundary layer for wave forecasting. Report TR69-1, New York University, New York, N.Y., 131 pp.
- CURTIS, R.H., 1897: An attempt to determine the velocity equivalents of wind forces estimated by Beaufort's scale. Quarterly J. Royal Meteorol. Soc. 23, 24-61.
- DOBSEN, F.W., 1981: Review of the reference height for and averaging time of surface wind measurements at sea. WMO Commission on Marine Meteorology and related Oceanography Activities Report No. 3, WMO, 56 pp.
- GEERNAERT, G.L., S.E. LARSEN, F. HANSEN, 1987: Measurements of the Wind Stress, Heat Flux and Turbulence Intensity During Storm Conditions Over the North Sea. Jou. Geoph. Res. 92, 13,127-13,139.
- ISEMER, H.J. & L. HASSE, 1991: The Scientific Beaufort Equivalent Scale: Effects on Wind Statistics and Climatological Air-Sea Flux Estimates in the North Atlantic Ocean. Jour. of Climate, 4, 819-836.
- KAUFELD, L., 1981: The development of a new Beaufort equivalent scale. Meteorol. Rundsch., 34, 17-23.
- KINSMAN, B., 1969: Historical notes of the original Beaufort scale. Mar. Obs., 39, 116-124.
- KÖPPEN, W., 1898: Neuere Bestimmungen über das Verhältnis zwischen Windgeschwindigkeit und Beaufortskala. Archiv Deutsche Seewarte, 5, 1-21.
- KÖPPEN, W., 1916a: Beaufortskala und Windgeschwindigkeit. Meteorol. Zeitschr., 33, 88-91.
- KÖPPEN W., 1916b: Die dreizehnteilige Skala der Windstärken. Ann. d. Hydr. u. Marit. Met., 44, 57-63
- KÖPPEN, W., 1926: Über geschätzte Windstärken und gemessene

- Windgeschwindigkeiten.  
 Annalen d. Hydrographie u. Marit. Met., 54, 362-366
- KUHLBRODT, E., 1936: Vergleich geschätzter Windstärken mit gemessenen Windgeschwindigkeiten auf See.  
 Annalen d. Hydrographie u. Marit. Met., 64, 14-23 (2.Köppen-Heft).
- LARGE, W.G. & S.POND, 1981: Open ocean momentum flux measurements in moderate to strong winds.  
 J.Phys.Ocean., 11, 324-336
- LINDAU, R., H.-J. ISEMER & L. HASSE, 1990: Towards time-dependent calibration of historical wind observations at sea.  
 Trop. Ocean-Atmos. Newslett., 54, 7-12.
- MONAHAN E.C. & I.G. O'MUIRCHEARTAIGH, 1986: Whitecaps and the passive remote sensing of the ocean surface.  
 Int. J. Remote Sensing, 7 No.5, 627-642.
- PETERSEN, P., 1927: Zur Bestimmung der Windstärke auf See.  
 Annalen der Hydrographie 55, 69-72.
- PETERSON, E.W. & L.HASSE, 1987: Did the Beaufort Scale or the Wind Climate Change?  
 Journal of Phys. Ocean., 17, 1071-1074.
- RAMAGE, C.S., 1987: Secular changes in reported surface wind speeds over the ocean.  
 J.Climat.Appl.Meteor., 26, 525-528.
- ROLL, H.U., 1951: Zur Frage der Umrechnung Beaufort - Knoten auf See.  
 Annalen d. Meteorol. 4, 408-410
- RICHTER, J., 1956: Geschwindigkeitsäquivalente der Windstärkeschätzungen nach Beobachtungen auf deutschen Feuerschiffen.  
 Annalen der Meteorologie, 7, 267-287.
- SIMPSON, C.G., 1906: The Beaufort Scale of Wind-Force  
 Report of the Director of the Meteorological Office, Official No.180, London
- SMITH, S.D., R.J. ANDERSON, W.A. OOST, C.KRAAN, N. MAAT, J. DE COSMO, K.B. KATSAROS, K.L. DAVIDSON, K. BUMKE, L. HASSE, H.M. CHADWICK, 1992: Sea Surface Wind Stress

- and Drag Coefficients: The HEXOS Results, Bound. Layer Met. 60, 109-142.
- STULL, R.B., 1988: An Introduction to Boundary Layer Meteorology. (Atmospheric sciences library) Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherlands, 666 pp.
- SVERDRUP, H.U., 1916: Druckgradient, Wind und Reibung an der Erdoberfläche. Annalen der Hydrographie und Maritimen Meteorologie, 44, 413-427.
- VERPLOEGH, G., 1956: The Equivalent Velocities for the Beaufort Estimates of the Wind Force at Sea. Koninklijk Nederlands Meteorologisch Instituut, Medelingen en Verhandelingen, 66, 1-38.
- WIPPERMANN, F., 1971: Die "Scales" als ein erstes Ordnungsprinzip für alle Turbulenzvorgänge der Atmosphäre. Promet 1/2 16-20.
- WONNACOTT, R.J. & T.H. WONNACOTT, 1981: Regression: A second course in statistics. John Wiley & Sons, New York, 556pp.
- WALDO, F., 1888: Vergleich von Beauforts Skala und Windgeschwindigkeit. Meteorol. Zeitschr., 5, 239-241.
- World Meteorological Organisation, 1970: Reports to marine science affairs. Rep.No.3: The Beaufort scale of wind force. WMO, Geneva, Switzerland, 22pp.

## ANHANG

Werden innerhalb eines Datensatzes Unterkollektive gebildet, so läßt sich die Gesamtvarianz als Summe aus innerer und äußerer Varianz ausdrücken. Die äußere Varianz bezeichnet hierbei die Varianz zwischen den Mittelwerten der Unterkollektive, die innere bezeichnet die mittlere Varianz der Einzelwerte gegen den Mittelwert ihres jeweiligen Unterkollektivs. Diese Beziehung gilt nur dann exakt, wenn Varianzen betrachtet werden, die in der englischsprachigen Literatur mit 'unbiased' bezeichnet werden.

Zum Beweis:

- Es werden  $N$  Unterkollektive gebildet, die mit den Laufindex  $k$  versehen sind.
- Die Unterkollektive  $k$  bestehen aus  $m_k$  Einzelwerten.
- Insgesamt gibt es  $n = \sum_{k=1}^N m_k$  Einzelwerte.
- Der Mittelwert eines Unterkollektivs lautet  $[x]_k = \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} x_i$

Die innere Varianz lautet:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} (x_i - [x]_k)^2 \right) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{m_k} \left( \sum_{i=1}^{m_k} x_i x_i - [x]_k \sum_{i=1}^{m_k} x_i \right) \right) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} x_i x_i \right) - \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N [x]_k [x]_k \end{aligned}$$

Die äußere Varianz lautet:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N ([x]_k - [\bar{x}])^2 \\ &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N [x]_k [x]_k - \frac{1}{N} [\bar{x}] \sum_{k=1}^N [x]_k \\ &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N [x]_k [x]_k - \frac{1}{N} [\bar{x}] \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} x_i \right) \end{aligned}$$

Summe aus innerer und äußerer Varianz:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} x_i x_i \right) - \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N [x]_k [x]_k + \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N [x]_k [x]_k - \frac{1}{N} [\bar{x}] \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} x_i \right) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} x_i x_i \right) - \frac{1}{N} [\bar{x}] \sum_{k=1}^N \left( \frac{1}{m_k} \sum_{i=1}^{m_k} x_i \right) \end{aligned}$$

Falls  $m_k = \text{const.}$

oder statistische Eigenschaften unabhängig von der Beobachtungsanzahl  $m_k$ , folgt:

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i x_i - \frac{1}{n} [\bar{x}] \sum_{i=1}^n x_i \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - [\bar{x}])^2 \end{aligned}$$