

# **Analyse der Verteilungsmuster der anadromen Wanderfischart Finte (*Alosa fallax*) in der Nordsee**

von

Vanessa Stelzenmüller (Dipl. marine Umweltwissenschaften)  
und Dr. Gerd-Peter Zauke

Institut für Chemie und Biologie des Meeres (ICBM)  
Carl von Ossietzky Universität Oldenburg

März, 2003

---

VANESSA STELZENMÜLLER (Dipl. marine Umweltwissenschaften) und Dr. GERD-PETER ZAUKE (2003): Analyse der Verteilungsmuster der anadromen Wanderfischart Finte (*Alosa fallax*) in der Nordsee. – F+E-Vorhaben „Prüfung der fachlichen Notwendigkeit zur Benennung von FFH-Gebieten zum Schutz der Fischart Finte“, Forschungsbericht gefördert durch das Bundesamt für Naturschutz, Bonn (FKZ: 802 85 230, UFOPLAN 2002), Institut für Chemie und Biologie des Meeres (ICBM), Carl von Ossietzky Universität Oldenburg: 31 S.

**Anmerkung:**

Dieser Bericht ist durch das Bundesamt für Naturschutz mit Mitteln des Bundesminister für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit im Rahmen des FuE Vorhabens „*Prüfung der fachlichen Notwendigkeit zur Benennung von FFH-Gebieten zum Schutz der Fischart Finte*“ (FKZ-Nr. 802 85 230) gefördert worden.

Die Verantwortung für den Inhalt liegt jedoch allein bei den Autoren. Der Eigentümer behält sich alle Rechte vor. Insbesondere darf dieser Bericht nur mit Zustimmung des Auftraggebers zitiert, ganz oder teilweise vervielfältigt bzw. Dritten zugänglich gemacht werden. Der Bericht gibt die Auffassung und die Meinung der Autoren wieder und muss nicht mit der Meinung des Auftraggebers übereinstimmen.

Oldenburg, den 31. März 2003

**Inhaltsverzeichnis**

<b>1</b>	<b>EINLEITUNG .....</b>	<b>4</b>
<b>2</b>	<b>MATERIAL UND METHODEN.....</b>	<b>5</b>
2.1	DATENGRUNDLAGE .....	5
2.2	DESKRIPTIVE STATISTIK.....	6
2.3	GEOSTATISTISCHE ABSCHÄTZUNG DER BIOMASSE DER FINTE INNERHALB DES HAUPTVERBREITUNGSGEBIETES.....	6
2.4	MODELLIERUNG UND ABSCHÄTZUNG DER VERTEILUNGSMUSTER DER FINTE INNERHALB DER AWZ MIT HILFE VON INDIKATORKRIGING .....	10
2.5	VERWENDETE SOFTWARE.....	13
<b>3</b>	<b>ERGEBNISSE UND DISKUSSION.....</b>	<b>13</b>
3.1	DESKRIPTIVE STATISTIK.....	13
3.2	GEOSTATISTISCHE ABSCHÄTZUNG DER BIOMASSE DER FINTE INNERHALB DES HAUPTVERBREITUNGSGEBIETES .....	18
3.3	MODELLIERUNG UND ABSCHÄTZUNG DER VERTEILUNGSMUSTER DER FINTE INNERHALB DER AWZ MIT HILFE VON INDIKATORKRIGING .....	21
<b>4</b>	<b>ZUSAMMENFASSUNG UND AUSBLICK.....</b>	<b>29</b>
<b>5</b>	<b>LITERATUR.....</b>	<b>31</b>

Korrespondenz:

Dr. G.-P. Zauke  
Carl von Ossietzky Universität Oldenburg,  
Institut für Chemie und Biologie des Meeres (ICBM),  
Postfach 2503, D-26111 Oldenburg, Germany

e-mail: gerd.p.zauke@uni-oldenburg.de

## 1 Einleitung

Das europäische Schutzgebietssystem Natura 2000 wird durch die "Special Protected Areas" (SPAs) der Fauna-Flora-Habitat-Richtlinie (FFH-Richtlinie) und durch die SPAs der Vogelschutz-Richtlinie gebildet. Die FFH-Richtlinie sieht vor, die biologische Vielfalt in Europa durch ein nach einheitlichen Kriterien ausgewiesenes Schutzgebietssystem dauerhaft zu schützen und zu erhalten (Der Rat der Europäischen Gemeinschaften 1992). Zu diesem Zweck sind in den Anhängen der Richtlinie Lebensraumtypen (Anhang I) und Arten (Anhang II) aufgeführt, deren Verbreitung und Vorkommen bei der Auswahl von geeigneten Schutzgebieten als Kriterien herangezogen werden sollen. In diesem Projekt sollte der Frage nach einem möglichen Vorschlag für ein Schutzgebiet für die FFH-Fischart Finte (*Alosa fallax*) in der AWZ der Nordsee nachgegangen werden. Es sollten Verbreitungsschwerpunkte für diese anadrome Wanderfischart aufgrund der vorhandenen Datenlage zwischen 1986 und 2001 innerhalb der AWZ der Nordsee definiert werden. Als Grundlage für diese Untersuchung wurden vom Institut für Seefischerei in Hamburg (Dr. Siegfried Ehrlich) Fangdaten der Finte für dieses Gebiet zur Verfügung gestellt.

Gegenstand der Untersuchung ist die anadrome Wanderfischart Finte, *Alosa fallax* (Lacépède, 1803). Finten sind an den Küstenregionen des Mittelmeers, Atlantiks und der Nordsee sowie der Ostsee verbreitet. Ihre Nahrung setzt sich aus tierischem Plankton, Kleinkrebsen, Kleinfischen, Insektenlarven und Schnecken zusammen. Als Schwarmfische wandern Finten innerhalb küstennaher Gewässern und im Brackwasser. Im Mai unternehmen die Tiere Laichwanderungen in gezeitenbeeinflusste Flussunterläufe hinein. Die Alttiere kehren nach der Fortpflanzung ins Küstenwasser des Meeres zurück. Im Alter von 3-4 Jahren werden Finten bei einer Länge von 30-40 cm erstmals laichreif (<http://www.fishbase.org/>). Die Finte wird in der Roten Liste des Bundes (Fricke et al. 1998) als stark gefährdet eingestuft. Der erhebliche Rückgang der Bestände wird durch die Zunahme von Wasserverschmutzung, Eutrophierung des Lebensraums und durch Wasserbaumaßnahmen in den europäischen Flüssen begründet (Muus and Nielsen 1999). Durch den wasserwirtschaftlichen Ausbau von Fließgewässern im Nordseeinzugsbereich sind die Wanderbewegungen (Wanderungen zu den Laichgewässern), die zum Überleben der Art notwendig sind, stark erschwert.

Um der Frage nach möglichen Hauptverbreitungsgebieten der Finte nachzugehen, wurde eine räumliche Analyse der Fangdaten durchgeführt, welche die natürliche Aggregation der Fischart berücksichtigt und somit eine unverzerrte flächige Abschätzung der Verteilungsmuster liefert (Conan et al. 1992; Maynou 1998; Rivoirard et al. 2000). Als Kriterium für mögliche Schutzgebiete lassen sich nur signifikante Verbreitungsschwerpunkte für diese stark gefährdete Fischart heranziehen.



Abb. 1: Finte (*Alosa fallax*) gefangen in der Nordsee im Januar 2001 (Foto: G.-P. Zauke).

## 2 Material und Methoden

### 2.1 Datengrundlage

Aus der Datenbank des Instituts für Seefischerei, Hamburg, wurden die georeferierten Fangdaten (Biomasse [kg]/30 min Schleppzeit) der Finte extrahiert, die im Untersuchungszeitraum 1986 bis 2001 im 3. und 4. Quartal eines jeden Jahres innerhalb der AWZ und des Küstengebietes (Abb. 2) erhoben wurden. Dabei wurden nur standardisierte Fangdaten berücksichtigt, die zum einen vergleichbare Fanggeräte wie GOV (Chalut à Grande Ouverture Verticale) bzw. Kabeljaunetz und zum anderen eine einheitliche Schleppdistanz aufwiesen.

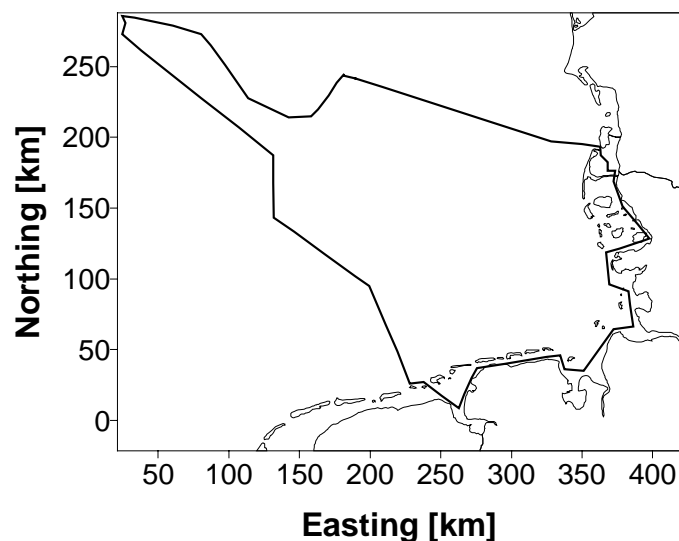


Abb. 2: Untersuchungsgebiet AWZ einschließlich des Küstengebietes in Easting und Northing [km]

Als Koordinaten der befischten Stationen wurden jeweils der Mittelpunkt zwischen Aussetz- und Hievposition des Netzes verwendet. Um Projektionsverzerrungen zu vermeiden, wurden die GPS-Koordinaten der Stationen zunächst in Dezimalkoordinaten und dann in Easting und

Northing [km] mit dem Bezugspunkt 53°20' N und 3,0° O außerhalb der AWZ (siehe Abb. 2) umgerechnet.

$$\begin{aligned} \text{Easting} &= (\text{long} - 3,0) \cdot 1,852 \cdot 60 \cdot \cos\left[\frac{\pi}{180} \cdot 53,33\right] && \text{[km]} \\ \text{Northing} &= (\text{lat} - 53,33) \cdot 1,852 \cdot 60 && \text{[km]} \end{aligned} \quad (1)$$

## 2.2 Deskriptive Statistik

Um die Datenlage zu beurteilen, wurde für jedes Jahr im Untersuchungszeitraum das Gesamtgebiet mit der räumlichen Anordnung der Stationen mit der Information, ob eine Finte an einer Station gefangen wurde oder nicht, graphisch als "Post plot" (Rivoirard et al. 2000) dargestellt. Mit Mitteln der deskriptiven Statistik wurde dann die Gesamtsumme an befischten Stationen ("Hols") innerhalb des Gebietes im 3. und 4. Quartal eines Jahres sowie der prozentuale Anteil an Stationen mit mindestens einer gefangenen Finte ermittelt.

## 2.3 Geostatistische Abschätzung der Biomasse der Finte innerhalb des Hauptverbreitungsgebietes

Die Geostatistik ist ein Teilgebiet der Statistik und wird zur quantitativen Beschreibung von sich kontinuierlich verändernden Phänomenen herangezogen. Diese raumabhängigen bzw. raum- und zeitabhängigen Phänomene nehmen also an jedem Punkt des Raumes einen Wert an. Die grundlegende Idee auf der Geostatistik basiert ist, dass die Werte einer regionalisierten (ortsbezogenen) Variablen an Orten, die nahe beieinander liegen, miteinander in einem räumlichen Zusammenhang stehen. Dieser räumliche Zusammenhang nimmt mit zunehmender Entfernung zwischen Orten im Untersuchungsgebiet ab und wird schließlich aufgehoben. Dieser Zusammenhang wird für eine regionalisierte Variable in der geostatistischen Strukturanalyse untersucht und modelliert. Voraussetzung hierfür ist aber das Vorliegen stetiger (kontinuierlicher) Zufallsvariablen. Für diskrete Zufallsvariablen, wie beispielsweise die Abundanz von Organismen, sind andere Verfahren heranzuziehen (siehe Abschnitt 2.4).

Einen ersten Ansatz, den räumlichen Zusammenhang der Werte einer regionalisierten Variablen zu analysieren, bietet das experimentelle Variogramm, das dann mit einer theoretischen Variogrammfunktion modelliert wird (Isaaks and Srivastava 1989; Dutter 1985). Auf dieser Basis bietet die Geostatistik Verfahren an, die dazu dienen, den Wert einer regionali-

sierten Variablen an einem Ort vorherzusagen, für den kein Mess- oder Beobachtungswert vorliegt. Es entsteht als Ergebnis also ein flächiges Verteilungsbild z.B. der unterschiedlichen Konzentration einer Chemikalie oder der Biomasse einer Art. Diese Verfahren der räumlichen Vorhersage werden unter der Bezeichnung Kriging zusammengefaßt (Matheron 1971; Cressie 1991). Den Kern der Bedeutung dieser geostatistischen Verfahren macht jedoch aus, dass sich nicht nur ein solcher Wert schätzen lässt, sondern auch die Varianz dieses Schätzwerts. Damit wird die Unsicherheit in der Vorhersage quantifizierbar. Auf dieser Grundlage werden, wie weiter unten näher erläutert wird, Konturlinien für eine regionalisierte Variable gewonnen.

Die geostatistische Analyse einer regionalisierten Variablen besteht aus mehreren Stufen. Zuerst wird ein experimentelles Variogramm (Abb. 3) entwickelt, das dazu dient, den räumlichen Zusammenhang in Bezug auf Abstandsklassen für die Orte der Probennahme (anschaulich) zu beschreiben. Steigt das Variogramm im kleinskaligen Bereich an, so wird dies als Hinweis auf eine räumliche Struktur gewertet. Sind die Werte dagegen für kleine Abstandsklassen konstant, dann liegt keine räumliche Struktur vor.

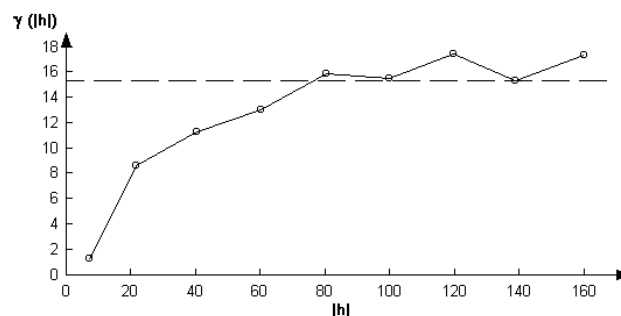


Abb. 3: Muster des experimentellen Variogramms einer regionalisierten Variable, die räumlich autokorreliert ist.

Der klassische Schätzer für den Wert des experimentellen Variogramms einer bestimmten Abstandsklasse  $h$  ist (Cressie 1991; Isaaks and Srivastava 1989):

$$2\gamma(h) = \frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_j)]^2 \quad (2)$$

wobei  $h$  der Distanzvektor ist und  $N(h) = \{(x_i, x_j) : x_i - x_j = h; i, j = 1 \dots n\}$  die Anzahl der Wertepaare pro Abstandsklasse.

Um diesen räumlichen Zusammenhang für jeden Abstand zu quantifizieren und die Voraussetzungen für das anschließende Interpolationsverfahren (hier Ordinary Blockkriging) zu schaffen, wurde für das experimentelle Variogramm eine geeignete Modellfunktion ausgewählt. Ein solches Modell kann als Ausgleichskurve für die beobachteten Datenpunkte aufgefasst werden. Eine der in der Praxis am häufigsten verwendeten theoretischen Variogrammfunktionen ist das sphärische Modell (Cressie 1991):

$$\begin{aligned} \gamma(0) &= 0 \\ \gamma(h) &= C_0 + C \left\{ \frac{3}{2} \frac{h}{a} - \frac{1}{2} \frac{h^3}{a^3} \right\} \text{ wenn } 0 < h < a \\ \gamma(h) &= C_0 + C \text{ wenn } h > a \end{aligned} \quad (3)$$

Dieses Modell hängt von zwei Parametern ab, dem "Sill" (kleinste obere Schranke, der sich die Variogrammfunktion annähert,  $C$ ) und dem "Range" (Distanz, über die sich der räumliche Zusammenhang erstreckt;  $a$ ). Weiterhin kann auch ein Schnittpunkt mit der Y-Achse vorliegen, ein „Nugget-Effekt“ (abrupte Veränderungen des räumlichen Zusammenhangs im mikro- oder kleinskaligen Bereich,  $C_0$ ). Für den Nugget-Effekt, den Sill und den Range sind geeignete Werte zu spezifizieren, um die Variogrammfunktion vollständig festzulegen. Durch eine "Goodness of fit" Statistik wird die Güte der Modellanpassung abgeschätzt. Eine „Goodness of fit“ Statistik mit einem Ergebnis gleich 0 entspricht einer optimalen Anpassung, da es keine Abweichung zwischen experimentellen Variogramm und angepaßtem Modell gibt. Es wurde eine modifizierte Cressie Methodik gewählt, welche auf dem quadratischen Unterschied zwischen dem experimentellem Variogramm und der Modellfunktion, gewichtet mit der jeweiligen Anzahl von Wertepaaren, basiert. Von Clark and Harper (2001) wird die von Cressie (1991) entwickelte Statistik wie folgt verändert:

$$\frac{1}{\sum_h N_h} \sum_h N_h \left( \frac{\gamma^*(h) - \gamma(h)}{\gamma_h} \right)^2 \quad (4)$$

$\gamma^*(h)$  ist der Wert der Modellfunktion für die Abstandsklasse ( $h$ ),  $\gamma(h)$  ist der Wert des experimentellen Variogramms für die Abstandsklasse ( $h$ ) und  $N_h$  ist die Anzahl der Wertepaare innerhalb der jeweiligen Abstandsklasse.

Basierend auf der theoretischen Variogrammfunktion erfolgt das Abschätzen (Ordinary Blockkriging) der Werte der regionalisierten Variablen für Orte, für die keine Beobachtungen vorliegen, auf einem regelmäßigen Gitternetz, das über die Untersuchungsfläche gelegt wird. Dieses Interpolationsverfahren geht von benachbarten Orten aus, für die Beobachtungen vor-



liegen und greift auf die theoretische Variogrammfunktion zurück. Es werden mittels des Kriging-Algorithmus für die befisheten Stationen Gewichtungen ( $\lambda_i$ ) berechnet, die die räumliche Abhängigkeit in den Daten quantifiziert. Den Vektor der Gewichtungen für jeden beobachteten Wert erhält man durch die Lösung eines linearen Kriging-Gleichungssystems. Nach Matheron (1971) ist das Gleichungssystem am Beispiel für Ordinary Kriging folgendermaßen definiert:

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{j=1}^n w_j \gamma(x_i, x_j) - \mu + \gamma(x_0, x_i) = 0, i = 1 \dots n \\ \sum_{j=1}^n w_j = 1 \end{array} \right. \quad (5)$$

$\mu$  ist der Lagrangeparameter und  $\gamma(x_0, x_i)$  ist der Wert der angepaßten Variogrammfunktion von Punkt  $x_0$  zu  $x_i$ . Die Methode des Kriging ist somit eine optimale Gewichtung der räumlich autokorellierten Probenpunkte. Die Unsicherheit der Schätzung wird durch die Krigingvarianz quantifiziert, welche nach Matheron (1971) folgendermaßen definiert ist:

$$\sigma_K^2(x_0) = \sum_{j=1}^n w_j \gamma(x_0, x_j) + \mu \quad (6)$$

Der Erfolg des Ordinary Kriging beruht auf dem Gebrauch von statistischen Distanzen an Stelle von geometrischen Distanzen. Durch den Gebrauch des Modells, welches die statistischen Distanzen zwischen Punkten beschreibt, ist Ordinary Kriging eine flexible Methode, die befähigt, Schätzungen als qualitative Informationen zu beschreiben. Liegt auf einem Gitterpunkt ein Meßwert (Beobachtung) vor, wird dieser Wert genommen. Somit ist das Ordinary Kriging das Verfahren mit der geringsten Schätzvarianz, im Gegensatz zu konventionellen Glättungsverfahren (Isaaks and Srivastava 1989).

Zur geostatistischen Abschätzung der Biomasse Finte wurde aufgrund der Datenlage ein gegenüber der AWZ kleinräumigeres Untersuchungsgebiet definiert, das im Folgenden als Hauptverbreitungsgebiet der Finte angesehen wird (Abb. 4). Mit der oben erläuterten Methodik wurde dann die mittlere Gesamtbiomasse der Finte innerhalb des Untersuchungsgebietes für den Zeitraum 1995 bis 2001 berechnet [kg/30 min; catch per unit effort]. Weiterhin wurde die Varianz in Form des Varianzkoeffizienten des arithmetischen Mittelwertes ausgedrückt, der zum Vergleich einmal klassisch  $C.V._{klass}$  und geostatistisch  $C.V._{geo}$  berechnet wurde (Fernandes and Rivoirard 1998; Stelzenmüller et al. 2002).

$$C.V._{\text{klass}} = \frac{\sqrt{\frac{s^2}{n}}}{m} \quad \text{mit } s^2 = \text{Varianz}, n = \text{Anzahl Stationen}, m = \text{arithmetisches Mittel} \quad (7)$$

$$C.V._{\text{geo}} = \frac{\sqrt{\sigma_E^2}}{m} \quad \text{mit } \sigma_E^2 = \text{geostatistische Schätzungsvarianz (Matheron 1971)} \quad (8)$$

Die geostatistische Schätzungsvarianz stellt die Gesamtvarianz der Schätzung dar. Sie berücksichtigt die Geometrie des Untersuchungsgebietes, die Positionen der Stationen im Untersuchungsgebiet, die Lage der Stationen relativ zum Rand des Untersuchungsgebietes und die Regelmässigkeit des Variogramms. Die geostatistische Schätzungsvarianz basiert auf der modellierten Variogrammfunktion und hängt nicht direkt von den Daten ab (Petitgas and Lafont 1997).

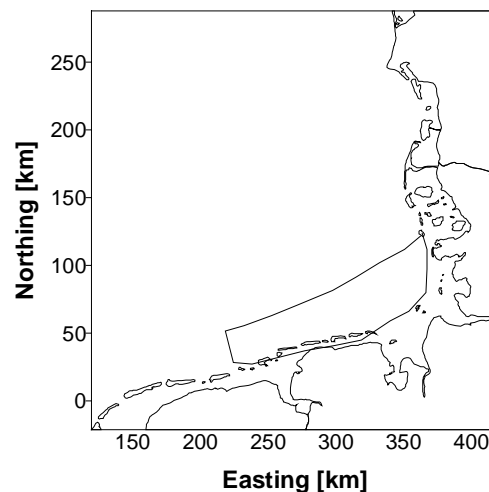


Abb. 4: Untersuchungsgebiet zur Abschätzung der Gesamtbiomasse der Finte 1995 bis 2001

#### 2.4 Modellierung und Abschätzung der Verteilungsmuster der Finte innerhalb der AWZ und des Küstengebietes mit Hilfe von „Indikatorkriging“

Zur Analyse der Verteilungsmuster wurde aufgrund der Datenlage ein im Vergleich zur Biomasseabschätzung (Abschnitt 2.3) noch anderes Untersuchungsgebiet definiert (Abb. 5). Um die Verteilungsmuster der Finte innerhalb des Gebietes zu analysieren, wurden Methoden der nicht-linearen Geostatistik angewandt (Webster and Oliver 2001; Rivoirard 1994). Das Konzept dieses sog. Indikatorkriging ist eins der elegantesten in der modernen Geostatistik (Clark and Harper 2001). Es wurde ein Selektionskriterium spezifiziert, in diesem Fall „mindestens eine gefangene Finte“, dann wurden die Stationen, welche das Kriterium erfüllten mit 1 kodiert und alle anderen mit 0. Letztendlich wird diese Analyse mit einem in 1/0- Informationen transformierten Datensatz durchgeführt. Es können auch beliebig andere Kriterien

(sogenannte „Cut offs“) für diesen Ansatz herangezogen werden, der sich auch zur Analyse diskreter Zufallsvariablen eignet.

Im nächsten Schritt wurde dann eine „Polynomial Surface Trend Analysis“ durchgeführt (Clark and Harper 2001), um gegebenenfalls die auf einen Trend zurückzuführende Variabilität in den Daten zu vermindern. Die Grundidee der Trendanalyse ist, dass sich der beobachtete Wert der Biomasse der Finte aus einer „Trend“-Komponente, welche sich durch eine Polynomfunktion von  $Y$  und  $X$  beschreiben lässt, und einer „Fehler“-Komponente zusammensetzt. Durch die Methode der „Least Squares“ wurde eine lineare, quadratische und kubische Polynomfunktion an die Daten angepasst. Um zum einen die Anpassung dieser Funktionen zu testen und um zum anderen zu entscheiden, welcher Oberflächentrend in den Daten gegebenenfalls vorherrschend ist, wurde eine Varianzanalyse durchgeführt (Clark and Harper 2001). Das Ergebnis einer Varianzanalyse ist der beobachtete Wert einer F-Statistik. Je höher der beobachtete Wert der F-Statistik ist, desto besser repräsentiert der zugrundeliegende Oberflächentrend (linear, quadratisch oder kubisch) die Variabilität in den Daten. Unter Berücksichtigung des Ergebnisses der Trendanalyse wurde dann ein Indikatorvariogramm erzeugt, welches sowohl den mittleren Unterschied der Stationen als auch die Vorhersagbarkeit für An- oder Abwesenheit der Finte repräsentiert. Weiterhin wurde auf eine Richtungsabhängigkeit in der Kontinuität der Fangwahrscheinlichkeit geprüft, und es wurde an das Indikatorvariogramm eine Modellfunktion angepasst (Isaaks and Srivastava 1989). Dabei handelte es sich um das „Paddington Mix Modell“, das eine Kombination eines sphärischen (Abschnitt 2.3) und eines Hole-Effekt Modells darstellt (Clark and Harper 2001).

$$\begin{aligned} \gamma(0) &= 0 \\ \gamma(h) &= C_0 + C \left\{ \frac{3h}{2a} - \frac{h^3}{2a^3} \right\} + C_{hef} (1 - e^\eta \cos \theta); 0 < h < a \\ \gamma(h) &= C_0 + C + C_{hef} (1 - e^\eta \cos \theta); h > a \\ \text{wobei } \eta &= \frac{h}{\zeta} \text{ und } \theta = h \frac{2\pi}{\xi} \end{aligned} \quad (9)$$

$\gamma$  ist das Variogramm,  $h$  ist die Distanz zwischen zwei Stationen,  $a$  ist der Range und  $C$  ist der Sill der sphärischen Komponente. Der Parameter  $\xi$  ist das zyklische Intervall (Distanz),  $\zeta$  beschreibt den „Verfall“ („decay“) des Variogramms,  $C_{hef}$  ist der Sill der Hole-Effekt Komponente und  $C_0$  ist der Nugget-Effekt. Die asymptotische Höhe des Modells ergibt sich aus  $C_0 + C + C_{hef}$ . Bei einem Hole-Effekt-Modell wechseln sich Stellen mit hohen Werten mit

Stellen niedriger Werte ab, so dass sich ein periodischer Verlauf im Variogramm ergibt (Dutter 1985).

Auf der Basis des spezifizierten Modells wurde einerseits das jährliche Verteilungsmuster der Finte mit Indikatorkriging geschätzt sowie ein Gesamtverteilungsmuster auf Basis aller Daten ermittelt. Die Güte der Modellanpassung wurde, wie in Abschnitt 2.3 beschrieben, mit einer „Goodness of fit“ Statistik abgeschätzt. Des Weiteren wurde die Technik der Kreuzvalidierung („Crossvalidation“) angewandt, um zu überprüfen, inwieweit das Modell mit der Realität übereinstimmt. Bei der Kreuzvalidierung wird nacheinander jede Station aus dem Datensatz vorübergehend gelöscht und auf Basis des Modells mit Indikatorkriging genau für diese Station ein Wert geschätzt. Der dabei berechnete Fehler zwischen beobachtetem und berechnetem Wert wird standardisiert. Durch die Berechnung des Mittelwertes und der Standardabweichung dieses standardisierten Fehlers kann die Eignung des Modells und der Methode beurteilt werden (Isaaks and Srivastava 1989). Bei einem Mittelwert des Fehlers von 0 und einer Standardabweichung von 1 ist das spezifizierte Modell als optimal einzustufen.

Als Ergebnis des Indikatorkriging erhält man in unserem Fall eine flächige Abschätzung der Wahrscheinlichkeit, mindestens eine Finte im Untersuchungszeitraum mit der angewandten Fangmethodik zu fangen. Um die Unsicherheit der Abschätzung der Fangwahrscheinlichkeit zu quantifizieren wurde auch eine Karte der Indikatorkrigingvarianz erzeugt. Auf dieser Karte kann das relative Maß der Unsicherheit der Schätzung direkt abgelesen werden (Abb. 15).

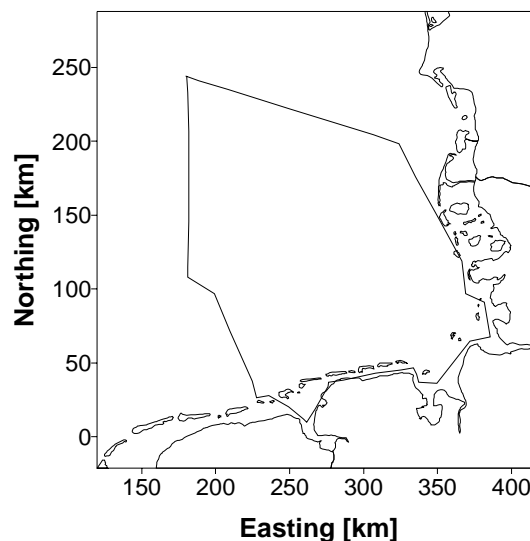


Abb. 5: Definiertes Untersuchungsgebiet zur Abschätzung und Modellierung der Verteilungsmuster der Finte 1986 bis 2001 mit Hilfe von „Indikatorkriging“.

## 2.5 Verwendete Software

In Tabelle 1 ist die für die einzelnen Arbeitsschritte verwendete Software aufgelistet.

Tabelle 1: Auflistung der verwendeten Software

Kapitel	Verwendete Software
2.2 Deskriptive Statistik	Ecosse <sup>1</sup> , SYSTAT <sup>2</sup>
2.3 Geostatistische Abschätzung der Biomasse der Finte	Ecosse, EVA2 <sup>3</sup> , Surfer <sup>4</sup>
2.4 Modellierung und Abschätzung der Verteilungsmuster („Indikatorgriging“)	Ecosse, Surfer

- 1) Geostokos (Ecosse) Limited, Alloa Business Center Whins Road, Alloa FK10 35A, Central Scotland
- 2) SPSS Inc.,
- 3) Pierre Petitgas, Thierry Lafont; ORSTOM, BP 5045, 34032 cedex 1, Montpellier, France
- 4) Golden Software Inc., P.O. Box 281, Golden, Colorado 80402 USA

## 3 Ergebnisse und Diskussion

### 3.1 Deskriptive Statistik

Die standardisierten Fangdaten der Finte im Untersuchungsgebiet zwischen 1986 und 2001 sind in Tabelle 2 zusammengestellt. Innerhalb des Untersuchungszeitraums wurden 1310 Stationen befischt, wobei insgesamt an 166 Stationen mindestens eine Finte gefangen wurde. Dies entspricht einem prozentualen Anteil dieser Stationen von 12.67 %. Der Fangaufwand innerhalb der AWZ mit Küstengebiet schwankte zwischen 14 Hols (1986) und 150 Hols (1993). Der mittlere Fangaufwand betrug 81 Hols. Insgesamt stieg ab 1995 sowohl der Fangaufwand als auch der prozentuale Anteil der Stationen mit gefangener Finte an. In Abb. 6 werden diese Ergebnisse graphisch dargestellt.

Die niedrigen Anteile an Stationen mit Finten in den Jahren 1987, 1988, 1989 deuten darauf hin, dass die Rekrutierung in den vorherigen Jahren recht schwach gewesen sein muss. Gerade in den genannten Jahren war der Fangaufwand höher. Ein verhältnismäßig hoher prozentualer Anteil an Stationen wurde für 1995 berechnet. Eine weitere Analyse der Länge der gefischten Tiere könnte mehr Aufschluss über die Situation der Rekrutierung geben, dies ist aber nicht Gegenstand dieser Untersuchung.

Tabelle 2: Zusammenstellung der Gesamtanzahl besuchter Stationen innerhalb des Untersuchungsgebietes mit mindestens einer gefangenen Finte 1986 bis 2001.

Jahr	Gesamtanzahl Hols	Anzahl Hols mit Finte	Anteil Hols mit Finte [%]
1986	14	0	0.00
1987	63	1	1.59
1988	92	3	3.26
1989	62	0	0.00
1990	92	9	9.78
1991	36	0	0.00
1992	77	1	1.30
1993	150	18	12.00
1994	72	0	0.00
1995	56	13	23.21
1996	112	7	6.25
1997	118	18	15.25
1998	105	21	20.00
1999	88	28	31.82
2000	76	22	28.95
2001	97	25	25.77
<b>Summe</b>	<b>1310</b>	<b>166</b>	<b>12.67</b>

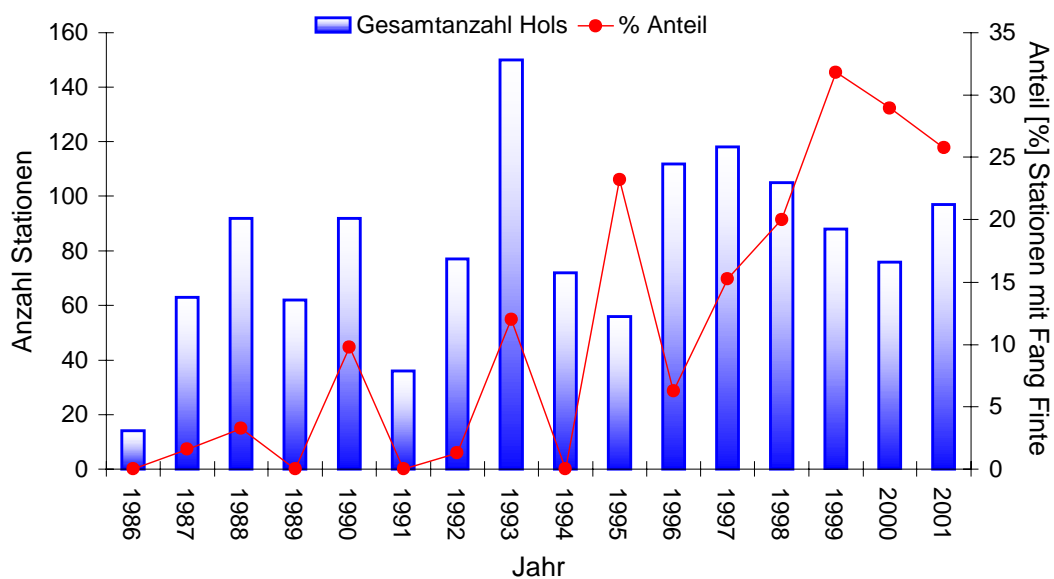


Abb. 6: Graphische Darstellung der Gesamtanzahl besuchter Stationen innerhalb des Untersuchungsgebietes zwischen 1986 und 2001 mit prozentualem Anteil der Stationen mit mindestens einer gefangenen Finte.

Die Verteilung der Stationen innerhalb des Untersuchungsgebietes wird für den gesamten Untersuchungszeitraum in Abb. 7 zusammengefasst und, getrennt für jedes Jahr, in Abb. 8 dargestellt. Aufgrund der räumlichen Verteilung der Stationen und aufgrund des geringen Informationsgehalt wurde deutlich, dass die Jahre 1986, 1989, 1991, 1992 und 1994 von der räumlichen Analyse ausgeschlossen werden müssen (Abb. 8). Weiterhin zeigt die Analyse der Datenlage, dass keine weitere Normierung der Fangdaten der Finte auf die Anzahl der Hols möglich ist, weil sonst eine Gruppierung der Daten hätte erfolgen müssen. Auffällig ist die Tatsache, dass ein großer Teil der Probennahmestationen, besonders im 3. Quartal eines jeden Jahres, im GSBTS-Gebiet (German small scale bottom trawl survey) in Box A zu finden ist (Abb. 8). Weiterhin zeigt die Auswertung, dass in Box A eine hohe Stationsdichte vorliegt. Dort ist zwar der Aufwand lokal am größten, doch sind dort im Verhältnis auch sehr viele „0-Fänge“ (Stationen ohne Finte) zu verzeichnen, die in der späteren Analyse berücksichtigt werden, so dass hierdurch keine Verzerrung der Analyse eintritt.

Am geringsten war der Aufwand in dem nördlichen Teil der AWZ, dort sind nur vereinzelt Stationen befischt worden. Die Anordnung der Stationen im Untersuchungszeitraum zeigt teilweise eine örtliche „Klumpung“, was für eine räumliche Analyse als relativ ungünstig einzustufen ist. Als Voraussetzung für eine räumliche Analyse sollten die Stationen eine zufällige Anordnung haben.

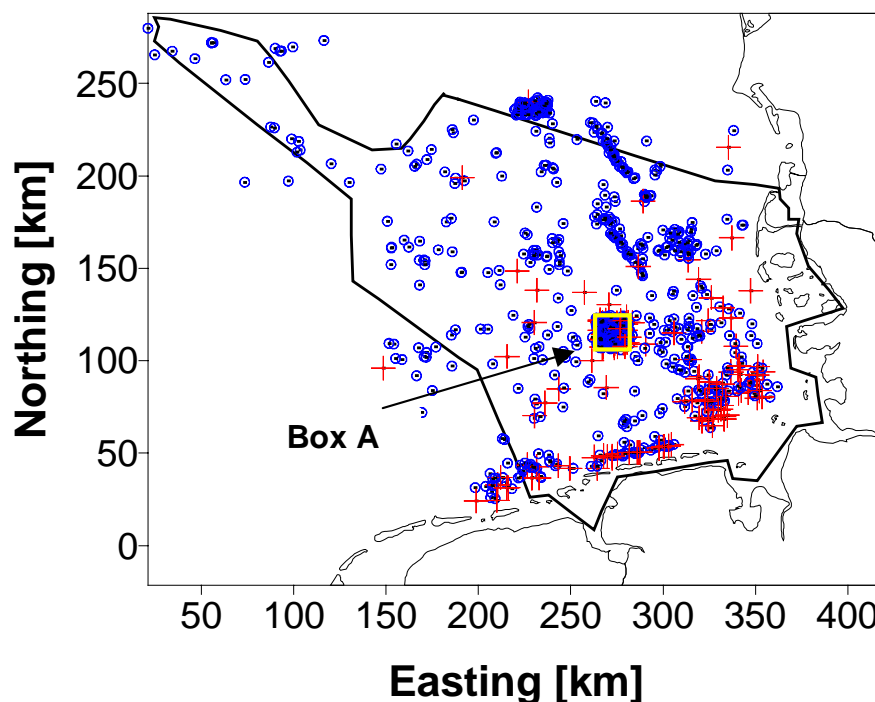


Abb. 7: Darstellung aller Stationen im Zeitraum 1986 bis 2001. Stationen ohne Finte sind blau (Kreis) und Stationen mit mindestens einer gefangenen Finte rot (Kreuz) gekennzeichnet. In Box A war der Fangaufwand besonders hoch (siehe Text).

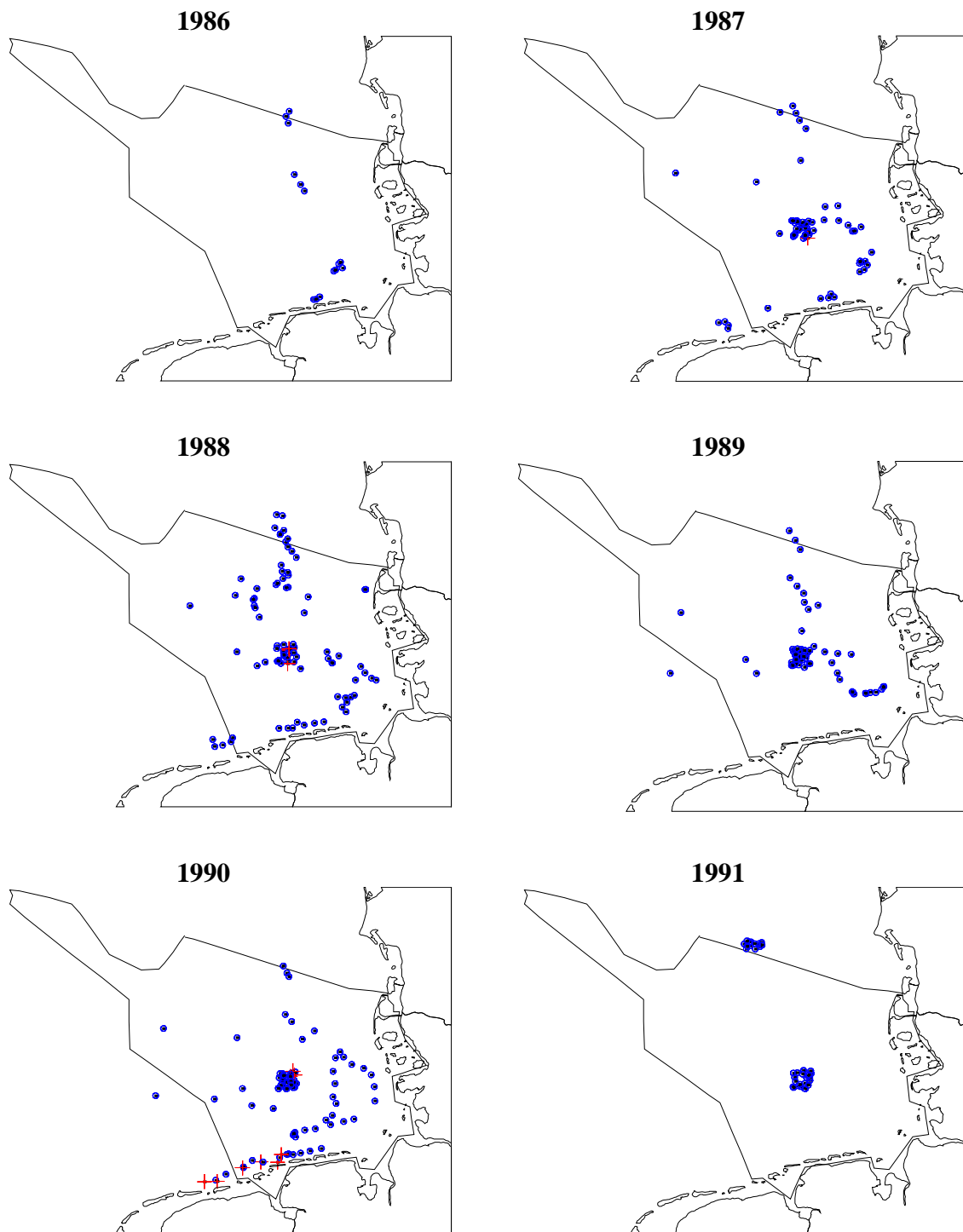


Abb. 8: Jährliche Verteilung der beprobten Stationen innerhalb der AWZ. Stationen ohne Finte sind blau (Kreis) und Stationen mit mindestens einer Finte sind rot (Kreuz) gekennzeichnet. Die Jahre 1986, 1989, 1991, 1992 und 1994 wurden aufgrund des geringen Informationsgehaltes von der räumlichen Analyse ausgeschlossen.



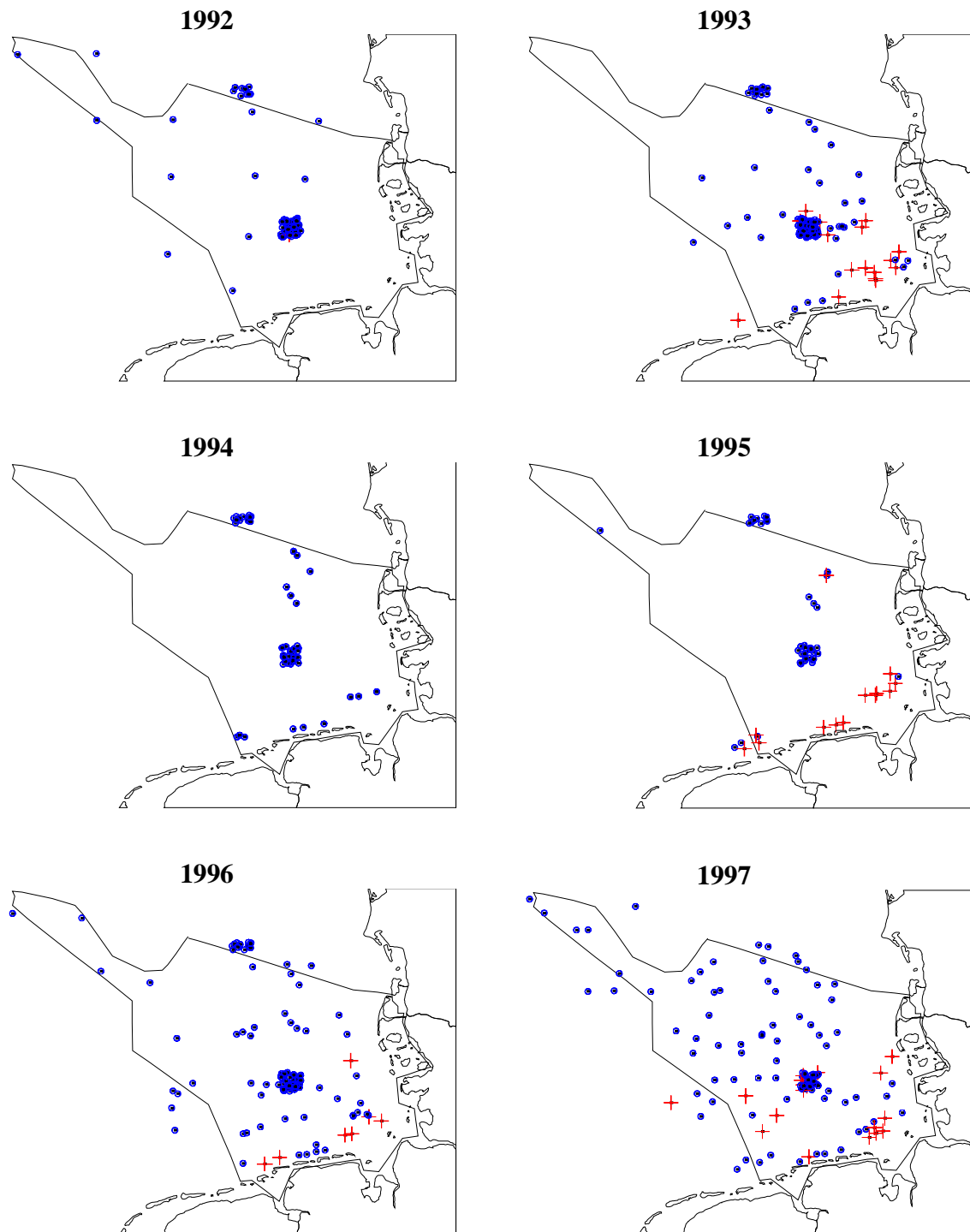


Abb. 8 (Fortsetzung): Jährliche Verteilung der befisheten Stationen innerhalb der AWZ. Stationen ohne Finte sind blau (Kreis) und Stationen mit mindestens einer Finte sind rot (Kreuz) gekennzeichnet. Die Jahre 1986, 1989, 1991, 1992 und 1994 wurden aufgrund des geringen Informationsgehaltes von der räumlichen Analyse ausgeschlossen.

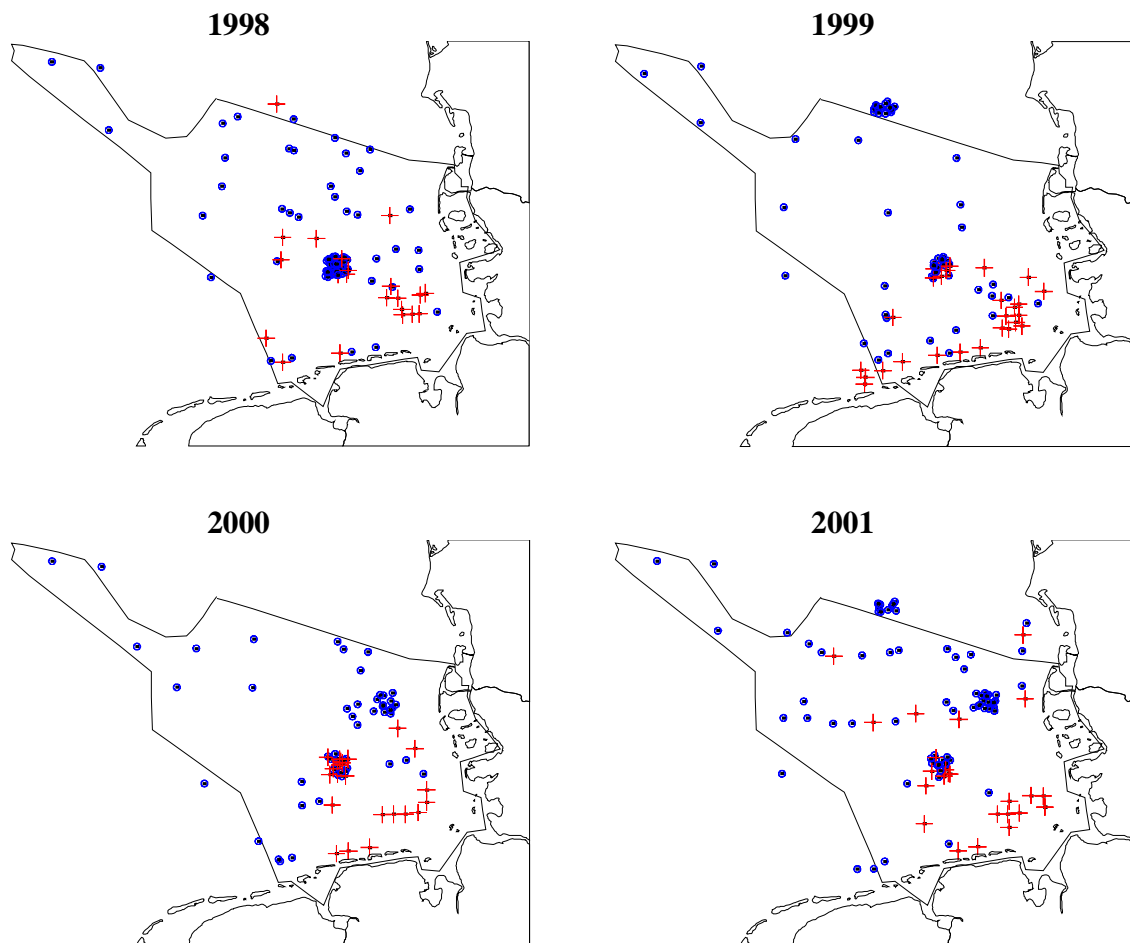


Abb. 8 (Fortsetzung): Jährliche Verteilung der befisheten Stationen innerhalb der AWZ. Stationen ohne Finte sind blau (Kreis) und Stationen mit mindestens einer Finte sind rot (Kreuz) gekennzeichnet. Die Jahre 1986, 1989, 1991, 1992 und 1994 wurden aufgrund des geringen Informationsgehaltes von der räumlichen Analyse ausgeschlossen.

### 3.2 Geostatistische Abschätzung der Biomasse der Finte innerhalb des Hauptverbreitungsgebietes

Das auf Basis der standardisierten Fangdaten der Finte [kg/30 min] (1995-2001) erzeugte experimentelle Variogramm (Abb. 9) zeigt eine Zunahme der Unähnlichkeit der Fangdaten mit zunehmenden Abstand der Stationen zueinander. Dies ist ein deutlicher Hinweis auf eine räumliche Abhängigkeit der Daten. Aus einer Vielzahl von Modellfunktionen wurde ein sphärisches Modell mit den folgenden Modellparametern angepasst:

- Schwellenwert (Sill) = 1.8
- Einflussbereich (Range) = 10 km
- Nugget-Effekt = 2.6

Die Anpassungsgüte wurde mit der „Goodness of fit Statistik“ als 0.025 berechnet (siehe Abschnitt 2.3). Somit ist das angepasste sphärische Modell als repräsentativ einzustufen und kann direkt für die Abschätzung der Biomasse in den Jahren 1995 bis 2001 benutzt werden.

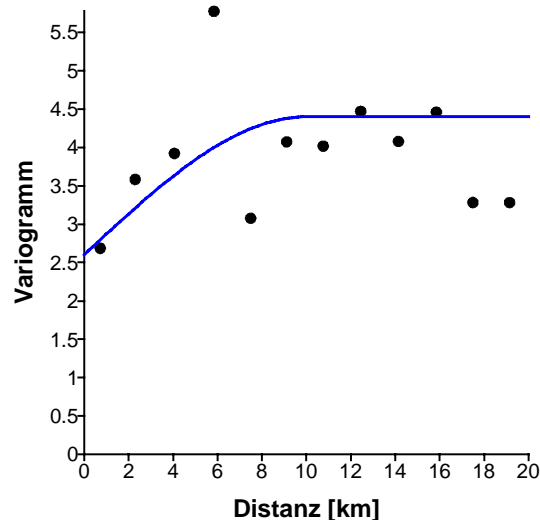


Abb. 9: Experimentelles Variogramm auf Basis der Fangdaten der Finte 1995 bis 2001 mit modellierter sphärischer Modellfunktion (Sill = 1.8; Range = 10 km; Nugget-Effekt = 2.6).

Das explorative Variogramm wurde bis zu der maximalen Abstandsklasse von 20 km modelliert, da sonst der An- bzw. Abstieg des Variogramm von der Lage der Aggregation innerhalb des Untersuchungsgebietes beeinflusst wird (Petitgas 1996). Das angepasste sphärische Modell wurde mit einem relativ hohen Nugget-Effekt spezifiziert. Der Nugget-Effekt kann nur durch Messungenauigkeiten oder durch eine Varianz im kleinskaligen Bereich begründet werden. Eine hohe Mikrovarianz könnte einerseits durch die Biologie der Finte begründet sein, denn die Wanderungen der Finte im 3. und 4. Quartal können einen Einfluss auf die räumliche Struktur und somit auch den Variogrammverlauf haben (Warren 1997). Andererseits ist davon auszugehen, dass auch durch die Fanggeräte ein Teil der Messungenauigkeit begründet wird. Da die verwendete Fangrüstung nicht als optimal für die Finte gilt (Ehrich mündliche Mitteilung), ist somit eine vollständige Erfassung der räumlichen Struktur nur mit Einschränkungen möglich.

Wie die deskriptive Beschreibung der Daten zeigt, scheint ab 1995 eine scheinbar stabilere Population der Finte vorzuliegen, was für eine geostatistische Evaluation der Fangdaten

günstiger ist. Wenn sich eine Population in einem stabilen Zustand befindet, dann ist davon auszugehen, dass die Art auch klare räumliche Strukturen ausbildet. Petitgas (2001) weist darauf hin, dass im Falle des Zusammenbruchs einer Population auch ein Zusammenbruch des räumlichen Zusammenhangs und damit auch des Range (Aggregationsdurchmessers s. u.) zu erwarten ist. Warren (1997) fand eine Abnahme der räumlichen Struktur proportional zu abnehmender Abundanz der Tiere. Nach Sokal and Oden (1978a) kann der modellierte „Range“ auch als Durchmesser der Aggregation der Fischart interpretiert werden. Anschaulich bedeutet dies, dass sich die Population der Finte im Küstenbereich zwischen 1995 und 2001 nach unseren Modellierungsergebnissen mit einem durchschnittlichen Durchmesser von 10 km aggregiert haben muß.

Sowohl die klassisch als auch die geostatistisch berechnete Biomasse der Finte, die gut übereinstimmen, sind mit grossen Schwankungen während des Untersuchungszeitraums verbunden: das Minimum liegt bei 0,07 [kg/30 min] im Jahr 1996 und das Maximum bei 1,3 [kg/30 min] im Jahr 2000 (Tab. 3). Generell ist ein deutlicher Anstieg der Biomasse zwischen 1998 und 2001 zu verzeichnen. Bei geringer beobachteter Biomasse ist die klassische und geostatistische Varianz, welche die räumliche Struktur berücksichtigt, sehr hoch, wobei die geostatistische Varianz des arithmetischen Mittels geringer als die klassische ist (siehe Abb. 10).

Tabelle 3: Ergebnisse der klassischen ( $m$ ) und geostatistischen ( $m_{\text{OBK}}$ ) Berechnung der mittleren Biomasse der Finte zwischen 1995 und 2001 innerhalb der Küstengewässer.  $C.V._{\text{klass}}$  [%] ist der klassische und  $C.V._{\text{geo}}$  [%] der geostatistische Varianzkoeffizient des arithmetischen Mittels.

Jahr	$m$ [kg/30 min]	$m_{\text{OBK}}$ [kg/30 min]	$C.V._{\text{klass}}$ [%]	$C.V._{\text{geo}}$ [%]
1995	0.416	0.422	143.6	139
1996	0.069	0.078	746	634
1997	0.128	0.123	400	415
1998	0.128	0.123	402.6	417
1999	0.319	0.297	140	150
2000	1.24	1.33	47.7	44.1
2001	0.747	0.744	77	76.2

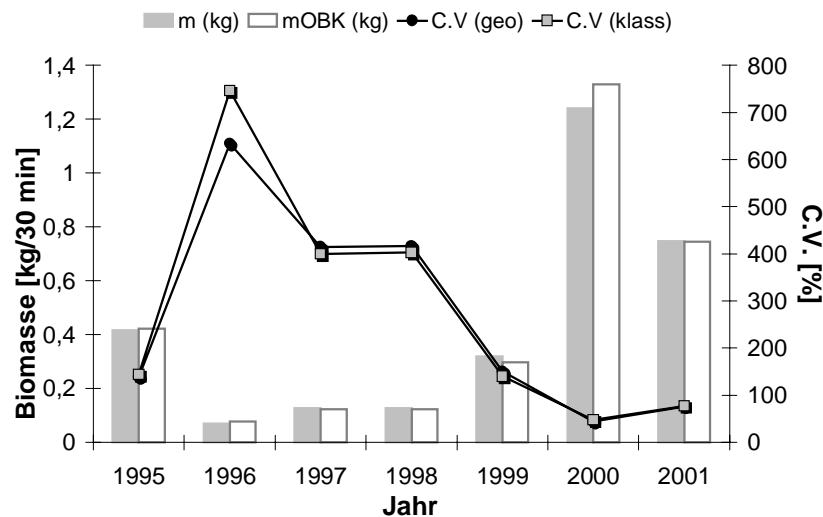


Abb. 10: Ergebnisse der klassischen und geostatistisch berechneten Biomasse Finte innerhalb der deutschen Küstengewässer mit dem klassischen ( $C.V._{klass}$ ) und geostatistischen ( $C.V._{geo}$ ) Varianzkoeffizient des arithmetischen Mittels.

Die Berechnung der beiden methodisch unterschiedlichen Varianzkoeffizienten zeigt, dass die geostatistische Varianz nicht immer geringer als die klassische sein muss. Die geostatistische Varianz hängt vom Range des Variogrammodells, dem Ausmass des Untersuchungsgebietes und dem Beprobungsmuster ab. Weiterhin hat die Höhe des Nugget-Effekts einen grossen Einfluss auf die Varianz. Die gut übereinstimmende klassisch und geostatistisch berechnete Biomasse zeigt, dass die Population der Finte ab 1997 wieder anwächst. Die berechnete mittlere Biomasse innerhalb des Küstengebietes hat gerade für 1999 bis 2001 verhältnismässig niedrige Variationskoeffizienten, was ein weiteres Indiz für ein Anwachsen der Finte-Population in diesem Bereich ist. Auch wenn eine räumliche Analyse auf den ersten Blick keine wesentlich anderen Werte für die Biomasse liefert als die klassische, ist sie dringend notwendig. Es ist eindeutig eine räumliche Abhängigkeit in den Daten gefunden worden, die für Abschätzungen der Biomasse berücksichtigt werden muss. Hinzu kommt, dass bei einem noch stärker ausgeprägten räumlichen Phänomen die Unterschiede noch größer werden können. Dies kann aber nur erkannt werden, nachdem eine entsprechende räumliche Analyse durchgeführt worden ist.

### 3.3 Modellierung und Abschätzung der Verteilungsmuster der Finte innerhalb der AWZ und des Küstengebietes mit Hilfe von „Indikatorkriging“

Mittels einer Trendanalyse wurden an die Daten drei Gleichungen angepasst, die einen linearen, quadratischen und kubischen Trend beschreiben. Zum einen zeigt das Ergebnis der Varianzanalyse, dass die beobachteten Werte der F-Statistik für einen linearen (55,27) und quadratischen Trend (34,17), bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01, deutlich über den

jeweils kritischen Werten (4,61 und 3,02) liegen. Zum anderen liegt der beobachtete Wert der F-Statistik für die Differenz zwischen linearem und quadratischem Trend (18,44) ebenfalls bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01 deutlich über dem kritischen Wert von 3,78. Dies bedeutet, dass ein quadratischer Trend statistisch signifikant mehr Variabilität im Datensatz „beschreibt“, als ein linearer Trend. Durch was dieser Trend inhaltlich begründet wird, kann auf Basis dieser Analyse nicht untersucht werden. Dazu müsste man auf andere statistische Verfahren zurückgreifen.

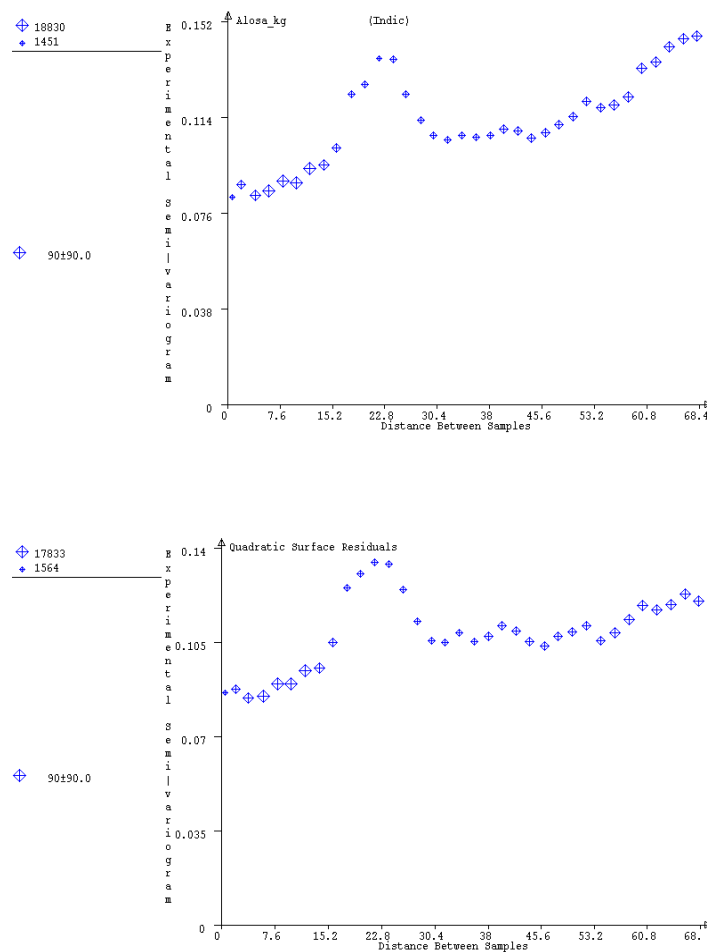


Abb. 11: Indikatorvariogramme der transformierten Fangdaten vor der Trendanalyse (oben) und mit Berücksichtigung des quadratischen Trends (unten).

Der quadratische Trend wurde aus den Daten „entfernt“ und mit den Residuen wurde dann ein experimentelles Indikatorvariogramm mit einer Abstandsklasse von 2 km, einer Anzahl von 45 Distanzklassen und einer maximalen Distanz von 90 km erzeugt. Deutlich ist in Abb. 11 der Unterschied im Verlauf des Indikatorvariogramms vor und nach der Trendanalyse zu sehen. Nachdem der quadratische Trend berücksichtigt wurde (Abb. 11 unten) zeigt das In-

dikatorvariogramm einen wesentlich geringer ansteigenden Verlauf für grosse Distanzklassen sowie eine Reduktion der Varianz auf einen absoluten Wert von 0.14 gegenüber 0.15 ohne Berücksichtigung des Trends.

Mit zunehmender Distanz zwischen den Stationen steigt die Variabilität der Abschätzbarkeit für die Ab- oder Anwesenheit von mindestens einer Finte an einer Station an. Dies bedeutet anschaulich, dass es mit zunehmender Distanz schwieriger wird, die Fangwahrscheinlichkeit zu berechnen. Deutlich ist zu erkennen, dass innerhalb der Fangdaten aus diesem Untersuchungsgebiet ein eindeutiger Hinweis auf eine räumliche Autokorrelation besteht. Weiterhin wurde festgestellt, dass es eine Richtungsabhängigkeit in der Kontinuität der An- bzw. Abwesenheit Finte gibt. Als Hauptachse mit dem grössten Einflussbereich wurde die Ost/West-Richtung und die Nord/Süd-Richtung mit dem geringsten Einflussbereich identifiziert.

Bei der gefundenen Anisotropie, also der Richtungsabhängigkeit der Indikatorvariablen, handelt es sich um eine sogenannte geometrische Anisotropie. Eine geometrische Anisotropie zeichnet sich dadurch aus, dass der Schwellenwert (Sill) gleich bleibt und sich nur der Einflussbereich mit der jeweils betrachteten Richtung ändert (siehe Abb. 12) (Isaaks and Srivastava 1989).

Unter der Berücksichtigung der Richtungsabhängigkeit wurde ein Paddington-Mix Modell an das experimentelle Indikatorvariogramm angepasst. Die dabei spezifizierten Parameter sind:

- Nugget-Effekt: 0,08
- Einflussbereich: 50
- Schwellenwert der sphärischen Komponente: 0,023
- Zyklischer Intervall (Distanz): 46
- „Decay“- Parameter: 170
- Schwellenwert der Hole-Effekt Komponente: 0,011

Der effektive Aggregationsdurchmesser ist in der Hauptrichtung (Ost/West) 46 km und in alle anderen Richtungen 92 km.

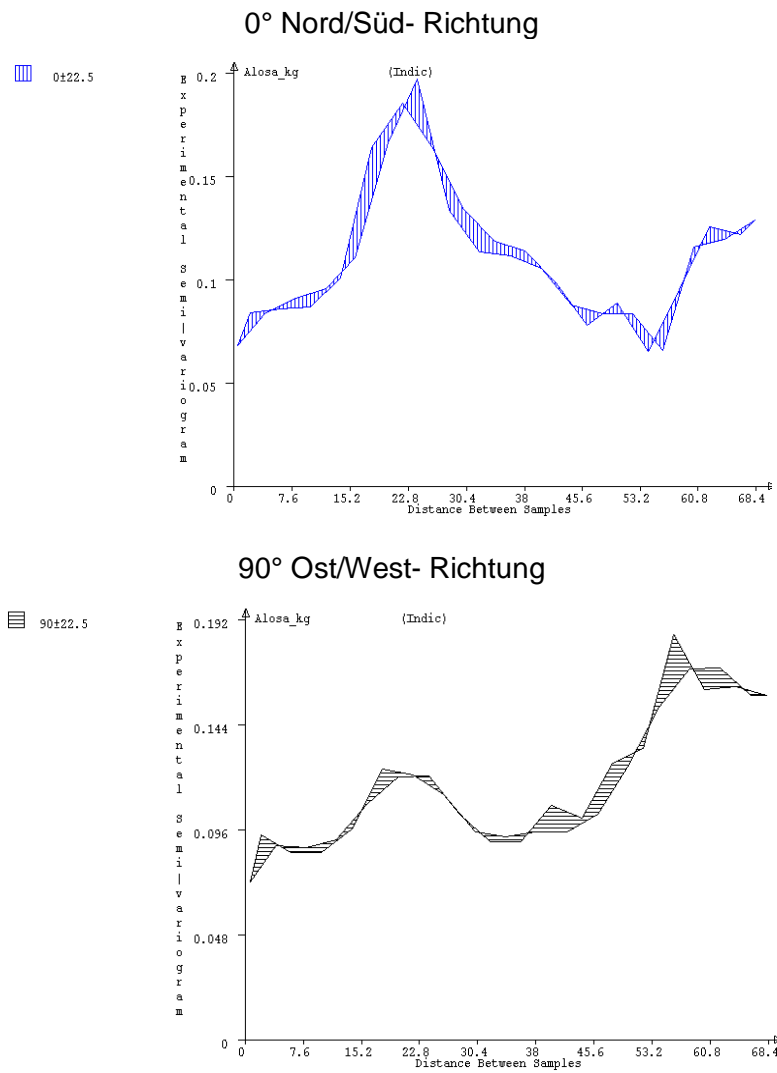


Abb. 12: Indikatorvariogramme in verschiedene Betrachtungsrichtungen. Oben: Richtung mit dem kleinsten Einflussbereich. Unten: Ost/West-Richtung als Hauptachse.

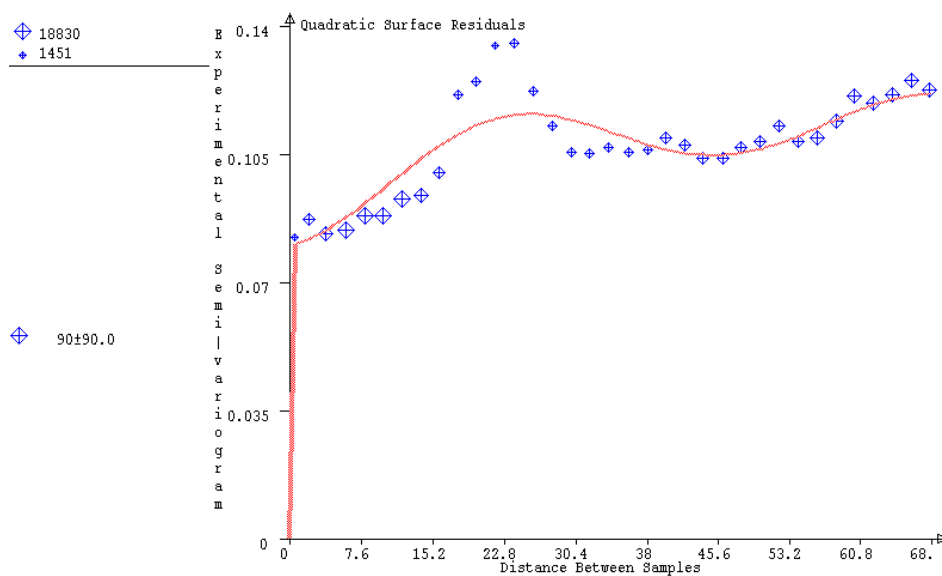


Abb. 13: Indikatorvariogramm mit angepasstem Paddington-Mix Modell



Das Ergebniss der Goodness of fit Statistk ist 0,0025, was als sehr gut einzustufen ist (Cressie 1991). Die Kreuzvalidierung zeigt, dass das Modell repräsentativ für die Realität ist, da der Mittelwert des Fehlers 0,02 und die Standardabweichung 1,12 ist. Ein weiteres Beispiel für die Anwendung eines solchen Modells ist u.a. das Vorkommen von Arten, die Konkurrenz-Effekte zeigen (Clark and Harper 2001).

Die auf Basis des Modells abgeschätzten Fangwahrscheinlichkeiten für jedes einzelne Untersuchungsjahr sind in Abb. 14 dargestellt. Aufgrund der Position der jährlich befischten Stationen sind zum Teil flächendeckende Abschätzungen im Untersuchungsgebiet nicht immer möglich, es sind "Informationslücken" in Form von weißen Stellen zu erkennen. Des Weiteren ist anzumerken, dass die jährlichen Verteilungsmuster sehr vorsichtig betrachtet werden sollten. So ist z.B. 1995 eine hohe Wahrscheinlichkeit am nordwestlichen Rand des Untersuchungsgebietes berechnet worden, was durch die räumlich konzentrierte Lage der Stationen (siehe Abb. 7) als sogenannter "Randeffekt" zu beurteilen ist. Deutlich ist aber zu erkennen, dass in den Jahren mit erhöhter Biomasse nämlich 1995, 1999, 2000 und 2001 die Fangwahrscheinlichkeit in den Küstengewässern besonders erhöht ist. Aus Abb. 14 wird deutlich, dass die höchsten Wahrscheinlichkeiten, mit gegebener Methodik mindestens eine Finte zu fangen, für die äußeren Flussmündungen von Ems, Weser und Elbe berechnet worden sind.

Das Verteilungsmuster der Finte für den gesamten Untersuchungszeitraum ist in Abb. 15 dargestellt. Es zeigt, dass für die Küstenregion und ganz besonders für die Flussmündungen von Ems, Elbe und Weser die Wahrscheinlichkeit mindestens eine Finte zu fangen bei 90 % lag. In der Küstenregion zwischen den Flussmündungen fällt die Fangwahrscheinlichkeit auf 30 % ab. Diese erhöhten Fangwahrscheinlichkeiten stimmen mit den Ergebnissen der explorativen Datenanalyse (Abb. 8), sowie der Ökologie der Art im betrachteten Untersuchungszeitraum, überein. Sie sind daher nicht als Randeffekt, d.h. als Artefakt, zu verstehen. Weiterhin zeigen zwei Flächen nördlich und südlich von Box A eine erhöhte Wahrscheinlichkeit. Die Karte der Indikatorkrigingvarianz (Abb. 15 unten) macht jedoch deutlich, dass diese beiden Flächen gleichzeitig mit dem höchsten Mass an Unsicherheit für diese Abschätzung behaftet sind. Die ebenfalls erhöhte Unsicherheit vor der Weser- und Elbmündung kann dagegen als Randeffekt betrachtet werden und ist durch die Geometrie des Untersuchungsgebietes begründet. Sie beeinflusst deshalb nicht die Interpretation.

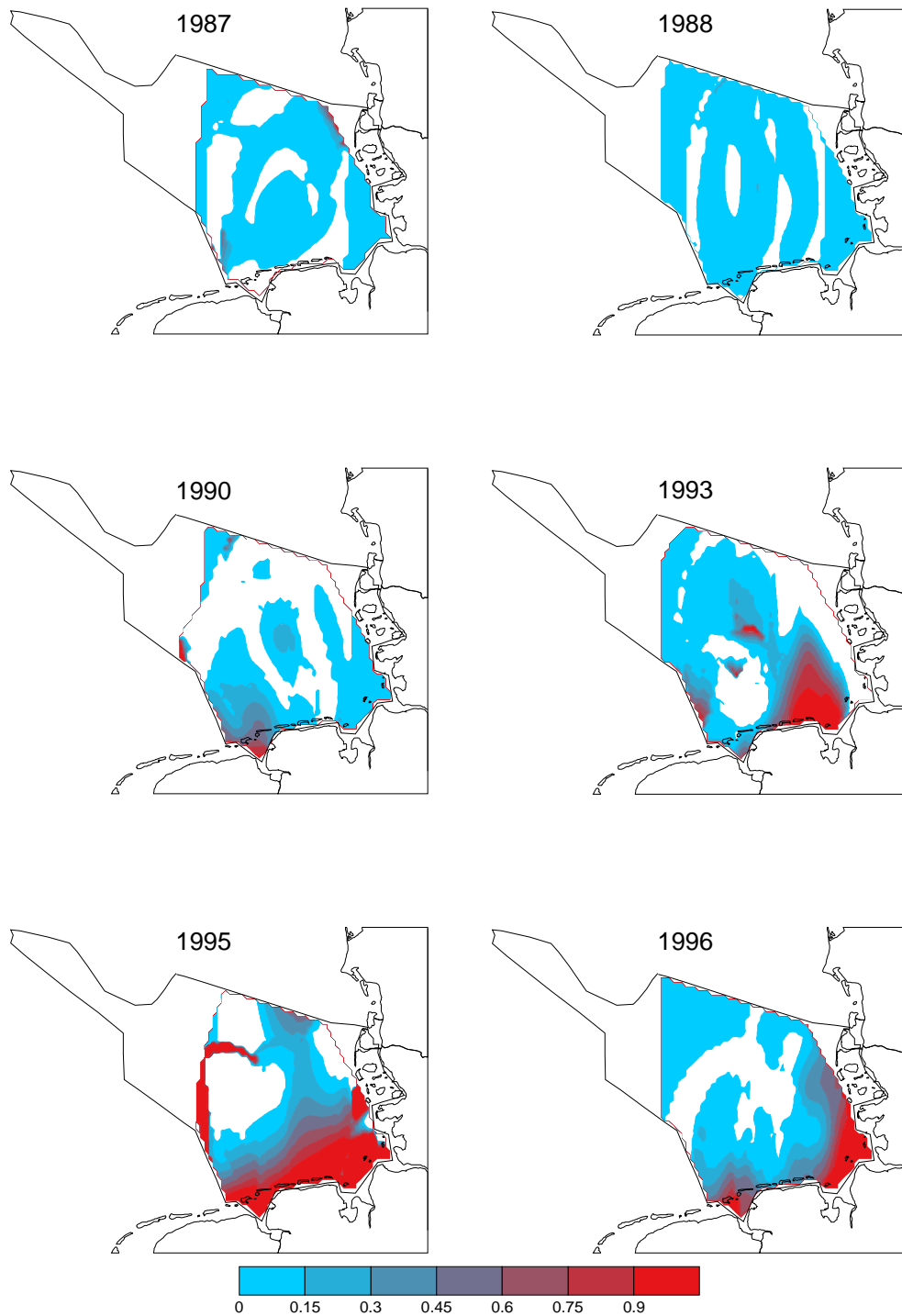


Abb. 14: Durch Indikatorgrüping berechnete Wahrscheinlichkeit, mit gegebener Methodik im Untersuchungsgebiet mindestens eine Finte zu fangen (1987-1996).

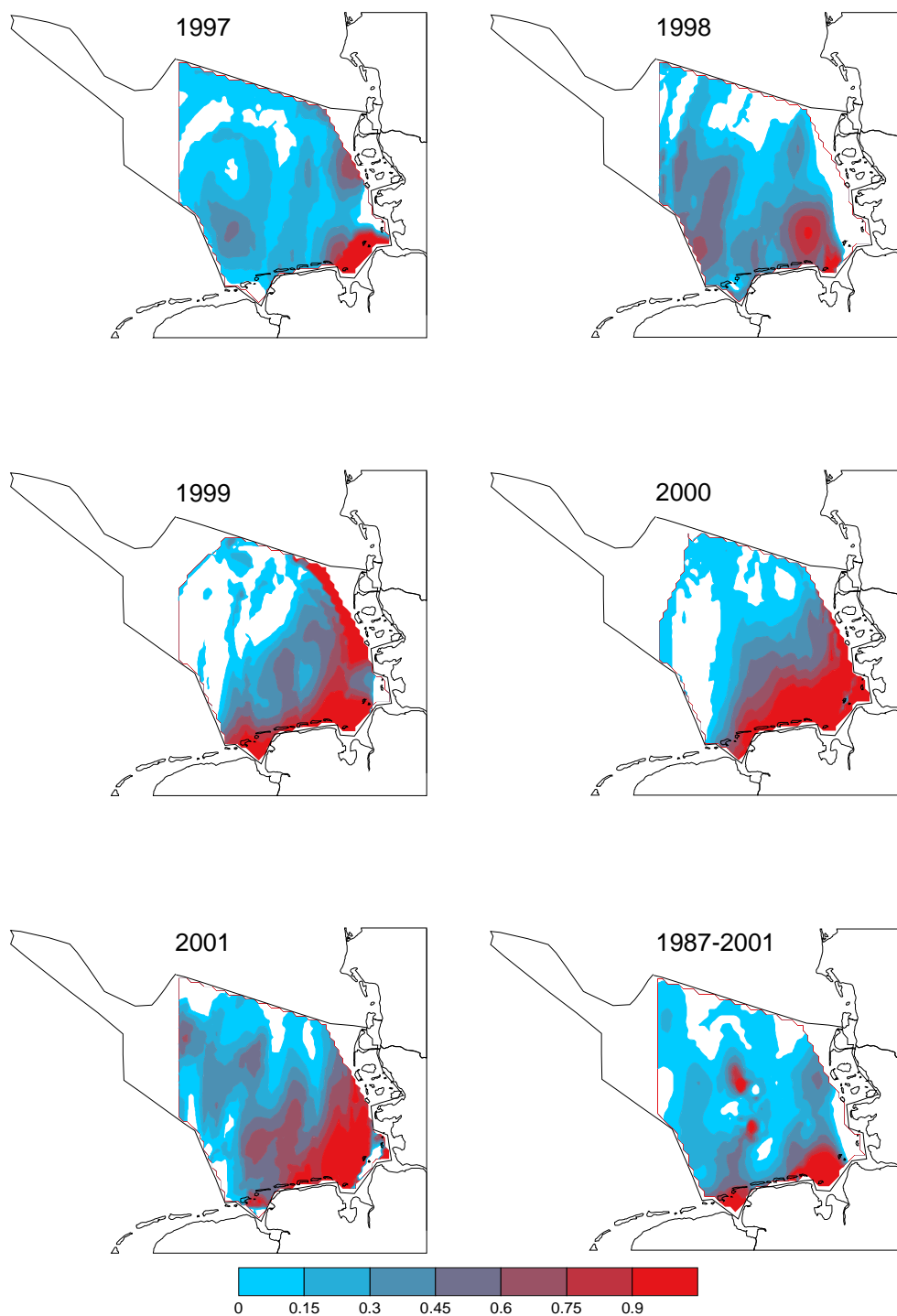


Abb. 14: Durch Indikatorkriging berechnete Wahrscheinlichkeit, mit gegebener Methodik im Untersuchungsgebiet mindestens eine Finte zu fangen (1997-2001).

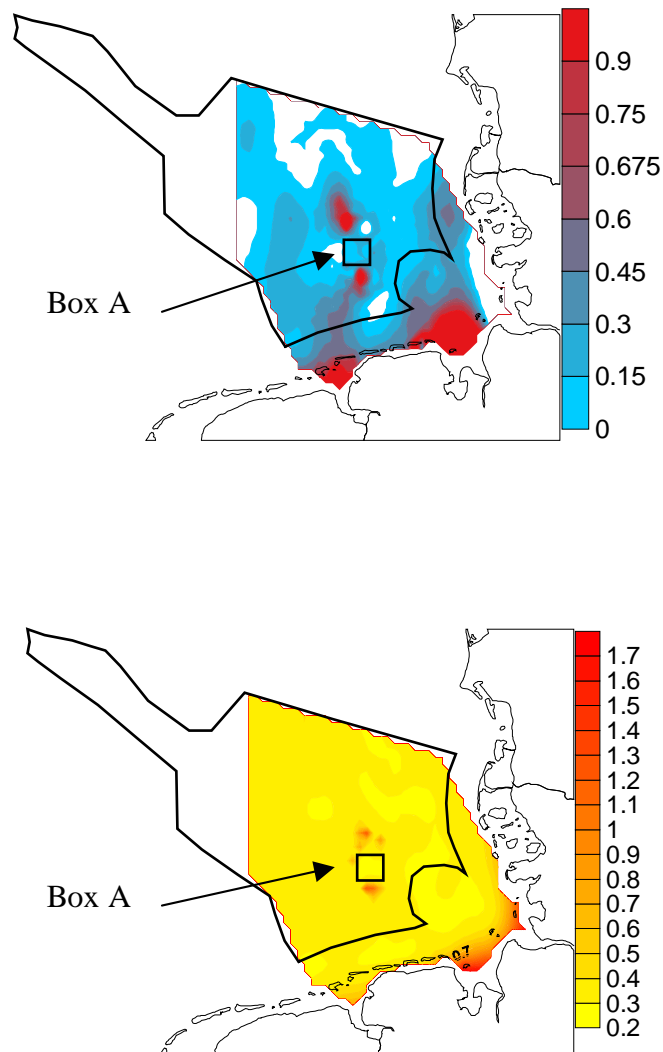


Abb. 15: Oben: Durch Indikatorgrüfung berechnete Wahrscheinlichkeit, zwischen 1987 und 2001 mindestens eine Finte mit gegebener Methodik in der AWZ, einschließlich Küstengebiet, zu fangen. Unten: Relatives Mass der Unsicherheit der Abschätzung mit Indikatorgrüfung.

Obwohl das angepasste Paddigton-Mix Modell die grösseren Distanzklassen sehr gut repräsentiert, ist auffällig, dass bei einer Abstandsklasse von 22,8 km (siehe Abb. 13) das Indikatorvariogramm eine höhere Variabilität zeigt als erwartet. Dies bedeutet, dass es bei einem Abstand der Stationen von 22,8 km zueinander relativ schwierig ist, die An- bzw. Abwesenheit von Finte abzuschätzen. Bei genauer Betrachtung von Abb. 15 wird deutlich, dass eine Distanz von 22,8 km der Entfernung von zwei Flächen mit hoher berechneter Fangwahrscheinlichkeit entspricht: zum einen der Distanz zwischen den beiden Flächen nördlich und südlich von Box A und zum anderen der Distanz zwischen den Gebieten mit hoher Wahr-

scheinlichkeit vor den Flussmündungen von Ems und Weser. Dies würde bedeuten, dass im Bereich zwischen Gebieten mit erhöhter Fangwahrscheinlichkeit die Variabilität der Abschätzbarkeit für An- bzw. Abwesenheit der Finte unerwartet hoch ist. Diese Tatsache kann evtl. durch Wanderungen der Art begründet werden.

Für die Beantwortung der Frage nach Hauptverbreitungsschwerpunkten der Fischart Finte sollte das Gesamtverteilungsmuster herangezogen werden. Die Vorgehensweise, ein Modell an alle Daten anzupassen, wird durch die Annahme begründet, dass sich die Fischart zwar saisonal unterschiedlich aber zwischen den Jahren sehr ähnlich verhält und Abweichungen auf Schwankungen von Umweltbedingungen zurückzuführen sind. Wenn die AWZ ohne Küstenregion betrachtet wird, stellt man fest, dass innerhalb dieses Gebietes nur die Flächen nördlich und südlich von Box A eine erhöhte Fangwahrscheinlichkeit aufweisen. Doch sind diese beiden Flächen, wie oben schon beschrieben, mit dem höchsten Maß an Unsicherheit für diese Abschätzung behaftet (siehe Abb. 15). So lassen sich auf Basis dieser Analyse mit den zur Verfügung stehenden Fangdaten keine Verbreitungsschwerpunkte der Finte in der AWZ ableiten.

#### **4 Zusammenfassung und Ausblick**

Die Analysen der Fangdaten der Finte, erhoben jeweils im 3. und 4. Quartal eines Jahres mit standardisierter Methodik innerhalb der AWZ und des Küstengebietes, haben zum einen gezeigt, dass sich die Population der Finte innerhalb der Küstenregion in den letzten Jahren des Untersuchungszeitraums stabilisiert hat. Des Weiteren wurde durch die geostatistische Analyse deutlich eine räumliche Abhängigkeit der Fangdaten für die Finte festgestellt. Das heißt, dass die Verteilung und das Vorkommen der Fintenpopulation eine räumliche Struktur ausbildet und sich aggregiert. Diese räumliche Struktur wurde bei der Berechnung der mittleren Biomasse Finte innerhalb der Küstenregion berücksichtigt und somit konnten unverzerrte Abschätzungen vorgenommen werden. Auch bei der Modellierung und Abschätzung der Verteilungsmuster der Finte wurde mit Methoden der nicht-linearen Geostatistik eine räumliche Abhängigkeit der An- bzw. Abwesenheit der Tiere gezeigt. Die mit Indikatorkriging erzeugten jährlichen Verteilungsmuster wurden als Fangwahrscheinlichkeit dargestellt. Für den Untersuchungszeitraum 1986 bis 2001 wurden die größten Wahrscheinlichkeiten, mindestens eine Finte zu fangen, in den tidebeeinflussten äußeren Flussmündungen von Ems, Elbe und Weser gefunden.

Die geostatistische Analyse der Fangdaten hat gezeigt, dass eine räumliche Abhängigkeit in den Fangdaten präsent ist. Folglich ist eine räumliche Analyse der Fangdaten unumgänglich. Weiterhin ist die verwendete Methodik zur Analyse der Verteilungsmuster mathematisch ro-

bust. Es ist keine Normierung der Daten auf den Fangaufwand notwendig, da auch „0-Fänge“ mit in die Berechnung eingehen. Ein weiterer Vorteil dieser Auswertungsstrategie ist, dass mehr populationsökologische Erkenntnisse gewonnen werden können.

Im Rahmen des „Natura2000“-Vorhabens, Kriterien für Schutzgebiete der FFH-Schutzgüter zu definieren, wäre eine räumliche Analyse sämtlicher Schutzgüter empfehlenswert, da die AWZ ein räumliches Phänomen ist und flächige, möglichst genaue Informationen über Vorkommen der FFH-Arten benötigt werden. Die Ergebnisse der räumlichen Analysen könnten anschließend in einem Geographischen Informationssystem (GIS) zusammengefasst werden (Eastwood et al. 2001; Kemp and Meaden 2002; Meaden 1996). In einem nachfolgenden Schritt könnten auf dieser Basis Kriterien definiert werden, die ein Schutzgebiet erfüllen soll und somit könnte mittels eines GIS, welches alle Ergebnisse integriert, ein solches Gebiet durch Überlagerung von Vorkommenswahrscheinlichkeiten, Umweltvariablen etc. charakterisiert und abgegrenzt werden.

## 5 Literatur

- Clark, I. & W. V. Harper. 2001. Practical Geostatistics 2000. Geostokos (Ecosse) Limited, Scotland. pp. 342.
- Conan, G. Y., F. Maynou & F. Sardá. 1992. Direct assessment of the harvestable biomass from a stock of *Nephrops norvegicus*, seasonal and spatial variations. ICES C.M. K:22.
- Cressie, N. A. C. 1991. Statistics for Spatial Data. John Wiley & Sons, Inc. pp.900.
- Der Rat der Europäischen Gemeinschaften. 1992:Richtlinie 92/43/EWG des Rates vom 21.Mai 1992 zur Erhaltung der natürlichen Lebensräume sowie der wildlebenden Tiere und Pflanzen (FFH-Richtlinie). Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften, Reihe L 206.
- Dutter, R. 1985. Geostatistik. Eine Einführung mit Anwendung. Teubner, Stuttgart.
- Eastwood, P. D., G. J. Meaden & A. Grieco. 2001. Modelling spatial variations in spawning habitat suitability for the sole *Solea solea* using regression quantiles and GIS procedures. Mar.Ecol.Prog.Ser. 224:251-266.
- Fernandes, P. G. & J. Rivoirard. 1998. A geostatistical analysis of the spatial distribution and abundance of cod, haddock and whiting in North Scotland. Pages 201-212 in GeoENVII. Dordrecht, Valencia.
- Fricke, R., R. Berghahn., O. Rechlin, T. Neudecker, H. Winkler, H.-D. Bast & E. Hahlbeck (1998): Rote Liste der in Küstengewässern lebenden Rundmäuler und Fische (Cyclostomata & Pisces). - Schriftenreihe für Landschaftspflege und Naturschutz, Heft 55: 60-64.
- Isaaks, E. H. & R. M. Srivastava. 1989. An Introduction to Applied Geostatistics. Oxford University Press. pp.561.
- Kemp, Z. & G. J. Meaden. 2002. Visualization for fisheries management from a spatiotemporal perspective. ICES Journal of Marine Science 59:190-202.
- Matheron, G. 1971. The theory of regionalized variables and their applications. Centre de Geostatistique, Fontainebleau, Paris.
- Maynou, F. 1998. The application of geostatistics in mapping and assessment of demersal resources. *Nephrops norvegicus* (L.) in the northwestern Mediterranean: a case study. Scientia Marina 62:117-133.
- Meaden, G. J. 1996. Geographical information systems: Applications to marine fisheries. 356, FAO, Rome.
- Muus, B. J. & J. G. Nielsen. 1999. Die Meersfische Europas in Nordsee, Ostsee und Atlantik. Franckh-Kosmos Verlags-GmbH & C., Stuttgart. pp. 336.
- Petitgas, P. 1996. Geostatistics and their applications to fisheries survey data. Pages 113-141 in E. Moksness, editor. Computers in Fisheries Research. Chapman & Hall, London.

- 
- Petitgas, P. & T. Lafont. 1997. EVA2: Estimation Variance. Version 2. A geostatistical software on windows 95 for the precision of fish stock assessment surveys. ICES C.M. Y:22.
- Petitgas, P. 2001. Geostatistics in fisheries survey design and stock assessment: models, variances and applications. *Fish and Fisheries* 2:231-249.
- Rivoirard, J. 1994. Introduction to disjunctive kriging and non-linear geostatistics. Oxford University Press inc., New York. pp.180.
- Rivoirard, J., J. Simmonds, K. G. Foote, P. G. Fernandes & N. Bez. 2000. Geostatistics for estimating fish abundance. Blackwell Science. pp. 206.
- Sokal, R. R. & N. L. Oden. 1978a. Spatial autocorrelation in biology. 1. Methodology. *Biological Journal of the Linnean Society* 10:199-228.
- Stelzenmüller, V., S. Ehrich & G. P. Zauke. 2002. Meso-scaled investigation on spatial distribution of the flatfish species *Limanda limanda* (Linnaeus, 1758) (dab) within the German Bight: A geostatistical approach. Submitted to Proceedings of the 2nd International Symposium on GIS/Spatial Analysis in Fisheries and Aquatic Sciences, Brighton, September 2002.
- Warren, W. G. 1997. Changes in the within survey spatio-temporal structure of the northern cod (*Gadus morhua*) population, 1985-1992. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.* 54:139-148.
- Webster, R. & M. Oliver. 2001. Geostatistics for Environmental Scientists. John Wiley & Sons, Ltd., Chichester. pp. 271.