

Wissenschaft

Jürgen Hartmann und Siegfried Blank

Jahrgangsstärke (Rekrutierung) beim Barsch (*Perca fluviatilis*) des Bodensees

Einleitung

Vielfach wird angenommen, daß hohe Sommertemperatur, schnelles Barschwachstum und kleiner Räuberbestand starke Barschjahrgänge aufkommen lassen (Le Cren, 1987). Das jüngste Modell für den Barsch des Bodensee-Obersees (Hartmann & Knöpfler, 1986; Hartmann & Nümann, 1977) geht davon aus, daß das Wachstum der Barschweibchen im 3. Sommer den Erfolg des zwei Jahre jüngeren Jahrgangs anzeigt. Hier wird versucht, über die multiple lineare Regression die Prognosemöglichkeit zu verbessern. Schließlich wird eine S-förmige Regressionslinie diskutiert.

Material und Methode

Die teilweise umgeformten Daten für die Hauptgleichung (1) zeigt Tabelle 1. Jahrgangsstärke und Bestand wurden (ohne Berücksichtigung der natürlichen Sterblichkeit) über die Analyse der virtuellen (scheinbaren) Population (VPA) berechnet. Dabei wurde versucht, die Unvollständigkeit der Fangmeldungen entsprechend den Beobachtungen der lokalen Fischereiaufseher in folgender Weise auszugleichen: Verdoppelung des nominalen Medianwerts der Jahrgangsstärke (1,5 Millionen), Verdreifachung des niedrigsten Wertes (0,2 Millionen) und Beibehaltung des höchsten Wertes (18,6 Millionen). Die Wetterdaten stammen weitgehend von der Wetterwarte Konstanz, nur der Niederschlag wurde vom Institut für Seenforschung in Langenargen (U. Unger) gemessen. Die Niederschläge in Langenargen und Konstanz korrelieren relativ schwach mit $r^2 = 0,52$ ($n = 21$). Hinsichtlich des Längenwachstums wurde, anders als bei den Jungfischen (0+) (Hartmann & Knöpfler, 1986), bei den zweijährigen Weibchen (aus 32-mm-Kiemennetzen) der Zuwachs des Kiemendeckelknochens (Operculum) berechnet: Für die Jahrgänge 1970–88 wurde von September bis April nach der dritten Wachstumsperiode Material gesammelt, für die Jahrgänge 1967–69 erst ab Mai 1972, dem Untersuchungsbeginn. Aufgrund des Ergebnisses einer multiplen linearen Regression (mit den Variablen: Jahrgangsstärke, I+-Bestand, II+-Bestand) wurde innerhalb des Bestands der Ein- plus Zweijährigen den Zweijährigen doppeltes Gewicht gegeben.

Formale Verbesserung des angepassten R^2 (R'^2) wurde auf dem 15%-Niveau (vorgegebenes SAS-Standardprogramm) geprüft. Eine Probitanalyse (Linearisierung von Sättigungskurven) verbot sich aus methodischen Gründen (fehlende Symmetrie, X_{\max} unbekannt).

Ergebnisse

Mit den drei Unabhängigen – Lufttemperatur im Mai (TEMP), Niederschlag im Mai/Juni (NIED) und Wachstum der II+-Weibchen im 3. Sommer (WACH) – ergibt sich folgende multiple lineare Regression $R^2 = 0,88$):

(1) Jahrgangsstärke = $-76 - 0,55 \text{ WACH} + 0,45 \text{ NIED} + 2,95 \text{ TEMP}$.

Tabelle 1: Die Variablen zu Gleichung 1 und Abbildung 1.
Schätzwerte und Prognosen in runden und eckigen Klammern.

Transformation und/oder Einheit	BEST n/10 ⁵	TEMP 10 ³ /°C	NIED mm	WACH mm/100	Jahrgangs- stärke 10 ⁸ /n
Jahr					
1967	-	79	223	-	(11)
1968	-	82	130	-	(21)
1969	(230)	71	209	(274)	(67)
1970	(111)	85	137	(350)	21
1971	(78)	68	221	(390)	14
1972	169	81	158	317	50
1973	166	70	182	407	12
1974	120	82	199	339	59
1975	177	74	225	339	24
1976	75	69	173	394	11
1977	173	80	141	292	100
1978	194	86	318	269	200
1979	25	76	194	388	15
1980	75	86	182	305	100
1981	140	78	147	325	59
1982	37	74	171	401	5
1983	220	88	229	322	111
1984	381	92	231	180	200
1985	23	72	196	327	(26)
1986	(43)	66	320	307	[100]
1987	(86)	97	294	330	[200]
1988	(25)	65	198	(384)	[11]

Eine multiple lineare Regression mit der Abhängigen WACH und den Unabhängigen Wachstum der Jungfische (WACHO) und Bestand der Ein- plus Zweijährigen am 1. Juni (BEST) ergibt ein R^2 von 0,67 für: (2) $WACH = 118 + 0,33 WACHO - 0,41 BEST$. Um einen 3-Jahre-Zyklus der Jahrgangsstärke zu prüfen, wurden die Mittelwerte der Jahrgänge 1967, 70, 73, 76, 79, 82, 85 ($\bar{X} = 8,6 \pm 4,9$ Millionen) und der 12 restlichen Jahrgänge ($X = 2,3 \pm 2,1$ Millionen) verglichen. Sie unterscheiden sich signifikant (t-Test; 0,1 %-Niveau). Die drei prognostizierten Jahrgangsstärken (Tabelle 1) passen in dieses Schema.

Faßt man die drei Unabhängigen der obigen Gleichung (1) zusammen und wichtet sie auch entsprechend, so läßt sich das Ergebnis der multiplen linearen Regression veranschaulichen (Abbildung 1). Es zeigt sich dann ein Punktfeld, an das sich zwanglos (nicht zwingend) auch eine S-Kurve freihand oder aufgrund einer Iteration ($(200 \lambda 100/90 / (1 - (52,79 / \exp(-57,07 / (x^{0,148}) - 30,346)))$) anpassen läßt.

Diskussion

Welche der zahllosen Mechanismen, die hinter einem Zusammenhang Jahrgangsstärke / Temperatur stehen könnten (Shepherd u. Mitarb., 1984), tatsächlich wirksam sind, ist

transf. Jg.-Stärke

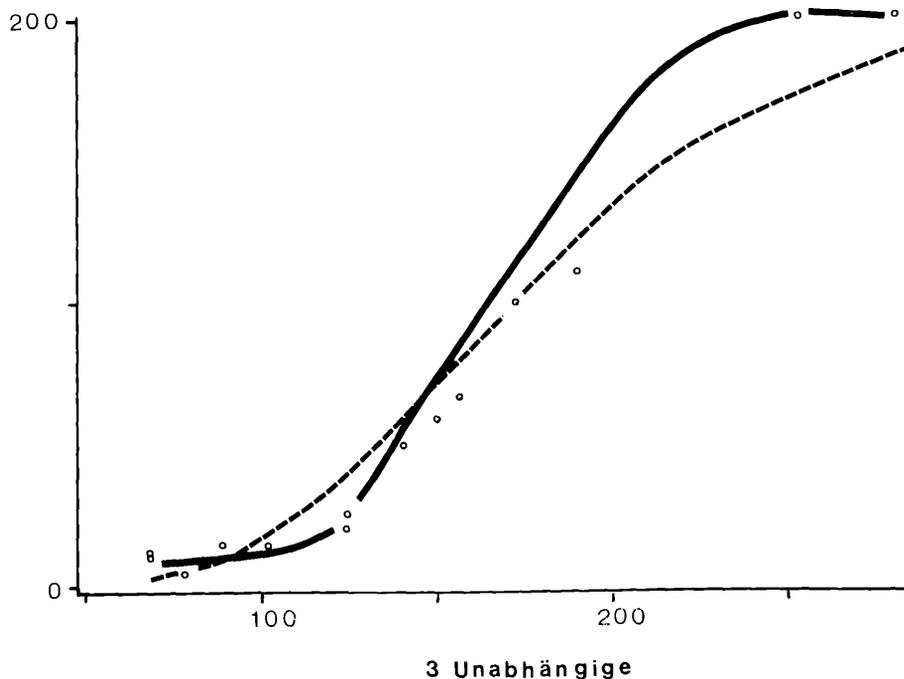


Abb. 1: Jahrgangsstärke des Bodenseebarschs in Abhängigkeit von Lufttemperatur im Mai, Wachstum der zweijährigen Barschweibchen und Niederschlag im Mai/Juni. Siehe Gleichung 1! Durchgezogene Linie freihand angepaßt, unterbrochene Linie iterativ berechnet.

auch für den Bodenseebarsch nicht bekannt. Dasselbe gilt für den Niederschlag, der in erstaunlich viele Modelle (Colby u. Mitarb., 1987) erfolgreich eingebaut wurde.

Die frühere Annahme, daß das Wachstum der Zweijährigen (WACH) einfach das Wachstum der Jungfische (WACHO) spiegelt, bestätigte sich nicht.

Rekrutierungsmodelle mit S-Kurven sind offenbar selten in der Literatur. Ein solches ganz allgemeines Barschmodell entwarfen Colby und Mitarbeiter (1987). Shepherd und Mitarbeiter (1984) diskutierten Glockenkurven, und Borchardt (1988) geht bei einem linearen (!) Modell von einer teilweise nichtmonotonen Beziehung aus. Auch Sättigungskurven sowie stufenweise Veränderungen (Katastrophentheorie; Zeemann, 1976) wären denkbar. Grenzwerte (Temperatur, Wasserstand, Plankton) werden zum Beispiel von Borchardt (1988), Henderson (1985) sowie Legendre und Demers (1984) beschrieben. Freißfähige Barschlarven verhungern bei Temperaturen unter 15°C, weshalb Hokanson (1977) in der Frühjahrstemperatur einen Schlüsselfaktor sieht.

In der umfangreichen Literatur über lineare Rekrutierungsmodelle sind wenige Fälle so dokumentiert, daß man sie auf S-Kurven hin überprüfen kann. Abbildung 2 zeigt das Ergebnis für die Felchen (*Coregonus lavaretus*) des Bodensees. Wieder paßt sich die iterativ gewonnene Kurve $((3,8 \lambda 100/90) / 1 - (3,26/\exp(-62,42/x^{0,07}) - 43,25))$ wesentlich schlechter an als die freihand gezeichnete, was an der ungleichmäßigen Verteilung der Punkte liegen mag.

Empirische (auf Erfahrungswerten beruhende) Rekrutierungsmodelle sind bekanntlich mit großem Irrtumsrisiko behaftet (Shepherd u. Mitarb., 1984). Doch wäre denkbar, daß

transf. Jg. - Stärke

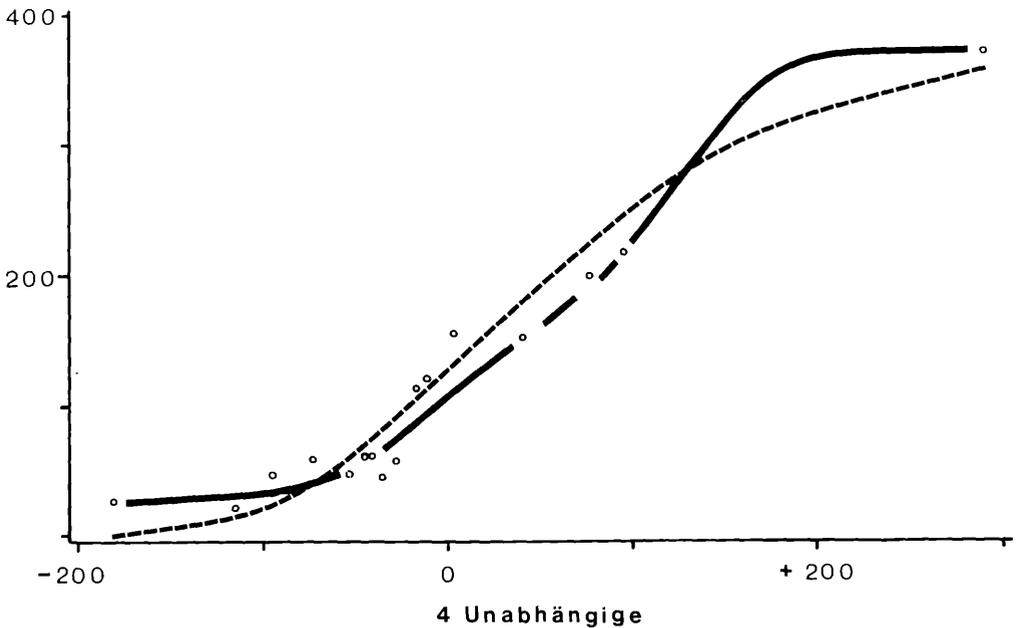


Abb. 2: Jahrgangsstärke der Bodenseefelchen (*Coregonus lavaretus*) in Abhängigkeit von Niederschlag (IV, V), Zooplanktonfangdichte (IV, V), Besatzdichte und Felchenwachstum. Punktwolke nach Hartmann (1988). Durchgezogene Linie freihand angepaßt, unterbrochene Linie iterativ berechnet.

S-Kurven-Rekrutierungsmodelle in der Literatur deshalb unterrepräsentiert sind, weil sie schwer zu identifizieren (erkennen) sind, setzt dies doch z. B. eine dichte, Extremwerte einschließende und gleichmäßig gestreute Punkteschar voraus, wie sie auch in den beiden hier dargestellten Fällen [noch] nicht gegeben ist.

Summary

Recruitment of perch (*Perca fluviatilis*) of Lake Constance:

A linear regression ($n = 17$, 3 independent variables, adapted $R^2 = 0,88$) was calculated. But an S-shaped regression line fits the point scatter as well. The S-curve is discussed in view of optimum curves, logistic curves, and catastrophe theory.

LITERATUR:

- Borchardt, D., 1988: Long-term correlations between the abundance of smelt (*Osmerus eperlanus eperlanus* L.), year classes and abiotic environmental conditions during the period of spawning and larval development in the Elbe River. Arch. Fisch. Wiss. 38, 191-202
- Colby, P. J., Ryan, P. A., Schupp, D. H., and Serns, S. L., 1987: Interactions in north-temperate lake fish communities. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 44 (Suppl. 2), 104-128.
- Hartmann, J., 1988: Ist die Rekrutierung (Jahrgangsstärke) beim Bodenseefelchen (*Coregonus lavaretus*) schon verstanden? Österr. Fisch. 41, 135-142
- Hartmann, J., Knöpfler, G., 1986: Barschwachstum im Bodensee. Österr. Fisch. 39, 45-51
- Hartmann, J., Nümann, W., 1977: Percids of Lake Constance: a Lake undergoing eutrophication. J. Fish. Res. Board Can. 34, 1670-1677.

- Henderson, B. A., 1985: Factors affecting growth and recruitment of yellow perch, *Perca flavescens* Mitchell, in South Bay, Lake Huron. *J. Fish Biol.* 26, 449-458
- Hokanson, K. E. F., 1977: Optimum culture requirements of the early life phases of the yellow perch. In: Soderberg, R. W. (ed.): Perch fingerling production for aquaculture. *Proc. Conf. Univ. Wisconsin Dec. 12, 24-40*
- Le Cren, E. D., 1987: Perch (*Perca fluviatilis*) and pike (*Esox lucius*) in Windermere from 1940 to 1985; studies in population dynamics. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 44 (Suppl. 2), 216-228
- Legendre, L., Demers, G., 1984: Towards dynamic biological oceanography and limnology. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 41, 2-19
- Shepherd, J. G., Pope, J. G., Cousens, R. D., 1984: Variations in fish stocks and hypotheses concerning their links with climate. *Rapp. P.-v. Cons. int. Explor. Mer* 185, 255-267
- Zeeman, E. C., 1976: Catastrophe theory. *Sci. Am.* 234, 65-83

Anschrift der Verfasser:

Institut für Seenforschung, Untere Seestraße, D-7994 Langenargen, FRG.

Österreichs Fischerei

Jahrgang 42/1989

Seite 164-168

Harald Ahnelt

Zum Vorkommen des asiatischen Gründlings *Pseudorasbora parva* (Pisces: Cyprinidae) in Ost-Österreich

Material

Pseudorasbora parva (Temminck & Schlegel, 1842): Bunter Gründling, Pseudokeilfleckbarbe, Amurbärbling, Blaubandbärbling.

Niederösterreich: Geras, Langteich (Teichwirtschaft, Abfischung); 48°48', 15°40'; 9 Exemplare; NMW 81321; LT 38,2 - 68,8; LS 28,8 - 54,0; 10 Exemplare; NMW 82032; LT 57,3 - 68,0; LS 45,7 - 53,4; 29. 10. 1985; leg. H. Lauermann, det. H. Ahnelt.

Burgenland: Pinkafluß bei Badersdorf (Elektroabfischung); 47°10', 16°21'; 4 Exemplare; NMW 77913; LT 91,8 - 94,4; LS 72,4 - 74,9; Juni 1982; leg. M. Jungwirth & H. Waidbacher; det. R. Hacker.

Persönliche Mitteilungen, Literaturangaben:

Niederösterreich: Teichanlage bei Waidhofen a. d. Thaya; 48°49', 15°17'; G. Schlott, Dezember 1988.

Mündung Gr. Tulln; 48°20', 16°03'; Marchmündung; 48°11', 16°59'; E. Weber; 1982.

Oberösterreich: ohne Ortsangaben; Landesgesetzblatt für Oberösterreich, 33. Verordnung; 1985.

Steiermark: Teichanlagen bei Mureck; 46°42', 15°46'; und Wettmannstätten; 46°50', 15°23'; E. Kainz; Dezember 1988.

Kärnten: Karpfenteichwirtschaft bei Moosburg (Strußnigteich); 46°39', 14°10'; W. Honzig-Erlenburg, Dezember 1988.

Einleitung

Zu Beginn der 80er Jahre wurde in Österreich erstmals eine kleinwüchsige Fischart gefangen (Weber, 1984), die sich durch ihre relativ auffällige Körperzeichnung von allen anderen heimischen Fischen unterscheidet. Im Leben ist sie gelblich-grün gefärbt, der Rücken deutlich dunkler als die Flanken und der Bauch, die mehr ins Hellgelbliche mit silbernem Schimmer tendieren (Barus et al., 1984). Jede Schuppe trägt an ihrem hinteren Ende einen halbmondförmigen dunklen Fleck, die alle gemeinsam diesem Fischchen sein typisches Aussehen verleihen (Abb. 1 und 2). Oft verläuft entlang der Körperseite

ZOBODAT - www.zobodat.at

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Österreichs Fischerei](#)

Jahr/Year: 1989

Band/Volume: [42](#)

Autor(en)/Author(s): Hartmann Jürgen, Blank Siegfrid

Artikel/Article: [Jahrgangsstärke \(Rekrutierung\) beim Barsch \(Perca fluviatilis\) des Bodensees 158-164](#)