©Österr. Fischereiverband u. Bundesamt f. Wasserwirtschaft, download unter www.zobodat.at

Wissenschaft

Österreichs Fischerei *Jahrgang 41/1988* *Seite 135–142*

Jürgen Hartmann

Ist die Rekrutierung (Jahrgangsstärke) beim Bodenseefelchen *(Coregonus lavaretus)* schon verstanden?

Einleitung

Ein zentrales fischereibiologisches Problem bildet die Vorhersage der Fangerträge. Einer der Wege führt über die Vorhersage der Jahrgangsstärken (J) anhand meteorologischer, limnologischer oder biologischer Daten (Tab. 1; Legendre & Demers, 1984). Da für den Bodensee (Beschreibung z. B. in Hartmann & Nümann, 1977) und seine Blaufelchen *(Coregonus lavaretus)* langzeitige Beobachtungsreihen vorliegen, existieren für diesen Bestand zahlreiche, scheinbar deutlich statistisch abgesicherte Rekrutierungsmodelle (Tab. 2). Hier wird ein weiterer Versuch hinzugefügt, um dabei die Problematik multipler Regressionen im Zusammenhang mit empirischen Modellen zu diskutieren.

Tabelle 1: **Jahrgangsstärke/»Einflußgrößen« bei Coregonus (Felchen)**
Für den Bodensee s. Tab. 2.
— = kein Zusammenhang angenommen
\+ = direkter oder indirekter Zusammenhang angenommen

Jahr	Auvinen 1987	Brown 1987	Crowder 1987	Eroveev 1983	Evans 1987	Gerdeaux 1986	Hamrin 1986	Henderson 1983	Hudd 1987	Lind 1985, 1987	Luczynski 1986	Pedroli 1986, 1987	Salojärvi 1987	Taylor 1984, 1987	Valkeajärvi 1987	Valtonen 1987	Viljanen 1986
1. Autor																	
Sonnenflecken und/oder Wetter				+		+	—	—		+	+	+	+	+	+		+
Fischbestand und/oder Gefressenwerden		+	+	+	+		—	+				—	—	+		+	+
Wachstum		+						+	+	+	+		+	+			
Reifealter und/oder Eiqualität													+				+
Nahrung	+		+	+			+						+	+			+
Wasserqualität										+			+				+

©Österr. Fischereiverband u. Bundesamt f. Wasserwirtschaft, download unter www.zobodat.at

Tabelle 2: **Mehrfaktoren-Modelle zur Jahrgangsstärke der Bodenseefelchen**
+ = Zusammenhang angenommen oder vermutet
— = kein Zusammenhang angenommen oder vermutet
Einzelfaktoren (Temperatur, Plankton, Besatz) betrachteten Hartmann (1980), Löwe (1986) und Todd (1986)

1. Autor		Wetzlar	Hartmann	Eckmann	Hartmann
Jahr		1983	1983	1987 & im Druck	vorliegend
n Fälle		16	19	21	23
R'^2		0,763	0,788	0,836	0,834
n Einflußgrößen		4	2	5	4
	Monate				
Niederschlag	IV/V				+
Sonnenschein	III			+	
Sonnenschein	IV	+		+	
Wind	IV			+	
Wind	IV/V		+		
Temperatur	IV	+		+	
Temperatur	IV/V		+		
Sauerstoff	II	+		—	
Plankton	IV	+		—	
Plankton	IV/V				+
Besatz		+		+	+
Felchenbestand	I	—		+	
Fischbestand		—			
Wachstum					+

Material und Methode

Für eine multiple lineare Regression standen Datenreihen der Jahre 1962–84 zur Verfügung. Die schließlich in die Rechnung eingegangenen korrigierten und umgeformten Werte sind in Tabelle 3 zusammengestellt. Zur Vermeidung von Kommata wurde mit 10er-Potenzen der Urzahlen gerechnet. Der reziproke Wert (1/Stückzahl in 100 Mill.; zur Umformung s. u.) der Zielgröße »Jahrgangsstärke der Blaufelchen des Obersees« (J) wurde vom nominellen Fang der Berufsfischer mit Hilfe der Virtuellen Populationsanalyse des fangreifen Bestands abgeleitet (z. B. Hartmann, 1983), wobei die natürliche Sterblichkeit mangels Information vernachlässigt blieb. Es wurden zwei systematische Fehler korrigiert, die darauf beruhen, daß zur Gegenwart hin und bei geringerem J die relative Dunkelziffer der Fangmeldungen zunimmt: Einmal wurde angenommen, daß 1962 bei einem Durchschnittsfang noch 74%, aber 1984 nur noch 52% gemeldet wurden (Hartmann, 1987). Zusätzlich wurde beim geringsten nominellen J (0,1 Millionen Stück) der obige 1. Korrekturfaktor verdoppelt, bei mittlerem J (1 Mill.) aber beibehalten. Mit dem höchsten nominellen J (4,5 Millionen) erreicht der 2. Korrekturfaktor schließlich 0,

©Österr. Fischereiverband u. Bundesamt f. Wasserwirtschaft, download unter www.zobodat.at

Tabelle 3: **Die transformierten und korrigierten Variablen** (s. Text)

Jahr	Jahrgangsstärke 1/Y korr.	Niederschlag X	Wachstum 1/X	Besatz X korr.	Plankton ln X
1962	181	116	855	80	464
1963	62	111	654	95	604
1964	380	235	826	54	541
1965	372	347	901	72	510
1966	121	183	725	91	718
1967	74	134	565	87	560
1968	48	125	562	64	642
1969	148	108	781	86	679
1970	284	197	690	98	502
1971	47	106	671	105	697
1972	152	176	694	41	673
1973	155	111	662	38	626
1974	22	130	610	95	758
1975	113	113	625	29	670
1976	58	140	725	84	697
1977	58	171	730	79	692
1978	102	179	741	142	685
1979	62	136	641	130	550
1980	45	148	615	80	646
1981	59	126	571	51	725
1982	27	91	581	88	670
1983	199	212	744	91	583
1984	217	128	794	71	485
1985		201		63	483
1986		251		90	582

doch schien es sinnvoll, den Gesamtkorrekturfaktor nicht kleiner als 1 werden zu lassen. Im Mittel verdoppelt ($\overline{X} = 2{,}2 \pm 0{,}8$) sich J durch diese beiden Korrekturen.
Der Ausgangsgröße »Niederschlagsmenge« (mm/m², April/Mai), in die auch die Windrichtung eingegangen sein könnte, wurde vor verwandten »Unabhängigen« der Vorrang gegeben, weil nur sie statt am westlichen See-Ende (Wetterwarte Konstanz) am mittleren Seeteil (Langenargen; U. Unger, pers. Mitt.) erfaßt wurde. - Beim Wachstum der Blaufelchen im 1. Jahr (z. B. Hartmann & Knöpfler, 1986) wurde mit reziprokem Wert gerechnet (10.000/Zuwachs in cm). - Die den jährlichen Berichten (TS) der IBK-Sachverständigen (Int. Bevollmächtigtenkonf. Bodensee; z. B. Kriegsmann, 1962) entnommenen Besatzzahlen (Gesamtcoregonen in Millionen) wurden trendkorrigiert (s. u.) und nullpunktverschoben (-250 Millionen). - Die Planktondaten (U. Einsle, pers. Mitt.) stammen von zunächst 13, später (1974–85) 5 Stationen und schließlich 1 Station (1986)

©Österr. Fischereiverband u. Bundesamt f. Wasserwirtschaft, download unter www.zobodat.at
im mittleren See auf dem Schnitt Fischbach-Uttwil. Für das Prognosejahr 1987 existieren keine Planktondaten. Entsprechend den Ergebnissen von Darminhaltsuntersuchungen (Hartmann, 1986) wurde die (ln-logarithmierte) Zahl der Gesamtnauplien im April plus Cyclops-Copepodiden im Mai pro 1/1000 m² gewählt.
Die Einzelbeziehungen zwischen den Ausgangsgrößen einerseits und der Zielgröße J andererseits wurden als »eigentlich linear« (Hradetzky, 1978) aufgefaßt und entsprechend für die multiple lineare Regression umgeformt. – Die Güte der formalen Anpassung mißt das »angepaßte Bestimmtheitsmaß« R'^2. Normalverteilung wurde auf dem 10%-Niveau nach Kolmogoroff-Smirnoff geprüft, Trends wurden auf dem 1%-Niveau nach Cox und Stuart getestet (Sachs, 1984).

Ergebnisse und Diskussionen

Mit den Daten der Tabelle 3 errechnet sich folgende Regression ($R'^2 = 0{,}834$): J = 123.352 + 0,766 Niederschlag + 0,358 Wachstum – 0,988 Besatz – 0,447 Plankton. Die auf den ersten Blick verwirrenden Vorzeichen erklären sich durch die Datentransformation. Die Residuen (Unterschiede zwischen den vom Modell erwarteten und den beobachteten J sind bei einem Mittel von 0,0 normal verteilt, lassen keine Autokorrelation (Korrelation innerhalb der Residuen) erkennen und korrelieren nicht mit J.
Da für die Jahre 1985/86 die Wachstumsdaten noch fehlen, wird für diese Jahrgänge die Prognose an einem vereinfachten Modell ($R'^2 = 0{,}773$) versucht: J = 403.453 + 1.060 Niederschlag – 0,951 Besatz – 0,575 Plankton. Damit ergeben sich für das korrigierte J, bei einem formalen Mittelwert von 1,4 Millionen Stück, Prognosen von je 0,4 Millionen. Nach den bisherigen Fängen wird tatsächlich ein unterdurchschnittlicher Jahrgang '85, aber ein überdurchschnittlicher Jahrgang '86 erwartet. Die der Prognose für 1986 zugrundeliegenden Planktondaten sind nach Einsle (pers. Mitt.) nicht sehr zuverlässig. Sollte sich bestätigen, daß das Wachstum eine wesentliche Einflußgröße bildet, wäre es grundsätzlich möglich, diese dann prognostisch wichtigen Daten früher als bisher zu erheben und diese neuen Werte mittelfristig mit den bisher verwendeten vergleichbar zu machen.
Bei den bisherigen, auf Felddaten beruhenden Modellen der Tabelle 2 wurde mehr oder weniger deutlich davon ausgegangen, daß sie einen Großteil der Streuung des tatsächlichen J ursächlich erklären. Dieser Optimismus ist aus dem einen oder anderen der folgenden Gründe nicht ganz gerechtfertigt.
Das nominelle virtuelle J und entsprechend der daraus errechnete Bestand sind mit drei systematischen Fehlern behaftet (s. Methode). Solche »Meßfehler« können aber z. B. hinsichtlich der Existenz einer Bestand/Rekrutierung-Beziehung zu Fehlschlüssen führen, weshalb solche Datenreihen ohne Angabe der Meßfehlervarianz nutzlos sind (Walters & Ludwig, 1981). – Von dem nominellen virtuellen J läßt sich deshalb auch keine Nicht-Veränderung des tatsächlichen J seit den 30er Jahren ableiten. – Werden die Modellgrößen (Variablen) umgewandelt und/oder nicht berichtigt, »erklären« die errechneten R'^2 nur den entsprechenden Prozentsatz der Streuung der in die Rechnung direkt eingegangenen Werte (Hradetzky, 1978), nicht die des tatsächlichen J. Zum Beispiel bei Logarithmierung fällt das »erwartete« J zu niedrig aus (Ricker, 1975).
Wie bei vielen anderen Populationen sind selbst die logarithmierten J sowie der Bestand nicht als normalverteilt aufzufassen; es finden sich z. B. viele schwache und wenig starke Jahrgänge. Hinzu kommt Autokorrelation benachbarter Daten z. B. beim Besatz (0,1%-Signifikanz) und bei den Residuen (Walters, 1985) der vom vorangegangenen Modell erwarteten J (1%-Signifikanz). Eine Korrelation dieser Residuen mit J zeigt (5%-Signifikanz), daß das vorangegangene Modell dazu neigt, schwache Jahrgänge zu überschätzen und starke zu unterschätzen. – Vermutlich beeinflußt die Zielgröße J die Ausgangsgrößen Bestand und Besatz (Walters, 1975). Auch ist Instabilität der Beziehungen (Walters, 1987) im eu- und oligotrophierenden Bodensee denkbar. Damit sind Vor-

©Österr. Fischereiverband u. Bundesamt f. Wasserwirtschaft, download unter www.zobodat.at
aussetzungen klassischer (parametrischer) Regressionsverfahren und Signifikanzberechnungen nicht erfüllt.
Da alle trendbehafteten Datensätze dazu neigen, deutlich miteinander zu korrelieren, ist bei den Zeitreihen Bestand und Besatz nicht auszuschließen, daß sie nur »stellvertretend« in ein Modell eingehen (Problem der Gemeinsamkeitsregression), weshalb hier mit trendkorrigiertem Besatz (Ricker, 1975) gerechnet wurde. Damit erledigt sich auch das Problem der Extrapopulation für die Prognose. Denkbar wäre, daß die angestiegene Besatzzahl (Quantität) nur stellvertretend für die verbesserte Technik (Qualität) bei der Produktion von Besatzmaterial oder für das trendbehaftete Bestandsgewicht in die Modelle eingegangen ist und daß bei der Menge der künstlich erbrüteten Eier (Besatz) eigentlich die Menge der am Seeboden sich entwickelnden Eier »gemeint« ist, wenn beide gleichgerichtet von Größe und Zusammensetzung des Laichbestands abhängen. – Bei diesem wiederum ist denkbar, daß sich Effekte von Kannibalismus/Konkurrenz und Eiproduktion (vgl. Ricker-Kurve) gegenseitig schwächen und zusätzlich von Umwelteinflüssen maskiert werden (Goodyear & Christensen, 1984). – Die Angaben zum Bestandseinfluß bei Eckmann (u. Mitarb., 1987) sind nicht eindeutig: Einerseits wird ein negativer Einfluß bejaht, andererseits eine Bestand/Rekrutierung-Beziehung verneint.
Der Teil der Streuung der Jahrgangsstärke, den ein auf Feldbeobachtungen aufbauendes Modell formal (nicht ursächlich) »erklärt«, ist bei wiederholtem (multiplem, rotierendem) Testen geringer als das R'^2 »angibt« (Sissenwine, 1984; Überla, 1977). Mit einem Rechner ist es ein Kinderspiel, aus Hunderten von Versuchen zig signifikante Modelle auszusieben. Aber abgesehen von der biologischen Bedeutsamkeit (s. u.) »irrt« der Rechner auf dem gängigen Signifikanzniveau in einem von zwanzig Fällen hinsichtlich formalstatistischer Absicherung (Ablehnung der Nullhypothese) des Ergebnisses. Auch mit der Zahl der Ausgangsgrößen steigt die Wahrscheinlichkeit der Zufallskorrelation.
Über die biologische Bedeutsamkeit eines Freiland-empirischen Modells kann eine multiple Regression nichts aussagen. Mit ihrer Hilfe lassen sich weder die wesentlichen (»permitted us to identify relevant factors«) noch unwesentlichen (»Zooplankton . . . no decisive factor«) Einflußgrößen dingfest machen und damit auch keine Ursächlichkeiten (»aid in understanding population dynamics«; Eckmann & Mitarb., 1987) erklären. Nach Sissenwine (1984) helfen solche Modelle bestenfalls, eine neue Hypothese zu formulieren. Auch Plausibilität bildet hier kein Kriterium.
Keines der bisher aufgestellten Modelle zur Rekrutierung der Bodenseefelchen ragt heraus hinsichtlich Wahl und Kombination der Einflußgrößen (Grundidee), hinsichtlich Prozeßorientiertheit (jedes seriöse empirische Modell geht von Vorstellungen zur Ursächlichkeit aus), Signifikanzniveau (Tabelle 2) und prognostischer Treffsicherheit. Bei der vorangegangenen Veröffentlichung wird in der Apriltemperatur der Schlüsselfaktor gesehen, doch herrschten 1982 und 1986 mittlere bzw. unterdurchschnittliche Temperaturen, während ein überdurchschnittlicher Jahrgang heranwuchs bzw. erwartet wird. Rechnet man ohne das Extremwerte-Paar für 1974 (Problem der Inhomogenitätsregression), verliert die Beziehung ln J/Temperatur ihre statistische Bedeutsamkeit (r^2 = 0,19, n = 22) auf dem 1%-Niveau. Eher schon läßt sich die April+Mai-Temperatur als Schlüsselfaktor ansehen. Hinsichtlich der Auswahl der meteorologischen Daten lassen sich zwei Schulen erkennen, bei denen die eine von Aprildaten und die andere von April+Mai-Daten ausgeht. Vergleicht man die beiden jüngsten Modellansätze, so liegen beim letzten (trotz des höheren) die r^2 der Einzelbeziehungen teilweise doppelt so hoch (Wind: 0,26; Temperatur: 0,53; Niederschlag: 0,55 gegenüber Wind: 0,25; Temperatur: 0,27; Sonnenscheindauer: 0,19). – Unabhängig von der Zielrichtung bildet für ein empirisches Modell seine Prognosefähigkeit einen wesentlichen Prüfstein (Hahn & Shapiro, 1966; Sissenwine, 1984; Peters, 1986). Denn es ist gefährlich einfach, mit zurückliegenden Daten deutliche »Beziehungen« zu errechnen, weshalb wenige solcher Modelle später hielten, was sie versprachen (Gulland, 1983). Auch keines der bisher vorgestellten

©Österr. Fischereiverband u. Bundesamt f. Wasserwirtschaft, download unter www.zobodat.at
Modelle für die Bodenseefelchen (Tab. 2) befriedigte in dieser Hinsicht. Zum Beispiel das vorangegangene prognostiziert für die Felchenjahrgänge 1983–85 (nominelle, virtuelle) Werte um 0,4, 2,2 und 1,3 Millionen bei »tatsächlich erreichten« 0,1 und 0,1 Millionen für 1983/84 und einem voraussichtlich unterdurchschnittlichen Jahrgang 1985. – Erstaunlicherweise errechnen sich bei den Modellen hohe R'^2, obwohl die Larvensterben (Eckmann & Mitarb., 1986) noch unberücksichtigt blieben. Diese – 1986–88 (Rösch, pers. Mitt.) nicht in Erscheinung getretenen (!) – Sterben könnten einen wesentlichen Störfaktor bei den bisherigen Prognosen gebildet haben.

Obwohl anzustreben ist, mit möglichst wenigen Unabhängigen auszukommen, bildet eine geringe Zahl Unabhängiger kein Qualitätsmerkmal an sich. Denn nicht selten, wenn nicht in der Regel, dürfte in der realen Welt statt weniger gewichtiger Faktoren eine Vielzahl meist schwacher Einflüsse J bestimmen (Walters, 1984).

Mehrere Modelle enthalten den Besatz als eine der Ausgangsgrößen. Unübersehbar hat sich aber von 1962 bis 1984 das gleitende 3-Jahre-Mittel des Besatzes verachtfacht, ohne daß sich dies entsprechend im J niederschlug (Trendtests). In diesem Zusammenhang sei angemerkt, daß die jüngsten Zahlen vom Starnberger See (Klein, 1987), statt einen Besatzerfolg zu belegen, wohl eher dafür sprechen, daß auch (Sissenwine, 1984) dort J nicht durch die Larvenzahl entscheidend bestimmt wird.

Ein Teil der oben aufgezählten Einschränkungen gilt auch für das vorliegende Modell, doch will dies weniger Ursachen aufdecken und prognostizieren als zeigen, daß die Arbeit noch nicht getan ist, daß auch andere als die bisher entwickelten Modelle (Tab. 2) denkbar sind (vgl. Walters, 1984). Nach Hahn & Shapiro (1966) ist mit dem Ergebnis einer multiplen Regression nur eine Etappe, keineswegs das Endziel, erreicht.

Über denkbare Wirkungsweisen der einzelnen Faktoren wurde schon weitgehend in vorangegangenen Veröffentlichungen nachgedacht. Anscheinend spielen neben dem Wetter im Frühjahr auch die (sommerlichen) Wachstumsbedingungen eine wesentliche Rolle. Eine Einbeziehung der Sommerverhältnisse in die Überlegungen berücksichtigt die Vorstellung von Crowder (und Mitarb., 1987), daß weniger die Larven als die Juvenilen, vielleicht sogar über das erste Jahr hinaus, die entscheidenden Hürden nehmen müssen. Plausibel erscheint die Vorstellung, daß die Temperatur auch indirekt, über das Plankton, J beeinflußt, wie es das vorliegende Modell – entgegen dem vorangegangenen – nahelegt.

Wer ein empirisches Rekrutierungsmodell aufstellt, darf nicht die Schwächen der Methode verdrängen. Nach Walters (1984) und ähnlich Sissenwine (1984) enden die meisten Versuche bestenfalls in frustrierendem Mißerfolg, schlimmstenfalls in einer Sammlung nicht ursächlicher Regressionen. Entsprechend mahnen Hahn & Shapiro (1966) zur Bescheidenheit bei der Deutung. Angemessen gehandhabt, kann aber auch ein vorläufiges Modell hilfreich sein (Peters, 1986).

Summary: Is recruitement of the whitefish *(Coregonus lavaretus)* of Lake Constance understood already?

To the empirical recruitement models on whitefish of Lake Constance a multiple regression (4 independents, $n = 23$, adjusted $R'^2 = 0.834$) is added. Main point is the discussion of the limitations of the data sets and of the statistical method. Up to now predictions of year-class strength of the whitefish of Lake Constance have been rather poor.

LITERATUR

Auvinen, H., 1987: Factors affecting the year-class strength of vendace *(Coregones albula* L.) in Lake Karjalan Pyhäjärvi. Int. Symp. Biol. Mngm. Coregonids 1987 Joensuu, Finland. Abstracts.

Brown, Jr. E. H., Argyle, R. L. Payne, N. R. & Holey, M. E., 1987: Yield and dynamics of destabilized chub *(Coregonus* spp.) populations in Lakes Michigan and Huron, 1950–84. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 44 (Suppl. 2): 371–383.

©Österr. Fischereiverband u. Bundesamt f. Wasserwirtschaft, download unter www.zobodat.at
Crowder, L. B., McDonald, M. E. & Rice, J. A., 1987: Understanding recruitement of Lake Michigan fishes: the importance of size-based interactions between fish and zooplankton. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 44 (Suppl. 2): 141–147.
Eckmann, R., Rösch, R., Ortlepp, J. & Kleifeld, G., 1986: Survival and growth of coregonid larvae from Lake Constance fed on zooplankton of different origin. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22: 203–214.
Eckmann, R., Gaedke, U. & Wetzlar, H.-J., 1987: Factors influencing year-class strength of whitefish *(Coregonus lavaretus* L.) in Lake Constance. Int. Symp. Biol. Mngm. Coregonids 1987 Joensuu, Finland. Abstracts. – Im Druck in: Can. J. Fish. Aquat. Sci.
Erofeev, J. J., 1983: Der Einfluß von Wassertemperatur und Nahrungsversorgung auf das Brutaufkommen von Coregonen in Seen – Brutanstalten. Rybnoje chozjaistvo (Moskva) 12: 36–46.
Evans, D. O. & Waring, P., 1987: Changes in the multispecies, winter angling fishery of Lake Simcoe, Ontario, 1961–83: invasion by rainbow smelt, *Osmerus mordax,* and the roles of intra- and interspecific interactions. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 44 (Suppl. 2): 182–197.
Gerdeaux, D. & Devaele, P., 1986: Effects of the weather and of artifical propagation on coregonid catches in Lake Geneva. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22: 343–352.
Goodyear, C. P. & Christensen, S. W., 1984: On the ability to detect the influence of spawning stock on recruitement. North Am. J. Fish. Mngm. 4: 186–193.
Gulland, J. A., 1983: Fish stock assessment. FAO/Wiley Ser. on food and agriculture 1. Chichester, New York, Brisbane, Toronto, Singapore.
Hahn, G. J. & Shapiro, S. S., 1966: The use and misuse of multiple regression. Industr. Quality Control 23: 184–189.
Hamrin, S. F. & Persson, L., 1986: Assimetrical competition between age classes as a factor causing population oscillations in an obligate planktivorous fish species. Oikos 47: 223–232.
Hartmann, J., 1980: Zur Jahrgangs- und Bestandsstärke von Felchen und Barsch des Bodensees. Fischwirt 30: 3–4.
Hartmann, J., 1983: Fangaussichten bei Felchen (Jahrgänge 1981–83) und Barsch (Jgg. 1980–82) des Bodensees. Fischwirt 33: 69–70.
Hartmann, J., 1986: Interspecific predictors of selected prey of young fishes. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22: 373–386.
Hartmann, J., 1987: Whitefish as indicators of cultural eutrophication? Schweiz. Z. Hydrol. 49: 343–352.
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. Bd. Can. 34: 1670–1677.
Henderson, B. A., Collins, J. J. & Reckahn, J. A., 1983: Dynamics of an exploited population of lake whitefish *(Coregonus clupeaformis)* in Lake Huron. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 40: 1556–1567.
Hradetzki, J., 1978: Ein effizientes Schätzverfahren für einige nichtlineare Regressionsmodelle. In: Statistische Methoden, Mathematik und Datenverarbeitung. Mitt. Forstl. Vers.-Forsch.-Anst. Bad.-Württ. 51: 155–161.
Hudd, R., 1987: Growth and abundance of whitefish *(Coregonus widegreni)* fry at Storsand, southern Bothnian Bay, in 1979–1986. Int. Symp. Biol. Mngm. Coregonids 1987 Joensuu, Finland. Abstracts.
Klein, M., 1987: Die Bedeutung von Besatzmaßnahmen zur Stabilisierung und Steigerung von Renkenerträgen im Starnberger See. Fischer Teichwirt 38: 370–374.
Kriegsmann, F., 1962: Bericht von Oberregierungs-Fischereirat Dr. Kriegsmann über die baden-württembergische Bodenseefischerei im Jahre 1962. TS 7 S.
Legendre, L. & Demers, G. (1984): Towards dynamic biological oceanography and limnology. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 41: 2–19.
Lind, E. A. & Peiponen, A., 1985: Muikun, *Coregonus albula* (L.) kannanvaihtelun rippuvuus veden laadusta ja auringon aktivisuudesta. Univ. Joensuu Publ. Karelien Inst. 71: 221–232.
Lind, E. A., 1987: Muikun asema vesiekosysteemissä ja sen kantojen hoitomahdollisuudet. Publ. Univ. Kuopio Nat. Sci. Stat. Rev. 1: 91–99.
Löwe, H., 1986: Die ontogenetische Entwicklung des Verdauungstraktes bei Coregonenlarven. Dipl.-Arb. Fak. Biol. Univ. Konstanz 144 S.
Luczynski, M., 1986: Review on the biology, exploitation, rearing and management of coregonid fishes in Poland. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22: 115–140.
Pedroli, J.-C., 1986: Fluctuation in the number of fish in a cohort and possible factors determining it. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22: 327–336.
Pedroli, J.-C., 1987: Does temperature have an effect on fish number of a cohort? Int. Symp. Biol. Mngm. Coregonids 1987 Joensuu, Finland. Abstracts.
Peters, R. H., 1986: The role of prediction in limnology. Limnol. Oceanogr. 31: 1143–1159.
Ricker, W. E., 1975: Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. Bull. Fish. Res. Bd. Can. 191: 382 S.
Sachs, L., 1984: Angewandte Statistik. (Springer) Berlin, Heidelberg, New York, Tokyo. 553 S.
Salojärvi, K., 1987: Why do vendance *(Coregonus albula* L.) populations fluctuate? Aqua Fenn. 17: [MS].
Sissenwine, M. P., 1984: Why do fish populations vary? In: Exploitation of marine communities, ed. R. M. May, pp 59–94. Dahlem Konferenzen 1984. (Springer) Berlin, Heidelberg, New York, Tokyo.

©Österr. Fischereiverband u. Bundesamt f. Wasserwirtschaft, download unter www.zobodat.at
Taylor, W. W. & Freeberg, M. H., 1984: Effect of food abundance on larval lake whitefish, *Coregonus clupeaformis* Mitchill, growth and survival. J. Fish. Biol. 25: 733-741.
Taylor, W. W., Smale, M. A., & Freeborg, M. H., 1987: Biotic and abiotic determinants of lake whitefish *(Coregonus clupeaformis)* recruitement in northeastern Lake Michigan. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 44 (Suppl. 2): 313-323.
Todd, T. N., 1986: Stocking and natural recruitement of larval coregonines in the Bodensee. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22: 337-342.
Überla, K., 1977: Faktorenanalyse. (Springer) Berlin, Heidelberg, New York, 333 S.
Valkeajärvi, P., 1987: On the temperatures of egg incubation time related to the stock fluctuation of vendace *(Coregonus albula)* in Finnish lakes. Int. Symp. Biol. Mngm. Coregonids 1987 Joensuu, Finland. Abstracts.
Valtonen, T. & Marjomäki, M., 1987: Stock-recruitement relationship in certain Finnish vendace populations. Int. Symp. Biol. Mngm. Coregonids 1987 Joensuu, Finland. Abstracts.
Viljanen, M., 1986: Biology, propagation, exploitation and management of vendace *(Coregonus albula* L.) in Finland. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22: 73-97.
Walters, C. J., 1984: Managing fisheries under biological uncertainty. In: Exploitation of marine communities, ed. R. M. May, pp. 263-274. Dahlem Konferenzen 1984. (Springer) Berlin, Heidelberg, New York, Tokyo.
Walters, C. J., 1985: Bias in the estmation of functional relationships from time series data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 42: 147-149.
Walters, C. J., 1987: Nonstationarity of production relationships in exploited populations. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 44 (Supp. 2): 156-165.
Walters. C. J. & Ludwig, D., 1981: Effects of measurement errors on the assessment of stock-recruitement relationships. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 38: 704-710.
Wetzlar, H.-J., 1983: Zur Interpretation der Coregonenerträge im Bodensee. Fischwirt 33: 74.

Anschrift des Verfassers: Dr. Jürgen Hartmann, Institut für Seenforschung, D-7994 Langenargen.

Österreichs Fischerei *Jahrgang 41/1988* *Seite 142–149*

Erich Steiner*

Teichwirtschaft und Naturschutz

1. Einleitung

In den letzten Jahren sind eine Reihe von Veröffentlichungen erschienen, die sich mit dem Interessenskonflikt zwischen Teichwirtschaft und Naturschutz beschäftigten. Meinungsverschiedenheiten ergeben sich vor allem dann, wenn es um den Schutz einzelner Tierarten, etwa um fischfressende Vogelarten (z. B. Bohl, 1975; Piwernetz, 1987; Utschik, 1984), den Fischotter und Amphibien (z. B. Hehmann & Zucchi, 1985; Clausnitzer, 1983; Filoda, 1981) oder ganz allgemein um den Teich als Lebensraum (Bauer & Dister, 1980; Bolender, 1976; Wildermuth, 1982) geht.
In einer Zeit, in der die Naturbedrohung und Naturzerstörung durch den Menschen ein erschreckendes Ausmaß angenommen hat, ist es, so glaube ich wenigstens, nicht mehr notwendig, über die Berechtigung und Notwendigkeit des Naturschutzes zu diskutieren. Auch die Teichwirtschaft oder generell die Fischerei leidet unter den Folgen der Landschaftszerstörung und Umweltbelastung. Denken wir hier nur an gewässerbauliche Maßnahmen und Abwasserbelastung (industrielle und kommunale Abwässer, Nährstoff- und Biozideintrag aus der Landwirtschaft etc.).
Grundsätzlich verfolgen Teichwirtschaft und Naturschutz andere Ziele, woraus sich in vielen Fällen nicht vereinbare Gegensätze ergeben. Ziel dieses Beitrages ist es daher, verschiedene Reibungspunkte zu diskutieren. Vor allem soll aber gezeigt werden, was die Teichwirtschaft, wenn auch in der Regel unbeabsichtigt als Nebenprodukt der landwirtschaftlichen Tätigkeit, für den Naturschutz leistet beziehungsweise leisten könnte.

* Tätigkeit am Inst. f. Wildbiologie u. Jagdwirtschaft aus Mitteln des Jubiläumsfonds der Österr. Nationalbank (Proj. Nr. 2896)

ZOBODAT - www.zobodat.at

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: Österreichs Fischerei

Jahr/Year: 1988

Band/Volume: 41

Autor(en)/Author(s): Hartmann Jürgen

Artikel/Article: Ist die Rekrutierung (Jahrgangsstärke) beim Bodensee- felchen (Coregonus lavaretus) schon verstanden? 135-142