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

Wissenschaft

Österreichs Fischerei Jahrgang 43/1990 Seite 48–53

J. Hartmann

Vergrößert der Larvenbesatz den Felchenertrag des Bodensees wesentlich?

1. Einleitung

Bei Besatz mit Felchen (Renken, Maränen, Coregonen) sind praktisch 4 Situationen zu unterscheiden:

1. Besatz felchenfreier Gewässer zum Aufbau eines sich natürlich fortpflanzenden Bestands.
2. Regelmäßiger Besatz meist nährstoffreicher Gewässer, in denen Felchen sich nicht natürlich fortpflanzen (put - grow - take).
3. Vergrößerung eines sich natürlich fortpflanzenden Bestands durch Besatz mit Vorgestreckten.
4. Regelmäßiger Larvenbesatz bei sich natürlich fortpflanzendem Felchenbestand.

Während für die ersten drei Fälle bei zahlreichen Gewässern eine Ertragssteigerung durch Besatz beobachtet wurde (Todd, 1983; Meng und Mitarb., 1986), bleibt der Besatzerfolg für die vierte, im Alpenraum häufigste Situation zweifelhaft (Tab. 1). Zunächst wird hier deshalb besonders auf die Arbeit eingegangen, mit der nach Ansicht des Autors (Todd, 1986) für diese letzte Situation am Beispiel Bodensee erstmalig ein Besatzeffekt belegt wird.

Anders als bei den zahlreichen früheren Versuchen, von denen Tabelle 1 nur einen Bruchteil festhält, gehen die vorliegenden Berechnungen dann bei den Blaufelchen *(Coregonus lavaretus)* des Bodensees nicht vom Besatz oder Bestand allein, sondern von den Gesamtfelchen-, d. h. Besatz- plus Wildlarven aus. Damit umgeht man ein Deutungsproblem: Besatz- und Wildlarvenmenge folgen von 1955 bis 1982 demselben Aufwärtstrend, wie für n = 28 auf dem 1%-Niveau getestet wurde. Auch wenn der statistische Nachweis einer zusätzlichen Jahr-zu-Jahr-Parallelität der beiden Zeitreihen knapp verfehlt wird (Vorzeichentest mit n = 31: 20/11), bedeutet dies, daß einem formal-rechnerischen Zusammenhang zwischen Besatzmenge und kommender Jahrgangsstärke u. U. nicht mehr als ein Wildlarvenmenge/Jahrgangsstärke-Zusammenhang zugrunde liegt.

2. Anmerkungen zu Tabelle 1

Zu 2c: Todd (1986) vergleicht ein auf Felddaten beruhendes, durch einen Korrekturfaktor verschobenes Punktfeld (% Besatz / % Überleben) (n = 9) mit einer theoretischen Testkurve. Dabei wird der Regressionskoeffizient a der Testkurve des Typs $1/Y = a - b X$ gleich dem a der Felddatenkurve gesetzt und die Felddatenkurve entsprechend dem b der Testkurve verschoben, so daß verschobene Felddaten- und Testkurve identisch sind: $1/Y = 33 - 0{,}33 X$. Zu dieser Untersuchung ist folgendes anzumerken:

1) Bei der Testkurve (Todd: Tab. 1; Spalte 2) unterlief ein systematischer Rechenfehler. – Die von Todd übernommene Überlebensrate für den Jahrgang 1963 lautet statt 0,193 richtig 0,173 (121,4/700 bzw. 100/577; Jahrgang 1963 = 1.214 Mio). Dadurch schrumpft der das Punktfeld verschiebende Faktor von 2,45 auf 2,13 (0,7105/0,3334).

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

Tabelle 1: **Besatzerfolg mit Felchenlarven bei Alpenseen mit natürlich sich fortpflanzendem Felchenbestand?**
e = im See abgelaichte Eier; l = eingesetzte Larven; w = Wildlarven; J = Jahrgangsstärke. Von einigen Alpenländern stehen keine Ergebnisse zur Verfügung. Anmerkungen im Text.

Nr.	See	statistische und / oder biologische Methode	Ergebnis; Korrelation (1%)	Autoren der jüngsten Veröffentlichung
1		Besatz - Nichtbesatz / Ertrag		
1a		Vergleich verschiedener Seen	kein Ertragsunterschied	Wagler 1941
1b	Schliersee	kein Besatz mehr	weiterhin Ertrag	Schmid 1966
1c	Bielersee	Einrichtung einer Brutanstalt	Ertragssteigerung	Roth 1954
2		Vergleich von J oder Ertrag mit l		
2a	Genfer See	Vergleich von Ertrag und l	Korrelation	Gerdeaux and Dewaele 1986
2a	Mondsee	Vergleich von Ertrag und l	keine Korrelation	Nauwerck 1989
2b	Bodensee	Vergleich von J und (l + w)	Korrelation	vorliegend
2c	Bodensee	Testkurve	Besatzerfolg	Todd 1986
2d	Bodensee	multiple Regression (J = l + ...)	Korrelation	Hartmann 1989
3		Anteil der l an Gesamtlarven		
3a	Bodensee	dredgen u. a.	¾ vom Besatz	Hartmann und Quoß 1989
3b	Starnberger See	(l + w) vor / nach Besatztermin	9/10 vom Besatz	Klein 1988
4		Marken, Markieren von l		
4a	Starnberger See	Wirbelzahl (Temperatur)	ungeeig. Methode	Nisselbek u. Mitarb. 1988
4b	Bodensee	Geschlechtsverhältnis (Temp.)	ungeeig. Methode	Eckmann u. Mitarb. Ms
4c	Bodensee	Larvenalter (Otolithen)	noch ungeeig. M.	Eckmann u. Mitarb. Ms
4d	Bodensee	Otolithenmarkierung durch Hungern oder Tetracyclin	?	Eckmann u. Mitarb. Ms

2) Die Abhängige »% Überleben« errechnet sich aus dem Bruch zukünftige Jahrgangsstärke/Laichmenge im See (nicht z. B. aus Jg./Gesamtlaich), dessen biologische Bedeutung schwer faßbar ist. Abgesehen davon ist die Laichmenge im See mit dem Elternbestand (Kannibalen oder Konkurrenten?) verknüpft. Bei unveränderter Besatzmenge (begrenzter Brutanstaltkapazität) sinkt die Überlebensrate (Y) mit steigendem, wiederum von der Befischungsintensität abhängigen Elternbestand.
3) Auf beiden Seiten von Todds Gleichungen (Regressionen) erscheinen mit Besatzmenge und / oder Laichmenge im See dieselben Begriffe, was m. E. zu unechten Korrelationen führt.
4) Besser als die von Todd gewählte Kurve (statt $1/Y = 33{,}4 - 0{,}736\,X$ jetzt $1/Y = 32{,}9 - 0{,}711\,X$) paßt sich eine Gerade ($Y = 0{,}007 + 0{,}004\,X$) den unverschobenen Erfahrungswerten an ($r^2 = 0{,}52$; 0,71). Damit sinkt auch der in die Berechnung der Testkurve (statt $1/Y = 33{,}6 - 0{,}30\,X$ jetzt $1/Y = 33{,}3 - 0{,}33\,X$; bei Beibehaltung des von Todd

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

festgelegten Y-Achsen-Schnittpunkts: 1/33,6 = 0,030) eingehende Schnittpunkt der Erfahrungskurve (bzw. -geraden) mit der Y-Achse von 0,030 auf 0,007.
5) Um zu »passen«, müßte der tatsächliche Wert für den Besatz im Jahr 1958 doppelt so hoch liegen wie der von Todd verworfene Schätzwert. Nicht die verworfene (etwa 40 Mill.), wohl aber die theoretische Zahl (95 Mill.) bildet einen Ausreißer (nach Dixon auf dem 5%-Niveau getestet). – Paßt man den unverschobenen Erfahrungswerten ohne Ausschluß des zuvor verworfenen Werts eine Gerade an, bleibt das r^2 mit 0,585 (n = 10) immer noch über dem r^2 der gekrümmten Originalkurve (n = 9; r^2 = 0,52; Abb. 1 bei Todd, 1983).
6) Fügt man die drei Wertepaare für die Jahrgänge 1964–66 (Nümann und Quoß, 1970) hinzu, schrumpft bei Anpassung der verschobenen Beobachtungswerte an die Testkurve das r^2 von 0,52 auf 0,050 ($1/Y = 32{,}9 - 0{,}334\ X$; $1/Y = 60{,}04 - 0{,}569\ X$). – Innerhalb Elsters (1944) Daten (n = 14), deren Mittelwerte als ein Wertepaar in Todds Kurven eingingen, läßt sich kein Zusammenhang zwischen Besatzanteil und Überlebensrate erkennen. Im übrigen bezieht sich diese Überlebensrate anders als bei dem Restdatensatz auf die Gesamteier. Praktisch ohne Einfluß bleibt der Schönheitsfehler, daß dieses von Todd übernommene Mittelwertpaar nur für den Zeitraum 1926–39 berechnet werden durfte.
Zu 2a: Das uneinheitliche Material zerfällt in 3 Perioden: 1957–60 mit starkem Besatz und hohem Folgeertrag, 1963–72 mit geringem Besatz und mittlerem Ertrag und 1974–80 mit mittlerem Besatz und geringem Ertrag. Nach Ausklammerung der niedrigen Besatzzahlen (durch die Autoren) bleiben zwei weit auseinanderliegende, für herkömmliche Korrelations- und Signifikanzprüfungen ungeeignete Punktwolken zurück.
Zu 2: In aller Regel ist nicht auszuschließen, daß Besatz- wie Wildlarvenmenge vom Elternbestand abhängen, weshalb eine formale Besatz-/Jahrgangsstärke-Korrelation u. U. nicht mehr als eine Wildlarven-/Jahrgangsstärke-Beziehung anzeigt.
Zu 2d: Multiple empirische Regressionen eignen sich bestenfalls, eine neue Hypothese aufzustellen.
Zu 2c und 3a: Die Überlebensrate bis zur lebensfähigen Brut ist unsicher (s. Diskussion).
Zu 3: In der Regel dürfte die Jahrgangsstärke vor allem durch die Milieueinflüsse bestimmt werden, nicht durch die Zahl frischgeschlüpfter Larven, weshalb sich auch für den Starnberger See keine Gesamtlarven-/Jahrgangsstärke-Regression statistisch absichern läßt.

3. Larvenmenge / Jahrgangsstärke

3. 1. Material und Methode

Es standen drei Datensätze zur Verfügung: 1. Für die Jahrgänge 1926–39, die Zeit vor der Eutrophierung (Elster, 1944). 2. Für die Jahrgänge 1955–64, die Zeit der Eutrophierung und intensiven (Hartmann, 1987) Befischung mit 38–40-mm-Netzen (Nümann, 1767; Nümann und Quoß, 1970). 3. Für die Jahrgänge 1965–82 (Tab. 2), die Zeit verringerter Befischung mit 44-mm-Netzen und schließlich beginnender Oligotrophierung des Sees. Die Zahlen der drei Jahrgänge 1983–85 gingen nicht in die Rechnung ein, weil in diesen Jahren bei der Aufzucht Larvensterben (Eckmann u. Mitarb., 1986) auftraten, wie sie aber auch schon früher beobachtet wurden (Rösch, pers. Mitt.). Anders als in der Vergangenheit wird hier mit korrigierten Jahrgangsstärken (Tab. 2) geprüft, ob die Gesamtlarven im See, d. h. Besatz- plus Wildlarven die Jahrgangsstärke beeinflussen. Bei der Berechnung der Wildbrutmenge wurde angenommen, daß sich im See aus den Eiern der Zweijährigen 0,2% zu lebensfähigen Larven entwickeln, von den Eiern älterer Rogner 0,4% (Hartmann und Quoß, 1989). – Auf eine Korrektur hinsichtlich des Geschlechtsverhältnisses (Jge. 1967–81: Median des Weibchenanteils 50%) und der Geschlechtsspezifität der Ausfischungskurven wurde verzichtet. Der Prozentsatz der Laichenden innerhalb der zweijährigen Weibchen wurde nur grob geschätzt (Tab. 2).

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

Tabelle 2: **Korrigierte Jahrgangsstärke, Gesamtlarven im See (Wildlarven plus Besatzlarven) und Korrekturfaktoren bei den Blaufelchen des Bodensees**

Jahrgang	Korrekturfaktoren zur unvollständigen Fangmeldung	Korrekturfaktoren zum Laicheranteil der zwei Jahre älteren (I+)	Jahrgangsstärke (J) x 10^6	Gesamtlarven (L) x 10^6
1955	1,0		1,60	40
1956	1,1		1,37	66
1957	1,0		2,00	39
1958	1,0		2,60	46
1959	1,5		1,18	38
1960	1,2		1,36	46
1961	1,3		1,37	46
1962	2,2		,55	18
1963	1,3		1,62	44
1964	2,8		,26	3
1965	2,9	0,5	,27	45
1966	2,1	0	,83	49
1967	1,7	0	1,35	26
1968	1,4	0,5	2,07	29
1969	2,5	0,75	,68	66
1970	3,1	1,0	,35	99
1971	1,3	0	2,15	110
1972	2,6	0,5	,66	26
1973	2,7	1,0	,65	51
1974	1,0	1,0	4,46	135
1975	2,6	1,0	,88	51
1976	1,7	1,0	1,71	115
1977	1,8	0	1,72	202
1978	2,7	0	,98	138
1979	2,1	0	1,62	110
1980	1,7	0	2,23	105
1981	2,0	1,0	1,70	105
1982	1,2	1,0	3,65	129
1983	3,8	0	,50	158
1984	3,8	0,75	,46	135
1985	3,8	0	,36	300

3. 2. Ergebnisse

Für die Jahrgänge 1955–64 findet sich ein deutlicher Zusammenhang zwischen Jahrgangsstärke (J) und Gesamtlarven (L): $J = 0{,}12\ L^{0{,}68}$ ($r^2 = 0{,}81$; bei zweiseitiger Fragestellung signifikant auf dem 0,1%-Niveau). Für die folgenden Jahrgänge 1965–82 errechnet sich die Formel $J = 0{,}13\ L^{0{,}51}$ (bei einseitiger Fragestellung signifikant auf dem 5%-Niveau; $r^2 = 0{,}18$). Faßt man beide Datensätze zusammen, ergibt sich $J = 0{,}20\ L^{0{,}45}$ mit Signifikanz auf dem 1%-Niveau bei zweiseitiger Fragestellung ($r^2 = 0{,}28$). Die Jahrgänge 1926–39 zeigen keinen entsprechenden Zusammenhang.

Ein multiples lineares Modell zur Jahrgangsstärke der Bodenseefelchen (mit Besatz als einer von vier Unabhängigen: $n = 24$; multiples angepaßtes $r^2 = 0{,}84$; Hartmann, 1989) verbessert sich nicht durch Hereinnahme der Einflußgröße Gesamtlarven (L.) – Versucht

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

man daneben ein multiples lineares Modell mit den drei (nicht notwendigerweise voneinander unabhängigen) Unabhängigen Besatz-, Wild- und Gesamtlarven, so zeigt sich ein relativ starker Einfluß des Besatzes ($r^2 = 0{,}24$; $n = 28$), während die beiden anderen Größen auf dem vom Computerprogramm vorgegebenen 15%-Niveau nicht in die Rechnung eingehen bzw. nicht zur formalen Verbesserung dieses Modells beitragen.
Kehrt man das Hauptproblem um und fragt, ob die Larvenzahl von der Jahrgangsstärke beeinflußt wird, so ergibt sich nicht unerwartet (Gerdeaux u. Dewaele, 1988), daß die Menge der Gesamtlarven und der Besatzlarven mit der Stärke des drei Jahre älteren Jahrgangs zusammenhängen (Vorzeichentest bei $n = 26$ und 27: 23/3 und 23/4). Auf die daraus sich ergebenden statistischen Probleme der Autokorrelation (auch die oben erwähnten Trends bei den Larvenzahlen bedeuten Autokorrelation) und der Abhängigkeit der sogenannten Unabhängigen soll hier aber nicht eingegangen werden.

4. Diskussion

Trotz zahlreicher Bemühungen, einschließlich der Untersuchung von Todd (1986), bleibt »das Besatzproblem« weiterhin ungeklärt. Der vorliegende Ansatz eignete sich wie alle nicht-experimentellen Versuche von vornherein bestenfalls, eine neue Hypothese zu formulieren. Das Ergebnis spricht nicht gegen die Annahme, daß nach der Eutrophierung des Sees die Fangmenge u. a. von der Gesamtzahl der Felchenlarven im See (Wild- plus Besatzlarven) abhing, vor der Eutrophierung dagegen die Larvenzahl als Einflußgröße in den Hintergrund trat. Die Schwäche solcher Spekulation liegt aber darin, daß die Überlebensrate vom Ei zur lebensfähigen Larve ungewiß bleibt und sich außerdem im Laufe der Zeit geändert haben dürfte. Die entsprechenden Angaben reichen von 10% (Elster, 1944) über 3,5% (Todd, 1986) bis 0,4% (Hartmann und Quoß, 1989). Andererseits scheint die Methode recht robust zu sein, denn selbst wenn man statt mit 0,2 / 0,4% mit 10% Überleben rechnet, bleibt für die Jahrgänge 1955–64 bei einseitiger Fragestellung Signifikanz auf dem 5%-Niveau erhalten.
Der hohe Anteil der Streuung, den bei dem oben erwähnten Rekrutierungsmodell (Hartmann, 1989) ohne die Einflußgröße Larvenmenge allein die beiden Unabhängigen Niederschlag und Plankton erklären (multiples angepaßtes $r^2 = 0{,}72$ bei $n = 24$), läßt aber vermuten, daß auch heute die Larvenmenge die Fangerträge nicht entscheidend bestimmt. Dabei scheint (nach dem Ergebnis der versuchsweisen multiplen Regression) innerhalb der Gesamtlarven die wechselnde Besatzmenge die Jahrgangsstärke stärker zu verändern als dies die Fluktuation der Wildlarvenzahl vermag. Für einen untergeordneten Einfluß der Larvenmenge spricht neben den Erfahrungen von anderen Seen (Klein, 1988) auch, daß nur Gesamtlarven- und Besatzmenge, nicht aber die Jahrgangsstärke einem Aufwärtstrend unterliegt. – Verführerisch (auch von der Punktestreuung her) ist es, die als gekrümmt-ansteigend beschriebenen L/J-Kurven als unvollständige Maximumkurven zu deuten: viele Larven = viele Eltern (Konkurrenten oder Kannibalen) = schwacher heranwachsender Jahrgang. Doch bestehen solch klassische Rickerkurven-Verhältnisse weit seltener als gemeinhin angenommen (Fletcher und Deriso, 1988).
Einen Teil der großen Datenstreuung könnten die erwähnten Larvensterben erklären. Quoß (pers. Mitt.) beobachtete in Aquarien zusätzliche Ausfälle durch Bandwurmbefall. Wegen derartiger Katastrophen und wechselnder Milieueinflüsse erweist es sich oft (z. B. Klein, 1988) als schwierig, den scheinbar selbstverständlichen Zusammenhang zwischen Gesamtlarvenzahl und Jahrgangsstärke darzustellen. Umso schwieriger gestaltet sich das Problem, bei einem See mit natürlich sich fortpflanzender Felchenpopulation den Erfolg regelmäßigen Larvenbesatzes nachzuweisen. Wenigstens in den Fällen, in denen dies bisher nicht gelang – so z. B. beim Starnberger See, Mondsee, Genfer See und Bodensee trotz der dort angesiedelten Fischereiinstitute – sollte die aufwendige Besatzroutine überdacht werden. Zur einfachen Klärung der jahrzehntealten Streitfrage (Grim, 1983) bietet sich unter anderem die in der Fischereibiologie immer mehr in den Vorder-

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

grund tretende experimentelle Bewirtschaftung an: Was passiert im Regelfall, was im Einzelfall, wenn die traditionelle Besatzaktivität über mehrere Jahre oder jedes zweite Jahr eingeschränkt oder ausgesetzt wird? Beispielsweise am Schliersee und Mondsee (Schmid, 1966; Nauwerck, 1989) verringerte dies den Ertrag nicht eindeutig. Eine neue, vielversprechende Technik, die Besatzfrage zu klären, bietet das Markieren von Augenpunkteiern bzw. frischgeschlüpften Larven mit Tetracylin (Nagiec u. Mitarb., 1988).

Summary

Does the fry stocking substantially increase *Coregonus*-yield of Lake Constance?

At Lake Constance (Bodensee) as in the whole region it is common practice to add hatchery fry to a self-sustaining whitefish *(Coregonus lavaretus)* stock. The substantial benefit of this routine management measure has still to be demonstrated. Out of the various approaches (table 1) mainly that of Todd (1986) is discussed. – A regression of wild larvae plus stocked larvae/year-class strength is described.

LITERATUR:

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., Rey, P., Rösch, R.: How to evaluate the effectiveness of stocking lakes with artificially reared coregonids. MS 19 S.

Elster, H.-J., 1944: Über das Verhältnis von Produktion, Bestand, Befischung und Ertrag sowie über die Möglichkeiten einer Steigerung der Erträge, untersucht am Beispiel der Blaufelchenfischerei des Bodensees. Z. Fisch. 42, 169-357

Fletcher, R. I., Deriso, R. B., 1988: Fishing in dangerous waters: remarks on a controversial appeal to spawner-recruit theory for long-term impact assessment. Am. Fish. Soc. Monogr. 4, 232-244

Gerdeaux, D., Dewaele, P., 1986: Effects of weather and of artificial propagation on coregonid catches in Lake Geneva. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22, 343-352

Grim, J., 1983: Zur Geschichte der »künstlichen Erbrütung« von Blaufelchen. Schr. Ver. Gesch. Bodensees Umgebung 101, 131-147

Hartmann, J., 1987: Whitefish as indicators of cultural eutrophication? Schweiz. Z. Hydrol. 49, 434-352

Hartmann, J., 1989: Is recruitment of the whitefish *(Coregonus lavaretus)* of Lake Constance already understood? Can. J. Fish. Aquat. Sci. 46, 725-726

Hartmann, J. Quoß, H., 1989: Gedredgte Eier, Laicherbestand, Brutanstaltquote, Jahrgangserfolg im Bodensee. Österr. Fisch. 42, 84-87

Klein, M., 1988: Significance of stocking for stabilising and increasing yields in the coregonid fishery in Lake Starnberg, FRG. Finnish Fish. Res. 9, 397-406

Meng, H.-J., Müller, R., Geiger, W., 1986: Growth, mortality and yield of stocked corgonid fingerlings identified by microtags. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22, 319-325

Nagiec, M., Dabrowski, K., Murawska, E., 1988: Mass-marking of coregonid larvae and fry by tetracycline tagging of otoliths. Aquacult. Fish. Management 19, 171-178

Nauwerck, A.: Veränderungen im Fischbestand des Mondsees seit 1955. Ursachen – Wirkungen – Konsequenzen. Österr. Fischerei 1989: 42, 276-285

Nisselbeck, P., Draeger, M., Held, N., 1988: Vertebral variation in cold-bred and naturally hatched larvae of Coregonus lavaretus: a myomere analysis of larvae from Lake Starnberg (Bavaria, FRG). Finnish Fish. Res. 9, 353-360

Nümann, W., 1967: Ungewollte und gezielte Eingriffe in die Populationsdynamik der Blaufelchen. Arch. Fischereiwiss. 18, 12-24

Nümann, W. Quoß, H., 1970: Neuere Ergebnisse in der Forschung am Blaufelchen (Coregonus wartmanni) seit der Eutrophierung des Bodensees. Ber. Dt. Wiss. Kommn. Meeresforsch. 21, 234-247

Roth., H., 1954: Maßnahmen zur Hebung der Felchenbestände in den Seen des Kantons Bern. Schweiz. Fisch. Z. 62, 94-97; 125-127

Schmid, J., 1966: Über die Fischerei im Schliersee. Allg. Fisch.-Ztg. 91, 409-410

Todd, T. N., 1983: The feasibility of mass-culturing coregonines in the Great Lakes. Res. Completion Rep. TS (111 S. Text)

Todd, T. N., 1986: Stocking and natural recruitment of larval coregonines in the Bodensee. Arch. Hydrobiol. Beih. Ergebn. Limnol. 22, 337-342

Wagler, E., 1941: Die Lachsartigen (Salmonidae) 2. Teil. Coregonen. S. 371-502. IN: R. Demoll und H. N. Maier (Hrsg.). Handbuch der Binnenfischerei Mitteleuropas. Schweizerbart, Stuttgart

Anschrift des Verfassers:
Dr. Jürgen Hartmann, Institut für Seenforschung, Untere Seestraße 81, D-7994 Langenargen.

ZOBODAT - www.zobodat.at

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: Österreichs Fischerei

Jahr/Year: 1990

Band/Volume: 43

Autor(en)/Author(s): Hartmann Jürgen

Artikel/Article: Vergrößert der Larvenbesatz den Felchenertrag des Bodensees wesentlich? 48-53