

短 報

水産湖沼学 (Fisheries limnology) の試み

— 汚濁負荷量と漁獲量との関係について —

岩 崎 順

1. はじめに

湖沼を対象とした環境研究と水産増養殖研究は、ともに水界を対象とする分野でありながら異なった歩みを見せながら進んできた。そして自然環境から見た清浄な水質は、水産増養殖等の生物生産の立場から考えると好ましい環境ではなく、ある程度栄養塩類を含む水域、いわゆる富栄養化した湖沼での漁業生産性が高いことから、それぞれの立場から見た良好な環境に関する考え方には矛盾点があった。

ここでは、水産増養殖の立場から見て望ましい湖沼の姿を模索するため、日本の代表的な天然湖沼の物理的・化学的・水産学的調査データをもとに、湖沼に流入する汚濁負荷量と湖沼内での総漁獲量との関係を解析したので報告する。

2. 方 法

解析対象の湖沼としては、①調和型湖沼であること、②指定湖沼であり環境データが豊富であること等を考慮して、阿寒湖、網走湖、八郎潟、霞ヶ浦、北浦、印旛沼、千賀沼、諏訪湖、琵琶湖、児島湖の10湖沼（図1）を選んだ。

解析対象の年代としては、上記の湖沼及びその流域の自然条件、社会条件に大きな変化がないことを考慮して、1978年から1988年までの11年間とした。

調査データのうち、成因、湖沼型、標高、湖面積、周囲、最大水深、平均水深、湖容積、流域面積及び滞留時間は、理科年表（1984）、湖沼実態資料（1983）、奥田他（1991）によった。環境基準、制限栄養塩、内部生産COD／外来性COD、発生負荷COD、発生負荷T-N及び発生負荷T-Pは、国立環境研特研報告（1993）によった。主要湖沼別漁獲量（総漁獲量）は、漁業・養殖業生産統計年報（1980～1990）によった（表1、2）。

なお、ここでは湖沼内の総漁獲量の変動要因を湖沼に流入する汚濁負荷量の変動に見出そうとして、重回帰分析（田中他1987）を行った。すなわち、目的変数として総漁獲量／湖面積、説明変数として標高、滞留時間、内部生産COD／外来性COD、発生負荷COD／湖容積、発生負荷T-N／湖容積及び発生負荷T-P／湖容積を用いた（表3）。



図1. 解析対象の湖沼

3. 結 果

(1) 基本統計量 (表4)

総漁獲量／湖面積は7.06トン／年／km² (琵琶湖) から78.74トン／年／km² (印旛沼) の範囲にあり, RSD (変動計数) は66%と小さかった。

標高は0.6m (網走湖) から759.0m (諏訪湖) の範囲にあり, RSDは203%と大きかった。

滞留時間は0.1年 (八郎潟, 印旛沼, 手賀沼, 諏訪湖) から4.9年 (琵琶湖) の範囲にあり, RSDは194%と大きかった。

内部生産COD／外来性CODは0.26 (阿寒湖) から1.21 (諏訪湖) の範囲にあり, RSDは40%と小さかった。

発生負荷COD／湖容積は11.39Kg／日／km³ (琵琶湖) から14365.25Kg／日／km³ (手賀沼) の範囲にあり, RSDは183%と大きかった。

発生負荷T-N／湖容積は5.12Kg／日／km³ (琵琶湖) から7072.25Kg／日／km³ (手賀沼) の範囲にあり, RSDは172%と大きかった。

発生負荷T-P／湖容積は0.62Kg／日／km³ (琵琶湖) から1129.75Kg／日／km³ (手賀沼) の範囲にあり, RSDは176%と大きかった。

表2. 主要湖沼別漁獲量（総漁獲量）

(単位：トン)

	阿寒湖	網走湖	八郎潟	釧ヶ浦	北浦	印旛沼	手賀沼	諏訪湖	琵琶湖	見島湖
53(1978)	125	809	1102	13945	3542	843	562	476	5492	1487
54(1979)	140	774	992	10940	2838	839	556	560	5288	1765
55(1980)	136	770	833	9900	2905	943	528	554	5189	946
56(1981)	138	680	959	9895	2185	987	446	531	4919	265
57(1982)	110	843	889	10058	2180	858	495	495	5059	336
58(1983)	93	964	497	8796	2273	851	447	312	5047	314
59(1984)	129	1122	646	5611	1756	859	440	247	3854	364
60(1985)	125	988	648	8210	2034	824	465	201	3840	402
61(1986)	106	828	574	6338	1886	805	429	235	4690	424
62(1987)	101	799	494	7385	1140	685	401	232	4654	413
63(1988)	110	919	461	6256	1264	774	426	168	4200	448
最大値	140	1122	1102	13945	3542	987	562	560	5492	1765
最小値	93	680	461	5611	1140	685	401	168	3840	265
平均値	119.36	863.27	735.91	8848.55	2182.09	842.55	472.27	364.64	4748.36	651.27
標準偏差	15.35	118.60	216.47	2336.85	676.25	75.57	52.40	150.01	538.62	493.82
標準偏係数	12.86	13.74	29.41	26.41	30.99	8.97	11.09	41.14	11.34	75.82
変動係数										

表3. 主要湖沼の諸条件（1978年～1988年の平均値）

	阿寒湖	網走湖	八郎潟	釧ヶ浦	北浦	印旛沼	手賀沼	諏訪湖	琵琶湖	見島湖
X(1)漁獲／面積	9.40	25.32	15.30	52.76	60.45	78.74	72.66	25.86	7.06	59.75
X(2)標高	419.0	0.6	0.8	1.0	1.0	0.8	3.0	759.0	85.0	0.7
X(3)滞留時間	1.2	0.2	0.1	0.7	0.2	0.1	0.1	0.1	4.9	0.1
X(4)COD:内／外	0.26	0.70	0.87	0.53	0.53	0.79	0.85	1.21	0.66	0.38
X(5)COD／容積	21.92	141.23	158.34	361.62	315.77	3800.10	14365.25	803.28	11.39	4676.11
X(6)T-N／容積	18.88	187.76	121.05	197.06	229.85	2155.05	7072.25	488.05	5.12	2425.06
X(7)T-P／容積	2.17	17.08	13.43	32.75	47.91	332.20	1129.75	71.52	0.62	348.33

(2) 単相関行列 (表5)

発生負荷COD／湖容積と発生負荷T-N／湖容積及び発生負荷T-P／湖容積との間には共に $r = 0.999$ 以上の強い正の相関があり、発生負荷T-N／湖容積と発生負荷T-P／湖容積との間にも $r = 0.999$ 以上の強い正の相関があった。

総漁獲量／湖面積と発生負荷COD／湖容積、発生負荷T-N／湖容積及び発生負荷T-P／湖容積との間には、各々 $r = 0.623, 0.642, 0.640$ という比較的強い正の相関があった。

総漁獲量／湖面積と内部生産COD／外来性CODとの間には、顕著な相関関係は認められなかった。

(3) 重回帰分析 (表6)

総漁獲量／湖面積 ($X(1)$) が、標高 ($X(2)$)、滞留時間 ($X(3)$)、内部生産COD／外来性COD ($X(4)$)、発生負荷COD／湖容積 ($X(5)$)、発生負荷T-N／湖容積 ($X(6)$) 及び発生負荷T-P／湖容積 ($X(7)$) の6つの変数でどのように説明されるか重回帰分析を行った結果、重回帰式は以下のようになつた。

$$X(1) = 42.23340 - 0.01844 \cdot X(2) - 4.22432 \cdot X(3) - 21.19120 \cdot X(4) - 0.08146 \cdot X(5) + \\ (21.39030) (0.03154) \quad (5.33848) \quad (30.59600) \quad (0.05068) \\ 0.08174 \cdot X(6) + 0.57043 \cdot X(7) \\ (0.10353) \quad (0.61362)$$

$$R^2 = 0.804457 \quad (R = 0.896915)$$

カッコ内は、推定値の標準誤差を表す。

分散分析の結果、 $F_0 = 2.06 < F_{3,6}^2 (0.05) = 1.94$ であるから回帰は有意で、これら6つの変数 $X(2), X(3), X(4), X(5), X(6), X(7)$ は、全体として $X(1)$ の予測に役立つと言える。しかし、1つずつの回帰計数の検定結果では

$$H_0 : \beta_1 = 0 \cdots F_0 = 0.34 < F_{3,6}^1 (0.05) = 10.13 \\ H_0 : \beta_2 = 0 \cdots F_0 = 0.63 < F_{3,6}^1 (0.05) = 10.13 \\ H_0 : \beta_3 = 0 \cdots F_0 = 0.48 < F_{3,6}^1 (0.05) = 10.13 \\ H_0 : \beta_4 = 0 \cdots F_0 = 2.58 < F_{3,6}^1 (0.05) = 10.13 \\ H_0 : \beta_5 = 0 \cdots F_0 = 0.62 < F_{3,6}^1 (0.05) = 10.13 \\ H_0 : \beta_6 = 0 \cdots F_0 = 0.86 < F_{3,6}^1 (0.05) = 10.13$$

となって、どの特定の係数もゼロでないとは言えない。1つずつの係数がゼロでないことが言えるためには、まだ精度が不十分である。このことは標準誤差が大きいことにも表されている。

偏相関係数はそれぞれ

$$r_{x(2)} = -0.320, \quad r_{x(3)} = -0.416, \quad r_{x(4)} = -0.371 \\ r_{x(5)} = -0.680, \quad r_{x(6)} = -0.415, \quad r_{x(7)} = -0.473$$

であり、特に $X(2)$ (標高) との相関が低い。

表4. 基本統計量

VAR	MEAN	VARIANCE	SD	MIN	MAX	RSD
X(1)	40.730	731.128	27.039	7.060	78.740	66.386
X(2)	127.090	66373.500	257.631	0.600	759.000	202.715
X(3)	0.770	2.238	1.496	0.100	4.900	194.286
X(4)	0.678	0.074	0.273	0.260	1.210	40.265
X(5)	2465.500	20311300.000	4506.800	11.390	14365.200	182.795
X(6)	1290.010	49200800.000	2218.120	5.120	7072.250	171.946
X(7)	199.576	124298.000	352.559	0.620	1129.750	176.654

表5. 単相関行列

	X(1)	X(2)	X(3)	X(4)	X(5)	X(6)	X(7)
X(1)		-0.43279	-0.51760	-0.00073	0.62313	0.64241	0.63996
X(2)			0.00523	0.35938	-0.23572	-0.24021	-0.23780
X(3)				-0.17627	-0.26661	-0.28254	-0.27506
X(4)					0.16752	0.17457	0.18002
X(5)						0.99923	0.99920
X(6)							0.99929
X(7)							

表6 重回帰分析結果

*****	Table 6	*	DEPENDENT VARIABLE = X(1)		
*	RESULT	*	INDEPENDENT VARIABLES are		
*		*	X(2) X(3) X(4) X(5) X(6) X(7)		
*****			*****		
Multiple correlation	.896915				
R-Square	.804457	Ajusted R-Square	.41337		
AIC	92.9513				
***** Analysis of Variance *****					
	Sum of	Mean			
D.F.	Square	Square	F-Value		
Regression	6	5293.45	882.24		
Residual	3	1286.70	428.90		
Total	9	6580.15			
No.	BETA	stand. partial BETA' correlation	standard error of BETA	standard error of BETA'	F
*****	*****	*****	*****	*****	*****
X(2)	-0.01844	-0.17567 -0.31974	0.03154	0.30056	0.34163
X(3)	-4.22432	-0.23371 -0.41554	5.33848	0.29535	0.62615
X(4)	-21.19120	-0.21386 -0.37130	30.59600	0.30877	0.47971
X(5)	-0.08146	-13.57710 -0.68024	0.05068	8.44663	2.58374
X(6)	0.08174	6.70576 0.41479	0.10353	8.49308	0.62340
X(7)	0.57043	7.43770 0.47290	0.61362	8.00087	0.86418
const	42.23340		21.39030		

4. 考 察

単相関行列の結果より、総漁獲量／湖面積と発生負荷COD（あるいはT-N, T-P）／湖容積との間に比較的強い正の相関 ($r=0.623\sim0.642$) があることから、「単位時間に単位容積あたりに発生するCOD（あるいはT-N, T-P）負荷量が多くなると、単位面積あたりの年間漁獲量は多くなる」ことが示唆される。これは、湖沼流域から流入するCOD（あるいはT-N, T-P）が増加すると、生産者（植物プランクトン、水草等）による内部生産が活発になり、その結果、食物連鎖を通して一次・二次消費者の生物量が増加し、湖沼内の総漁獲量が増加することを意味しており、Ryther (1969) によって提出された食物連鎖の様式を裏付けているものと思われる。

一方、重回帰分析の結果より、標高、滞留時間、内部生産COD／外来性COD、発生負荷COD／湖容積、発生負荷T-N／湖容積及び発生負荷T-P／湖容積は、全体として総漁獲量／湖面積の予測に役立つ ($R=0.897$) ことが明らかになった（図2）。しかし、その主要因は発生負荷COD／湖容積 ($r=-0.680$)、発生負荷T-P／湖容積 ($r=0.473$)、発生負荷T-N／湖容積 ($r=0.415$) となるものの、発生負荷COD／湖容積の偏相関係数は、単相関行列の場合と異なり、マイナスになっている。これについての検討は、今後の課題である。

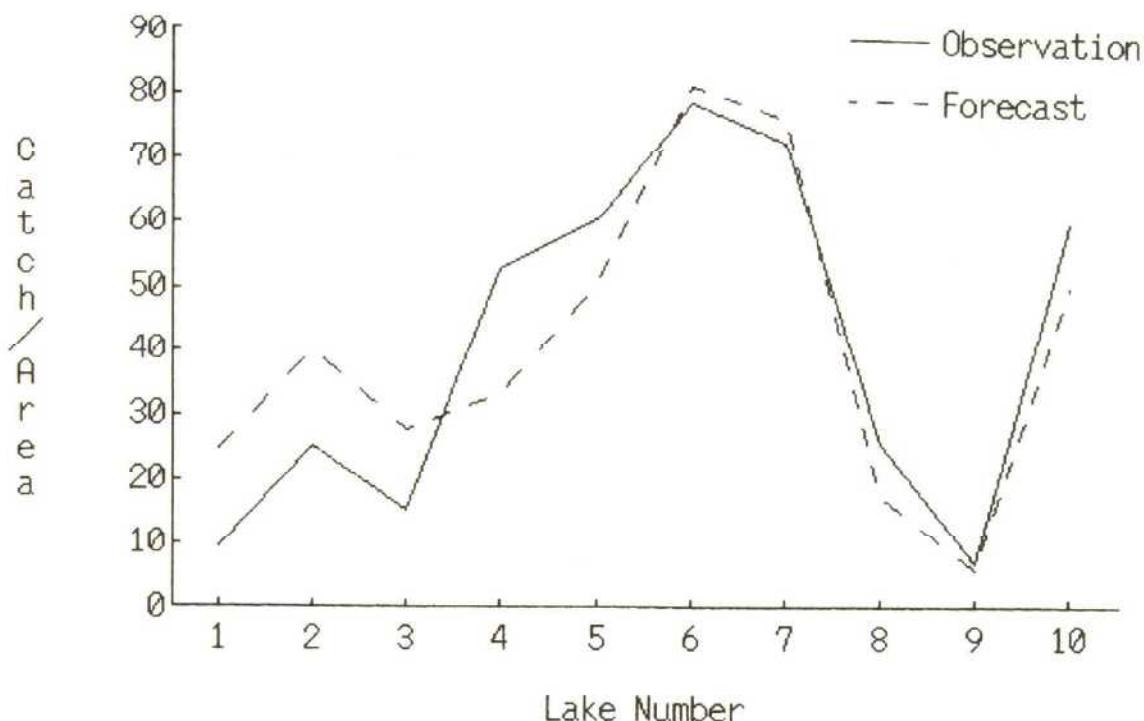


図2. 各湖沼における漁獲／面積の観測値と予測値

5. 要 約

日本の代表的な10湖沼の物理的、化学的、水産学的調査データをもとにして、湖沼に流入する汚濁負荷量と湖沼内での総漁獲量との関係について解析し、以下の知見を得た。

- (1) 総漁獲量／湖面積、内部生産COD／外来性CODのRSDは小さく、標高、滞留時間、発生負荷COD／湖容積、発生負荷T-N／湖容積、発生負荷T-P／湖容積のRSDは大きかった。
- (2) 総漁獲量／湖面積と発生負荷COD（あるいはT-N、T-P）／湖容積との間には、比較的強い正の相関がある。
- (3) 標高、滞留時間、内部生産COD／外来性COD、発生負荷COD／湖容積、発生負荷T-N／湖容積、発生負荷T-P／湖容積は、総漁獲量／湖面積の予測に役立つ。

6. 文 献

漁業・養殖業生産統計年報（1980～1990） 農林水産省経済局統計情報部編集、東京、農林統計協会
国立環境研特研報告（1993） 環境容量から見た水域の機能評価と新管理手法に関する研究、SR-11-'93、111pp. つくば、国立環境研究所

湖沼実態資料（1983） 新田忠雄編輯、87pp. 東京、日本水産資源保護協会

奥田節夫・倉田 亮・長岡正利・沢村和彦（1991） 理科年表読本「空からみる日本の湖沼」、238pp. 東京、丸善

理科年表（1984） 東京天文台編纂、603pp. 東京、丸善

Ryther, J.H. (1969) Photosynthesis and fish production in the sea. The production of organic matter and its conversion to higher forms of life vary throughout the world ocean. Science 166, 72-84

田中 豊・垂水共之・脇木和昌（1987） パソコン統計解析ハンドブック、Ⅱ多変量解析編、403pp. 東京、共立出版