

豊前海中津地先におけるナルトビエイの駆除とその効果

福田祐一^{*a}, 銭谷 弘^{*b}**Extermination and its effect of longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum*
at Nakatsu Region of Buzen Sea in Suo-Nada**Yuichi FUKUDA^{*a} AND Hiromu ZENITANI^{*b}

周防灘は瀬戸内海の最西部に位置する山口、福岡、大分の三県に囲まれた海域である (Fig.1)。周防灘大分県海域には約 3,000ha の干潟域が存在し、アサリなど有用二枚貝類の生息場となっている。¹⁾ 近年、有明海や瀬戸内海では暖海性のエイ類であるナルトビエイ *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider) が出現し、貝類資源への影響が危惧されてきた。²⁾

大分県では、2003 年からナルトビエイによる「アサリの食害」被害が相次ぎ、翌年から「駆除」作業が開始された (<http://www.mfs.pref.oita.jp/planning/newspaper/nishinohon/6/ondanka6.htm>)。ナルトビエイの「駆除」は山口県、福岡県でも実施されている。しかし、各「駆除」海域へのナルトビエイの来遊量推定および駆除の効果判定はなされていない。

本報では、大分県豊前海中津地先におけるナルトビエイの来遊量と駆除効率について推定した。

材料と方法

駆除尾数、重量、稼働隻数、体盤幅、体重、雌雄比

大分県豊前海中津地先において大分県漁業協同組合中津支店によるナルトビエイの刺し網による駆除事業中に収集された 2007 年 6 月 5 日～2007 年 8 月 29 日までの t 日における刺し網漁船稼働隻数 (X_t)、駆除尾数 (C_t)、駆除重量 (CW_t) を用いた (Table 1)。

また、資源の生物特性把握のため、2007 年 6 月に 6 回 (6 月 5 日, 12 日, 15 日, 19 日, 22 日, 26 日), 2007 年 7 月に 5 回 (7 月 4 日, 9 日, 10 日, 19 日, 26 日), 雌雄比、体盤幅 (DW)、体重 (W) を計測した。

DeLury 法 来遊量推定および駆除効率の推定は DeLury 法を用いた。DeLury 法は比較的狭い海域内に棲息する

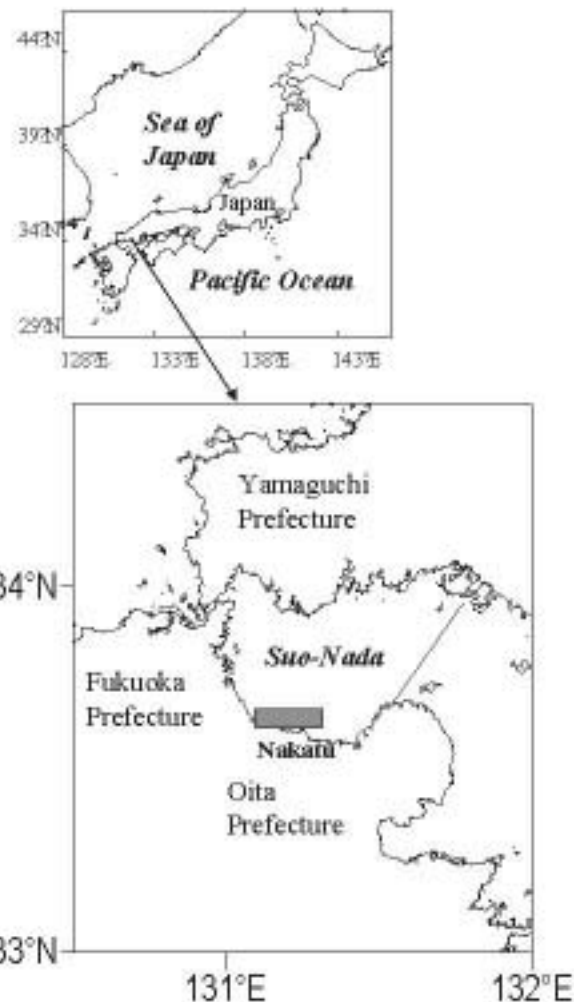


Fig.1. Sampling locality for longheaded eagle ray in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea.

*a 大分県農林水産研究センター 水産試験場 浅海研究所

*b 独立行政法人 水産総合研究センター 瀬戸内海区水産研究所

Table 1. Catch table of bullnose ray at Nakasu in June-August of 2007

June				July				August			
Date	Effort (Number of fishboat)	Catch Number	Weight (kg)	Date	Effort (Number of fishboat)	Catch Number	Weight (kg)	Date	Effort (Number of fishboat)	Catch Number	Weight (kg)
5	10	271	1736	1	6	298	2090	1	4	114	683
6	4	107	733	3	6	449	3150	6	4	267	2015
8	1	10	89	4	6	147	1560	7	4	141	1064
11	1	14	106	9	6	557	4184	8	3	66	424
12	5	139	1271	10	6	680	6036	9	3	56	884
13	4	460	3316	11	8	342	2686	10	3	57	545
14	9	861	8506	12	8	401	2999	20	3	62	795
15	9	655	3868	17	5	150	893	22	2	4	20
18	8	770	7039	18	6	317	2154	27	2	20	275
19	3	33	195	19	6	429	3209	28	2	15	142
20	7	411	5496	20	4	89	798	29	1	5	60
21	7	449	4685	24	4	264	2417				
22	6	171	1607	25	4	207	1605				
25	9	399	3155	26	4	214	2053				
26	7	364	2618	27	3	113	851				
27	6	219	2630	31	4	314	2168				
28	6	300	1700								
29	6	6	70								
30	6	185	1300								

資源を対象とし、①その海域内では資源分布に偏りがなく、駆除が行われても、その影響による資源分布の偏りがすみやかに修復されること、②対象資源の移動性が比較的少なく、駆除期間中に対象海域内外への移動・加入がないこと、③駆除期間が短く自然死亡が無視できること、④ CPUE が資源量に比例することを仮定する。³⁾

ナルトビエイはアサリ等の二枚貝を捕食する目的でアサリ漁場である中津干潟に来遊・滞留するものと考えられる。ナルトビエイが飛跳する海域で刺し網をその海域を取り囲むように実施すると確実に捕獲され、捕獲場所も、ほぼ特定の地点に集中しているとの漁業者からの捕獲時状況報告もある。さらに、駆除期間が実質2ヶ月と短いことから、上記の①～③の仮定を満たすと考えられる。本報では CPUE が資源量に比例すると仮定して解析を進める。

解析方法は条件付二項分布の正規近似モデル、条件付二項分布の正規近似モデルへの over-dispersion 導入モデル、Taylor's Power Law による DeLury 法の一般化モデルを使用した。³⁾ いま、駆除対象海域に N_t 尾のナルトビエイがいるとする。これを t 日において捕獲される確率 p_t で捕獲した場合に C_t が駆除され、 $N_t - C_t$ 尾が駆除されないで漁場に残る確率 Q_t は以下のような二項分布で表される。

$$Q_t = \left(\frac{N_t}{C_t} \right) p_t^{C_t} (1-p_t)^{N_t-C_t} \quad (1)$$

ナルトビエイに対する刺し網の漁具能率を q とすると確率 p_t は

$$p_t = 1 - \exp(-qX_t) \quad (2)$$

と表される。 N_t は

$$N_t = N_0 - \sum_{i=0}^{t-1} C_i \quad (3)$$

で(1)式に条件を付している。

二項分布(1)式は N_t が十分に大きいときは平均 $E(C_t)$ が $N_t p_t$ 、分散 $V(C_t)$ が $N_t p_t (1-p_t)$ の正規分布

$$Q_t = \frac{1}{\sqrt{2\pi N_t p_t (1-p_t)}} \exp\left\{-\frac{(C_t - N_t p_t)^2}{2N_t p_t (1-p_t)}\right\} \quad (4)$$

に近似できる。(4)式を用いた尤度 $L(\theta)$ の対数は

$$\ln\{L(\theta)\} = -\frac{1}{2} \sum_{t=0}^n \frac{(C_t - N_t p_t)^2}{N_t p_t (1-p_t)} - \frac{1}{2} \sum_{t=0}^n \ln\{2\pi N_t p_t (1-p_t)\} \quad (5)$$

である。また、分散 $V(C_t)$ が二項分布で期待されるよりも大きいと予想されるとき、過分散モデル

$$Q_t = \frac{1}{\sqrt{2\pi N_t p_t (1-p_t) \sigma^2}} \exp\left\{-\frac{(C_t - N_t p_t)^2}{2N_t p_t (1-p_t) \sigma^2}\right\} \quad (6)$$

とする。⁴⁾ ここで、 σ^2 は分散を示す係数、(6)式を用いた尤度 $L(\theta)$ の対数は

ナルトビエイの駆除効果

$$\ln\{L(\Theta)\} = -\frac{1}{2} \sum_{i=0}^n \frac{(C_i - N_i p_i)^2}{N_i p_i (1 - p_i) \sigma^2} - \frac{1}{2} \sum_{i=0}^n \ln\{2\pi N_i p_i (1 - p_i) \sigma^2\} \quad (7)$$

である。また、生物の分布様式を幅広く表現できる Taylor's Power Law による DeLury 法の一般化モデルは、生物分布の個体数 χ の平均 μ と分散 ω^2 の間に

$$\omega^2 = \alpha \mu^\beta \quad (8)$$

の関係が経験的にあり、 χ^γ ($\gamma = 1 - \beta/2$) が正規分布に近似的に従うことを利用する。^{5), 6)} Taylor's Power Law は一様分布からランダム、集中分布まで生物の分布様式を幅広く表現できる。 β は分布の集中度を表す係数である。 C_i の分散 $V(C_i)$ が αC_i^β であると仮定、変数変換 $f(C_i) = C_i^\gamma$ を行う。 C_i^γ の平均 $E(C_i^\gamma)$ と分散 $V(C_i^\gamma)$ はデルタ法により近似でき、

$$E(C_i^\gamma) \doteq f(E(C_i)) + \left\{ \frac{V(C_i)}{2} \right\} \frac{d^2 f}{dC_i^2} = (N_i p_i)^{1-\frac{\beta}{2}} - \left\{ \alpha \beta \left(1 - \frac{\beta}{2} \right) \frac{(N_i p_i)^{-1+\frac{\beta}{2}}}{4} \right\} \quad (9)$$

$$V(C_i^\gamma) \doteq V(C_i) \left(\frac{df}{dC_i} \right)^2 = \alpha \left(1 - \frac{\beta}{2} \right)^2 \quad (10)$$

となる。 g を正規分布 $N(E(C_i^\gamma), V(C_i^\gamma))$ とすると、 C に関する確率密度 Q は

$$Q_i = \frac{df}{dC_i} g(f(C_i)) = \gamma C_i^{\gamma-1} g(C_i^\gamma) = \left(1 - \frac{\beta}{2} \right) C_i^{-\frac{\beta}{2}} g(C_i^{1-\frac{\beta}{2}}) \quad (11)$$

となる。対数尤度は

$$\ln \{L(\Theta)\} = -\frac{1}{2} \sum_{i=0}^n \left[\frac{\left\{ C_i^{1-\frac{\beta}{2}} - (N_i p_i)^{1-\frac{\beta}{2}} + \frac{\alpha \beta}{4} \left(1 - \frac{\beta}{2} \right) (N_i p_i)^{-1+\frac{\beta}{2}} \right\}^2}{\alpha \left(1 - \frac{\beta}{2} \right)^2} \right] - \frac{1}{2} \sum_{i=0}^n \ln \left(\frac{C_i^{-\frac{\beta}{2}}}{2\pi\alpha} \right) \quad (12)$$

である。いずれのモデルも式(2), (3)で条件付けされる。各モデルの $\ln\{L(\Theta)\}$ を最大化する $\hat{N}_0, \hat{q}, \hat{\sigma}^2, \hat{\alpha}, \hat{\beta}$ が $N_0, q, \sigma^2, \alpha, \beta$ の最尤推定値である。 $\hat{N}, \hat{q}, \hat{\sigma}^2, \hat{\alpha}, \hat{\beta}$ はそれぞれのモデルについてエクセルのソルバーを使用して探索的に求めた。

モデルの妥当性の比較検討には赤池情報量基準(AIC)

を使用した。⁷⁾ AIC が最小のモデルを選択する。

各パラメータの 95 % 信頼区間は尤度比検定により

$$2 \ln \left\{ \frac{L(\hat{\Theta})}{L(\Theta_i)} \right\} \leq \chi^2(0.95, 1) \quad (13)$$

を満たす領域として求めた。⁴⁾ ここで、各推定パラメータ $N_0, q, \sigma^2, \alpha, \beta$ をそれぞれのモデルに合わせてベクトル表記とし $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_i, \dots, \theta_m)$ とする。 $\hat{\Theta}$ は最尤推定パラメータベクトル、 $\Theta_i = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_i, \dots, \hat{\theta}_m)$ はあるパラメータ θ_i 以外が最尤推定値であるパラメータベクトル $\Theta_i = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_i, \dots, \hat{\theta}_m)$ である。

結果

CPUE, 平均個体重量

2007年6月5日～2007年8月29日までの CPUE (= C_i / X_i) の時系列を Fig.2 に示す。CPUE には 2007年6月13日と2007年7月10日にピークが見られた。また、2007年6月13日～2007年6月29日および2007年7月10日～2007年8月29日の期間 CPUE には漸減傾向が見られた。平均個体重量 (= CW_i / C_i) は駆除期間終了間際の2007年8月9日以降に増加した(Fig. 2)。

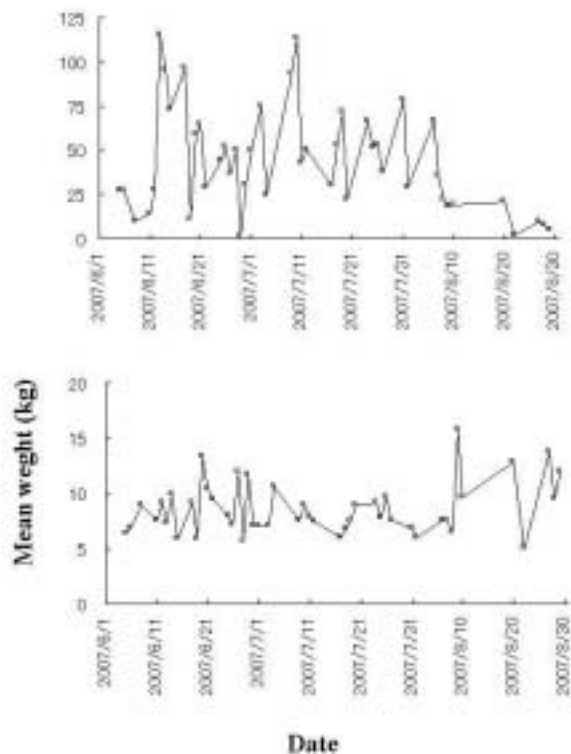


Fig.2. Catch per unit effort (day boats) and mean weight for longheaded eagle ray in 2007 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea.

雌雄比, 体盤幅組成, 体盤幅-体重関係

雌雄比の時系列変化を Fig.3 に示す。測定期間中は 2007 年 7 月 10 日以降雌個体の出現比率が大きくなる傾向があった。

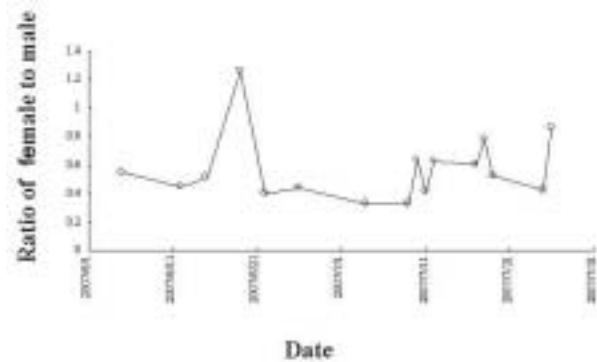


Fig.3. Ratio of male to female for longheaded eagle ray in 2007 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea.

雌雄別の DW 組成を Fig.4 に示す。雄は 2007 年 6 月, 7 月とも主に DW 500 ~ 950mm の範囲にあった。一方, 雌は DW 300 ~ 1,500mm の範囲にあり, 雄に比べて DW の範囲が広がった。体盤幅-体重関係は雌雄差がなく,

$$W = 9.94 \times 10^{-10} \times DW^{3.40} \quad (14)$$

($r^2 = 0.96, p < 0.001$)

で示された(Fig.5)。

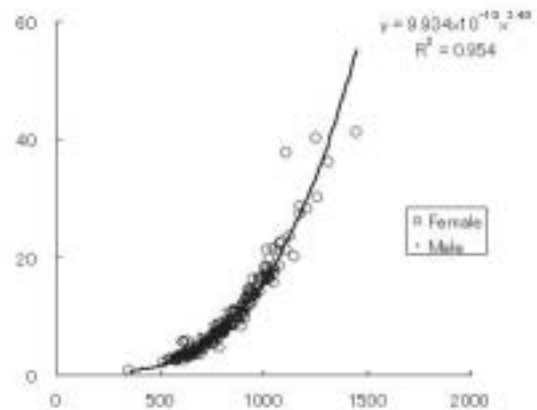


Fig.5. Relationship between the disk width and weight of longheaded eagle ray in 2007 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea.

DeLury 法のパラメータ推定値

CPUE には 2 つのピークがあること, 雌雄比が 2007 年 7 月 10 日以降変化していることから, 2007 年 6 月 13 日 ~ 2007 年 6 月 29 日および 2007 年 7 月 10 日 ~ 2007 年 8 月 29 日の 2 期間について \hat{N}_0 (来遊量), \hat{q} 等を求めた (Table 2)。各モデルから推定される \hat{N}_0 , \hat{q} は各々 2007 年 6 月 13 日 ~ 2007 年 6 月 29 日が, 6,395 ~ 6,964 (尾), 0.0161 ~ 0.0184 (日・隻)⁻¹, 2007 年 7 月 10

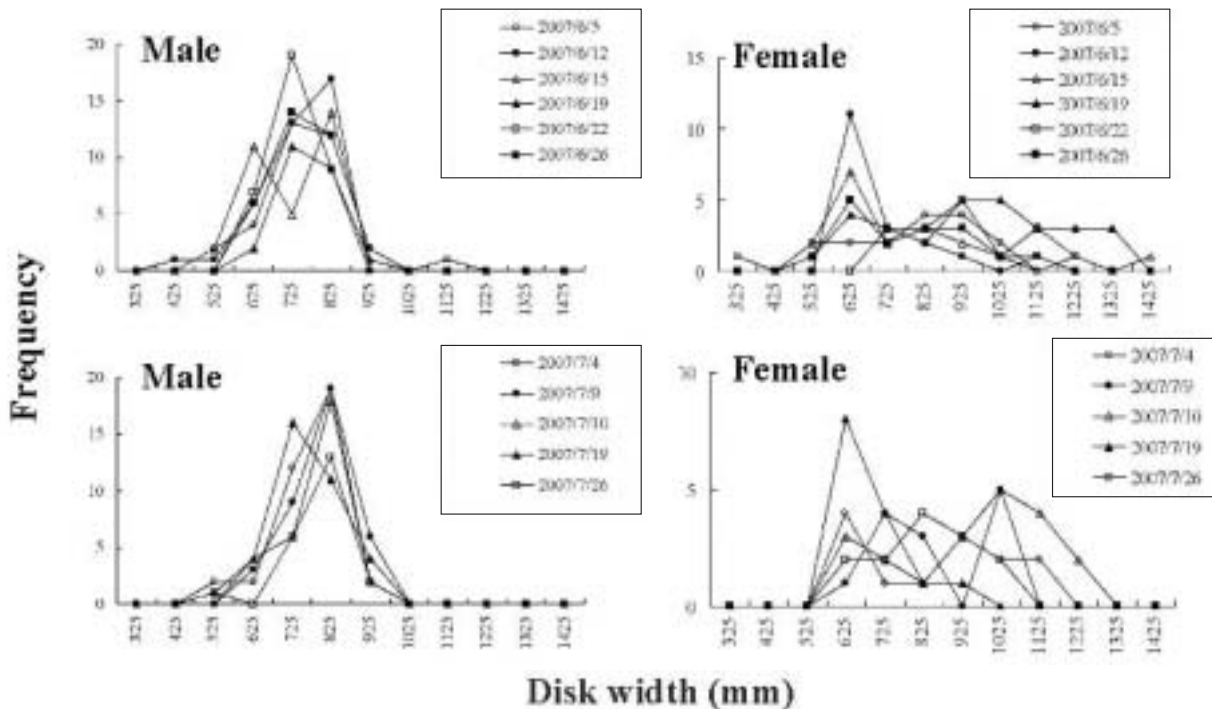


Fig.4. Frequency of disk width for male and female of longheaded eagle ray in 2007 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea.

ナルトビエイの駆除効果

Table 2. Estimated parameter values and 95 % confidence intervals (in parentheses) for each model of DeLury's method applied for catch-effort data of longheaded eagle ray in 2007

Date	13 June- 10 July		σ^2	α	β	AIC
	N_0 (number)	q (per day boat)				
Normal approximation of conditional binominal model	6964 (6868 - 7063)	0.0161 (0.0156 - 0.0165)	-	-	-	741
Over-dispersion model	6578 (6035 - 7256)	0.0170 (0.0140 - 0.0206)	50.9 (25.7 - 122.9)	-	-	167
Taylor's power law model	6395 (5880 - 6910)	0.0184 (0.0157 - 0.0211)	-	1.27x10 ⁴ (0.64x10 ⁴ - 3.06x10 ⁴)	0.00 (-0.12 - 0.16)	166
Date	10 July- 29 August		σ^2	α	β	AIC
	N_0 (number)	q (per day boat)				
Normal approximation of conditional binominal model	6385 (6260 - 6504)	0.0121 (0.0117 - 0.0124)	-	-	-	1130
Over-dispersion model	5108 (4646 - 5693)	0.0157 (0.0129 - 0.0191)	47.1 (27.8 - 89.3)	-	-	269
Taylor's power law model	12095 (9991 - 14651)	0.0052 (0.0042 - 0.0065)	-	0.81 (0.41 - 1.87)	1.72 (1.60 - 1.87)	163

日～2007年8月29日が5,108～12,095(尾), 0.0052～0.0157(日・隻)⁻¹であった。

2007年6月13日～2007年6月29日および2007年7月10日～2007年8月29日において最もAICが小さいモデルはTaylor's Power Lawモデルであった。

考 察

大分県豊前海中津地先へのナルトビエイは、雌雄比および体長組成の推移から、先(2007年6月13日～2007年6月29日)に雄が来遊し、後(2007年7月10日以降)に大型の雌が遅れて来遊した。CPUEに2つのピークが認められたのはこの来遊様式によると考えられる。ナルトビエイの来遊量は、最も妥当なモデルであるTaylor's Power Lawモデルから推定して18,490尾(95%信頼区間15,871～21,561尾)である。これに推定した期間外の駆除尾数を足し合わせて補正した来遊量は20,396尾、合計駆除尾数11,602尾であるから、駆除割合(=駆除尾数/来遊量)は0.56、残存来遊量は8,794尾と推定される。

Taylor's Power Lawモデルの分布の集中度を表すパラメータ β が2007年6月13日～2007年6月29日では0.0で漁獲尾数の空間分布が一様分布であることを示していたのに対し、2007年7月10日～2007年8月29日では1.72でより分布の集中度が高かったことを示している。この分布様式の違いは各期間の雌雄比の相違を反映しているのかもしれない。たとえば、生殖のため来遊した雌の集群性が集中度の増加を反映している可能性がある。また、駆除効率は2007年6月13日～2007年6月29日が0.0184(日・隻)⁻¹、2007年7月10日～2007年8月29日が0.0052(日・隻)⁻¹と低下した。2007年7月10日～2007年8月29日における駆除効率の低下は、

体長一体重関係に雌雄差が見られないことから、雌雄の肥満度等の形態の差に起因した羅網率の違いではなく、大型の雌個体が多いために、刺し網に羅網する率が低下していることに起因する可能性がある。

文 献

- 1) 岩男 昂. アサリ漁場の環境特性. 大分海水研調研報 2003 ; 4 : 57-63.
- 2) 川原逸朗、伊藤史郎、山口敦子. 有明海のタイラギ資源に及ぼすナルトビエイの影響. 佐有水研報 2004 ; 22 : 29-33.
- 3) 山川卓. DeLury法(Leslie法・除去法). 平成12年度資源評価体制確立推進事業報告書—資源解析手法教科書, 独立行政法人水産総合研究センター, 横浜.2001 ; 73-90.
- 4) 平松一彦. 最尤法による水産資源の統計学的研究—パラメータ推定とモデル選択—. 遠洋水研報 1992 ; 29 : 57-114.
- 5) Taylor, L. R. Aggregation, variance and the mean. Nature. 1961 ; 189 : 732-735.
- 6) Phiri, K. H. Shirakihara, K. and Yamakawa T. A generalized DeLury's method based on Taylor's Power Law and its application to pelagic species in southern Lake Tanganyika. Fish. Sci.1999 ; 65 : 717-720.
- 7) Akaike, H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In B. N. Petran and F. Csaaki (ed.). International symposium on Information theory. Acadeemiai Kiadi, Budapest. 1991 ; 267-281.