周防灘の中津地先におけるナルトビエイの DeLury 法による来遊尾数と漁具能率の推定

福田 祐一,¹ 銭谷 弘^{2*}

(2009 年 6 月 16 日受付, 2009 年 9 月 12 日受理)

¹大分県農林水産研究センター水産試験場浅海研究所,

²水産総合研究センター瀬戸内海区水産研究所

Estimation of abundance and catchability by DeLury's method of longheaded
eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider)
in Nakatsu of Suo-Nada, Seto Inland Sea, Japan

YUICHI FUKUDA¹ AND HIROMU ZENITANI^{2*}

¹Oita Prefectural Agriculture, Forestry and Fisheries Research Center Fisheries Research Institute Shallow
Water Laboratory, Bungotakada, Oita 879-0617, ²National Research Institute of Fisheries and Environment of
Inland Sea, Fisheries Research Agency, Hattukaichi, Hiroshima 739-0452, Japan

Abundance ($\hat{N}_0$) and catchability coefficient ($\hat{q}$) of longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider), which is an important predator on bivalves in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea, was estimated by three kinds of DeLury's method (normal approximation model of conditional binomial distribution model, normal approximation model with dispersion parameter, and generalized model using Taylor's power law).

In both 2007 and 2008, the time series of catch per unit effort had two peaks, and the ratio of females increased around the second peak. In both 2007 and 2008, we estimated $\hat{N}_0$ and $\hat{q}$ for the two periods, in the first period (males predominantly invade) and the second period (females predominantly invade). The optimal method selected by the Akaike information criterion was the generalized model using Taylor's power law. In the first period and second period, $\hat{N}_0$ was 8,338 and 5,616 individuals in 2007, and 2,585 and 7,901 individuals in 2008, respectively, and $\hat{q}$ was 0.0133 and 0.0169 day⁻¹boat⁻¹ in 2007, and 0.0163 and 0.0055 day⁻¹boat⁻¹ in 2008, respectively. Our analysis demonstrates that intensive capture of longheaded eagle ray can reduce the ray's consumption of bivalves by 31 to 58%.

キーワード : DeLury 法, 周防灘, ナルトビエイ, 来遊尾数

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)。周防灘の大分県海域には約 3,000 ha の干潟域が存在し, アサリ *Ruditapes philippinarum* 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, 捕食による貝類資源への影響が危惧されている。²⁾

水産庁は有害生物漁業被害防止総合対策事業において本種を「漁業有害生物」に選定している。大分県では, 2003 年以降ナルトビエイによる「アサリの被害」報告

が相次ぎ, 翌年から駆除作業が開始された。³⁾ 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尾数, 駆除に用いた漁具である刺し網の駆除の能力 (漁具能率), および駆除の効果判定はなされていない。

本報では, 周防灘の大分県沿岸, 中津地先におけるナルトビエイの来遊尾数, 漁具能率を推定, さらに駆除による二枚貝の保護効果を算定した。

材料及び方法

漁獲尾数, 重量, 稼働隻数, 体盤幅, 体重, 性比 中

* Tel : 81-829-55-3563. Fax : 81-829-54-1216. Email : zenitani@fra.affrc.go.jp

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

津地先では大分県漁業協同組合中津支店および宇佐支店が刺し網によるナルトビエイの駆除事業を実施しデータを収集している。事業の実施期間は2007年6月5日～8月29日、2008年5月12日～8月26日である。刺し網漁船の稼働隻数、漁獲尾数、漁獲重量、平均体重を解析に用いた。

また、資源の生物特性把握のため、2007年6月に6回、7月に5回、2008年5月に7回、6月に8回、7月に6回、8月に4回、性比（雌数/雌雄総数）、体盤幅（ D ）、体重（ W ）を計測した。

来遊日、解析期間 結果にて後述するように、雌雄の来遊時期が異なり、雄主体の群れが先に来遊し、雌主体の群れが後から来遊する傾向がある。雄主体の群れの来遊が特定の時期（来遊日）にピンポイント的に起こり、駆除による資源量の減少期の後、雌主体の群れの来遊が特定の時期（来遊日）にピンポイント的に起こり、再び駆除による資源量の減少期になるとみなした。雄主体の群れの来遊日はCPUEが最初にピークになる日とした。性比が漸増する直前の日までを雄主体の群れを駆除し、解析する期間とした。統計的に有意で赤池情報量基準（AIC）⁴⁾が小さい多項式近似式に性比の時系列データをあてはめ、性比の漸増が始まった日をこの近似式から読みとった。また、性比の漸増が始まった日以降に

CPUEがピークになる日を雌主体の群れの来遊日とし、それ以降の期間を雌主体の群れを駆除し、解析する期間とした。

DeLury法 来遊尾数の推定はDeLury法を用いた。DeLury法は漁獲量と努力量データのみを必要とし、多くの漁業で使用されている。⁵⁻⁸⁾ DeLury法は漁期の進行に伴う単位努力量当たり漁獲量の減少率を用いて資源量や単位努力量当たりの漁獲率（漁具能率）を推定する方法であり、①自然死亡が無視できること、②比較的狭い海域内に棲息する資源を対象とすること、③対象資源の移動性が比較的少なく、解析期間中に対象海域の内外への移動・加入がないことを仮定する。⁹⁾

中津干潟においては、ナルトビエイが他の生物に食べられているといった報告もなく、捕食が主要因と考えられる自然死亡は漁獲圧と比較して小さいと考えられ、DeLury法の仮定①をほぼ満たすとみなした。また、対象海域は沿岸延長約10 km、奥行き約3 km、干潟面積約1,394 ha¹⁰⁾の中津市地先の干潟（中津干潟）を含む比較的狭い範囲の沿岸域を対象としているのでDeLury法の仮定②をほぼ満たすとみなした。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・滞留し、捕獲場所は、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の状況報告もあるので、来遊後の移動性は少ないと思われる。しかし、結果で後述するように、雄主体の群れが先に来遊し、雌主体の群れが後から来遊する傾向がある。③の仮定を満たすために2007年は6月13日～7月4日（2007年前期）、7月10日～8月29日（2007年後期）の2期間を、2008年は5月27日～6月12日（2008年前期）、7月1日～8月26日（2008年後期）の2期間を解析期間とした。各解析期間の t 期における刺し網漁船の稼働隻数（ X_t ）、漁獲尾数（ C_t ）、漁獲重量（ H_t ）、平均体重（ $W'_t = H_t/C_t$ ）をTable 1に示す。ここで、各解析期間における来遊日を $t=0$ とする。

解析方法のモデルは二項分布の正規近似モデル、¹¹⁾ 二項分布の正規近似モデルへの過分散（over-dispersion）導入モデル、¹²⁾ 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¹³⁾を使用した。

駆除の対象海域に N_t 尾のナルトビエイがいるとする。 t 期においてナルトビエイ1尾が捕獲される確率 p_t で漁を実施した場合に C_t 尾が漁獲されるとする。ナルトビエイに対する漁具能率を q とすると p_t は

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

と表される。ここで q は各解析期間中において一定とする。 N_t は

$$N_t = N_0 - \sum_{i=0}^{t-1} C_i \quad (2)$$

Table 1 Catch statistics of longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider) in Nakatsu of Suo-nada, Seto Inland Sea, Japan in 2007–08. t shows the number of days after migration to Nakatsu, where $t=0$ means the day of migration

2007 Date	t	Effort X_t (Number of fishing boats)	Catch C_t (Number of individuals)	Total weight H_t (kg)	Mean weight W_t (kg)	Date	t	Effort X_t (Number of fishing boats)	Catch C_t (Number of individuals)	Total weight H_t (kg)	Mean weight W_t (kg)	Date	t	Effort X_t (Number of fishing boats)	Catch C_t (Number of individuals)	Total weight H_t (kg)	Mean weight W_t (kg)	
August																		
June						July						August						
	5	10	271	1736	6.4	1	15	6	298	2090	7.0	1	12	4	114	683	6.0	
	6	4	107	733	6.9	3	16	6	449	3150	7.0	6	13	4	267	2015	7.5	
	8	1	10	89	8.9	4	17	6	147	1560	10.6	7	14	4	141	1064	7.5	
	11	1	14	106	7.6	9		6	557	4184	7.5	8	15	3	66	424	6.4	
	12	0	5	139	1271	9.1	10	0	680	6036	8.9	9	16	3	56	884	15.8	
	13	1	4	460	3316	7.2	11	1	8	342	2686	7.9	10	17	3	57	545	9.6
	14	2	9	861	8506	9.9	12	2	8	401	2999	7.5	20	18	3	62	795	12.8
	15	3	9	655	3868	5.9	17	3	5	150	893	6.0	22	19	2	4	20	5.0
	18	4	8	770	7039	9.1	18	4	6	317	2154	6.8	27	20	2	20	275	13.8
	19	5	3	33	195	5.9	19	5	6	429	3209	7.5	28	21	2	15	142	9.5
	20	6	7	411	5496	13.4	20	6	4	89	798	9.0	29	22	1	5	60	12.0
	21	7	7	449	4685	10.4	24	7	4	264	2417	9.2						
	22	8	6	171	1607	9.4	25	8	4	207	1605	7.8						
	25	9	9	399	3155	7.9	26	9	4	214	2053	9.6						
	26	10	7	364	2618	7.2	27	10	3	113	851	7.5						
	27	11	6	219	2630	12.0	31	11	4	314	2168	6.9						
	28	12	6	1700	5.7													
	29	13	6	70	11.7													
	30	14	6	185	1300	7.0												
July																		
May						June						July						
	12	4	200	1746	8.7	2	4	3	44	504	11.5	1	0	5	347	2960	8.5	
	13	3	69	621	9.0	3	5	4	88	708	8.0	2	1	10	164	1399	8.5	
	14	3	43	373	8.7	4	6	2	13	104	8.0	3	2	6	85	611	7.2	
	15	3	74	777	10.5	5	7	2	6	116	19.3	7	3	12	567	6766	11.9	
	16	5	49	422	8.6	6	8	2	6	76	12.7	8	4	10	478	6186	12.9	
	19	4	235	2155	9.2	9	9	4	199	1836	9.2	9	5	11	438	6004	13.7	
	21	5	206	1778	8.6	10	10	5	104	893	8.6	10	6	12	272	3227	11.9	
	22	4	97	1367	14.1	11	11	2	23	255	11.1	11	7	7	207	1694	8.2	
	23	4	128	1456	11.4	12	12	3	35	299	8.5	14	8	8	189	1809	9.6	
	26	5	322	2700	8.4	13		4	181	1588	8.8	15	9	7	143	1251	8.7	
	27	0	5	496	4494	9.1	16		14	207	14.8	16	10	4	44	495	11.3	
	28	1	6	128	937	7.3	18	3	141	1433	10.2	17	11	6	94	1138	12.1	
	29	2	14	89	6.4	20	20	4	30	170	5.7	18	12	5	262	3973	15.2	
	30	3	217	1455	6.7	24	24	6	297	2634	8.9	22	13	6	178	2108	11.8	
						25	25	8	318	2417	7.6	23	14	7	117	1303	11.1	
						26	26	5	110	877	8.0	24	15	8	81	1244	15.4	
						27	27	7	287	1551	5.4	25	16	6	93	1410	15.2	
												28	17	6	200	2763	13.8	
												29	18	7	321	3703	11.5	
												30	19	7	95	1114	11.7	
												31	20	9	111	1226	11.0	
August																		
	12	3	86	1438	16.7	4	22	7	86	1438	16.7	1	21	3	63	826	13.1	
	13	3	69	621	9.0	3	5	4	88	708	8.0	2	1	10	164	1399	8.5	
	14	3	43	373	8.7	4	6	2	13	104	8.0	3	2	6	85	611	7.2	
	15	3	74	777	10.5	5	7	2	6	116	19.3	7	3	12	567	6766	11.9	
	16	5	49	422	8.6	6	8	2	6	76	12.7	8	4	10	478	6186	12.9	
	19	4	235	2155	9.2	9	9	4	199	1836	9.2	9	5	11	438	6004	13.7	
	21	5	206	1778	8.6	10	10	5	104	893	8.6	10	6	12	272	3227	11.9	
	22	4	97	1367	14.1	11	11	2	23	255	11.1	11	7	7	207	1694	8.2	
	23	4	128	1456	11.4	12	12	3	35	299	8.5	14	8	8	189	1809	9.6	
	26	5	322	2700	8.4	13		4	181	1588	8.8	15	9	7	143	1251	8.7	
	27	0	5	496	4494	9.1	16		14	207	14.8	16	10	4	44	495	11.3	
	28	1	6	128	937	7.3	18	3	141	1433	10.2	17	11	6	94	1138	12.1	
	29	2	14	89	6.4	20	20	4	30	170	5.7	18	12	5	262	3973	15.2	
	30	3	217	1455	6.7	24	24	6	297	2634	8.9	22	13	6	178	2108	11.8	
						25	25	8	318	2417	7.6	23	14	7	117	1303	11.1	
						26	26	5	110	877	8.0	24	15	8	81	1244	15.4	
						27	27	7	287	1551	5.4	25	16	6	93	1410	15.2	
												28	17	6	200	2763	13.8	
												29	18	7	321	3703	11.5	
												30	19	7	95	1114	11.7	
												31	20	9	111	1226	11.0	

である。 N_0 は来遊尾数である。また、

$$E(C_t) = p_t N_t \quad (3)$$

である。ナルトビエイが N_t 尾いるときに、努力量 X_t で駆除作業を行って C_t 尾が漁獲される確率 Q_t は二項分布の正規近似モデルでは

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

である。二項分布の正規近似モデルへの過分散 (over-dispersion) 導入モデルでは

$$Q_t = \frac{1}{\sqrt{2\pi N_t p_t (1-p_t) \sigma^2}} \exp \left\{ -\frac{(C_t - N_t p_t)^2}{2 N_t p_t (1-p_t) \sigma^2} \right\} \quad (5)$$

である。ここで、 σ^2 は過分散を表すパラメータである。

Taylor's Power Law による DeLury 法の一般化モデルでは、 C_t の分散は αC_t^β と表され、 $C_t^{1-\beta/2}$ が正規分布する¹⁴⁾ことを利用して、

$$Q_t = \left(1 - \frac{\beta}{2}\right) C_t^{-\beta/2} g(C_t^{1-\beta/2}) \quad (6)$$

と与える。 α, β はパラメータであり、 β は分布の集中度を表すパラメータである。 g は正規分布の確率密度関数であり、その平均と分散は以下の通りである。

Fig. 2 Catch per unit effort (catch in number day⁻¹ boat⁻¹) for longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider) in 2007–08 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea. Closed (black) horizontal bars at the top of each plot indicate the first periods in each year of abundance analysis by DeLury's methods. Open bars indicate the second period.

$$E(C_t^{1-\beta/2}) = (N_t p_t)^{1-\beta/2}$$

$$- \left\{ \alpha \beta \left(1 - \frac{\beta}{2}\right) \frac{(N_t p_t)^{-1+\beta/2}}{4} \right\} \quad (7)$$

$$V(C_t^{1-\beta/2}) = \alpha \left(1 - \frac{\beta}{2}\right)^2 \quad (8)$$

各モデル毎に Q_t の積和で尤度 $L(\Theta)$ を計算した。

$$L(\Theta) = \prod_{t=1}^n Q_t \quad (9)$$

ここで Θ は各モデルのパラメータベクトル $\Theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_i, \dots, \theta_m)$, m はパラメータ数, n は C_t の得られた日数である。

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。 $\hat{N}_0, \hat{q}, \hat{\sigma}^2, \hat{\alpha}, \hat{\beta}$ はそれぞれのモデルについて Microsoft 社製エクセルのアドインソフト、ソルバーを使用して探索的に求めた。なお、(2)式は $t-1$ 期の期末資源尾数が t 期の期首資源尾数として受け渡されることによって、来遊日から t 期ま

Fig. 3 Ratio of female longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider) in 2007 and 2008 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea. Closed (black) horizontal bars at the top of each plot indicate the first periods in each year of abundance analysis by DeLury's methods. Open bars indicate the second period. The solid lines indicate the regression between the ratio of females and *Date*, where *Date* = 0 on 1 June 2007 in the upper panel and *Date* = 0 on 1 May 2008 in the lower panel. Δ s denote increases in the regression line of the ratio of females caused by the female predominant groups invading.

で一連の過程が連鎖していくという意味で(9)式に「条件」を付与している。

モデルの妥当性の比較検討には AIC を使用し,⁴⁾ AIC が最小のモデルを選択した。

パラメータの 95% 信頼区間は尤度比検定により

$$2 \ln \left\{ \frac{L(\hat{\theta})}{L(\theta_i)} \right\} \leq \chi^2(0.95, 1) \quad (10)$$

を満たす範囲として求めた。¹²⁾ ここで、 $\hat{\theta}$ は最尤推定パラメータベクトル $\hat{\theta} = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \hat{\theta}_i, \dots, \hat{\theta}_m)$, θ_i 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 $\theta_i = (\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \dots, \theta_i, \dots, \hat{\theta}_m)$ である。

ナルトビエイによる二枚貝の捕食量 (アサリ軟体部換算) 各解析期間中におけるナルトビエイによる二枚貝

の捕食量 (アサリ軟体部換算) (P) は以下の式で計算した。

$$P = \sum_{i=0}^n (R \times W'_i \times N_i) \quad (11)$$

ここではナルトビエイの 1 日当たり体重当たり捕食量 (アサリ軟体部換算) で、 $R = 0.007 \text{ 日}^{-1}$ である。²⁾ 駆除をしなかったと仮定した時の捕食量 (P^*) は以下の式で計算した。

$$P^* = \sum_{i=0}^n (R \times W'_i \times \hat{N}_0) \quad (12)$$

駆除によるアサリ食害の軽減を表す指標値 ($\%P$) を以下の式で計算した。

Table 2 Parameters of longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider) estimated by three types of DeLury's method. The 95% confidence intervals are shown in parentheses

Date	13 June–4 July 2007					
Model	N_0 (number of individuals)	q (day ⁻¹ boat ⁻¹)	σ^2	α	β	AIC
Normal approximation of binomial model	10,318 (10,175–10,464)	0.0096 (0.00936–0.0098)				1150
Over-dispersion model	9,622 (8,733–10,726)	0.0101 (0.0083–0.0122)	62.4 (34.1–132.9)			220
Taylor's power law model	8,338 (7,628–9,051)	0.0133 (0.0113–0.0154)		1.43×10^4 (0.78×10^4 – 3.05×10^4)	0.02 (–0.09–0.16)	219
Date	10 July–29 August 2007					
Model	N_0 (number of individuals)	q (day ⁻¹ boat ⁻¹)	σ^2	α	β	AIC
Normal approximation of binomial model	7,065 (6,950–7,184)	0.0121 (0.01175–0.0124)				1130
Over-dispersion model	5,788 (5,326–6,377)	0.0157 (0.01292–0.0191)	44.9 (27.8–89.3)			269
Taylor's power law model	5,616 (5,183–6,141)	0.0169 (0.01352–0.0210)		6.10 (3.66–11.14)	1.40 (1.29–1.52)	261
Date	27 May–12 June 2008					
Model	N_0 (number of individuals)	q (day ⁻¹ boat ⁻¹)	σ^2	α	β	AIC
Normal approximation of binomial model	1,975 (1,931–2,020)	0.0393 (0.0375–0.0412)				906
Over-dispersion model	1,609 (1,460–1,871)	0.0511 (0.03355–0.0781)	74.7 (37.8–180.4)			152
Taylor's power law model	2,585 (1,995–3,487)	0.0163 (0.00994–0.0261)		3.27 (1.76–6.78)	1.69 (1.53–1.86)	142
Date	1 July–26 August 2008					
Model	N_0 (number of individuals)	q (day ⁻¹ boat ⁻¹)	σ^2	α	β	AIC
Normal approximation of binomial model	8,574 (8,448–8,705)	0.0053 (0.00519–0.0055)				1533
Over-dispersion model	7,331 (6,804–7,977)	0.0063 (0.00534–0.0074)	40.6 (26.3–67.4)			397
Taylor's power law model	7,901 (7,321–8,597)	0.0055 (0.00462–0.0065)		0.49 (0.32–0.78)	1.88 (1.79–1.98)	384

$$\%P = \left(1 - \frac{P}{P^*}\right) \times 100 \quad (13)$$

結 果

CPUE 2007年6月5日～8月29日および2008年5月12日～8月26日におけるCPUE ($= C_t / X_t$) を Fig. 2 に示す。2007年には6月13日と7月10日に、2008年には5月27日と7月1日にピークが見られた。

性比 性比の時系列変化を近似多項式とともに Fig. 3 に示す。ここで *Date* は便宜的に2007年は6月1日、2008年は5月1日を *Date*=0 とした。2007年は7月9日、2008年は6月13日以降に雌個体の出現比率が大きくなり始める傾向があった。すなわち、雄主体の群れが先に来遊し、雌主体の群れが後から来遊する傾向が示唆された。

来遊日、解析期間 上述のCPUEと性比の変化をもとに、雄主体の群れの来遊日を2007年は6月13日、2008年は5月27日、雌主体の群れの来遊日を2007年は7月10日、2008年は7月1日として解析を行った。雄主体の群れを解析した期間は来遊日と性比の漸増が始まった日から2007年6月13日～7月4日（2007年前期）、2008年5月27日～6月12日（2008年前期）である。雌主体の群れを解析した期間は2007年7月10日～8月29日（2007年後期）、2008年7月1日～8月26日（2008年後期）である。

DeLury法のパラメータ推定値 4つの解析期間について推定した $\hat{N}_0$, $\hat{q}$, $\hat{\sigma}^2$, $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ を Table 2 に示す。

4つの解析期間すべてにおいて最もAICが小さい解析方法のモデルはTaylor's Power LawによるDeLury法の一般化モデルであった。その $\hat{N}_0$, $\hat{q}$ の値は各々2007年前期が8,338尾, 0.0133 日⁻¹ 隻⁻¹, 2007年後期が5,616尾, 0.0169 日⁻¹ 隻⁻¹, 2008年前期が2,585尾, 0.0163 日⁻¹ 隻⁻¹, 2008年後期が7,901尾, 0.0055 日⁻¹ 隻⁻¹であった。

残存資源尾数 ($\hat{N}_0$ - 最終駆除期までの累積漁獲尾数) の値は2007年7月4日が2,161尾, 8月29日が4,327尾, 2008年6月12日が1,212尾, 8月26日が2,558尾と計算された。駆除の割合 ($= 1 - \text{残存資源尾数} / \text{来遊尾数}$) は2007年前期が0.74, 後期が0.23, 2008年前期が0.53, 後期が0.67であった。

ナルトビエイによる二枚貝の捕食量 (アサリ軟体部換算) Taylor's Power LawによるDeLury法の一般化モデルで推定された $\hat{N}_0$ を使用してもとめた P , P^* , $\%P$ は各々2007年前期が6,245 kg, 10,797 kg, 42%, 2007年後期が7,061 kg, 16,609 kg, 58%, 2008年前期が1,947 kg, 2,833 kg, 31%, 2008年後期が18,662 kg, 38,703 kg, 52%であった。

平均個体重量 2007年の W'_t は2007年前後期とも平

Fig. 4 Mean weight (W') of longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider) in 2007–08 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea. Closed (black) horizontal bars at the top of each plot indicate the first periods in each year of abundance analysis by DeLury's methods. Open bars indicate the second period.

均8.7 kgであり統計的に有意な差はなかった（平均値の差の検定, 有意水準5%）。一方, 2008年前期が平均9.7 kg, 2008年後期が平均12.6 kgであり統計的に有意な差があった (Fig. 4)。

体盤幅組成, 体盤幅-体重関係 雌雄別の体盤幅組成を Fig. 5, 6 に示す。雄は500～1,025 mm, 雌は300～1,500 mmの範囲にあり, 雄に比べて雌の体盤幅の範囲は広く, 大型の個体が採集されていた。2007年, 2008年とも体盤幅-体重関係は雌雄差がなく, また, 体盤幅-体重関係は以下ようになった (Fig. 7)。

$$2007 \text{ 年}; W = 9.93 \times 10^{-10} D^{3.40}$$

$$(r^2 = 0.95, p < 0.001) \quad (14)$$

$$2008 \text{ 年}; W = 1.93 \times 10^{-9} D^{3.30}$$

$$(r^2 = 0.93, p < 0.001) \quad (15)$$

$$2007 \sim 2008 \text{ 年}; W = 1.61 \times 10^{-9} D^{3.32}$$

$$(r^2 = 0.94, p < 0.001) \quad (16)$$

考 察

2007, 2008年においてナルトビエイは, 前期 (2007年6月13日～6月29日, 2008年5月27日～6月12日) に雄主体の群れが来遊し, 後期 (2007年7月10日以降, 2008年7月1日前後) に雌主体の群れが遅れ

Fig. 5 Frequency of disk width (D) for male and female longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider) in 2007 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea. The number of individuals (n) measured is given adjacent to each sampling date's legend.

て来遊するパターンがあり、解析期間途中の加入の影響を軽減するため DeLury 法も前後期に分けて適用した。漁期途中で加入の判断は、性比のような漁獲量、努力量データ以外の生物測定データが有効であった。今後の来遊尾数推定のための調査でも、これらの情報を収集する必要がある。

2007 年前期の Taylor's Power Law による DeLury 法の一般化モデルと二項分布の正規近似モデルへの過分散 (over-dispersion) 導入モデルの AIC の差はわずかに 1 しかなかった。パラメータ数を増やし、モデルを複雑にした効果は少ない。2007 年前期の Taylor's Power Law による DeLury 法の一般化モデルの β の推定値は 0 に近い値であるので、分散がほぼ一定であることと同義となり、両モデル間での AIC の差が小さい結果となっている。本報では、AIC を基準としたモデル選択を優先し、Taylor's Power Law による DeLury 法の一般化モデルでの結果を採用した。なお、二項分布の正規近似モデルへの過分散 (over-dispersion) 導入モデルでの解析から推定される来遊尾数は Taylor's Power Law による DeLury 法での推定値よりも大きく、漁具能率は小さい (Table 2)。駆除の割合は 0.64 とやや小さく見積られる。 $\%P$ は 37% でやや小さくなる。

本報のナルトビエイの DeLury 法の適用ではランダムサンプリングを前提とする二項分布の正規近似モデルよりも、過分散を仮定しているモデルの方が AIC 基準でのモデルの妥当性が高かった。漁業によるサンプリングを前提とする水産資源の解析の場合、「魚のパッチ状分布という生態学的特性」と「効率よくまとめて漁獲するという漁具の特性」に起因して単純ランダムサンプリングの仮定が成立しない場合が多いと考えられる。¹⁵⁾ ナルトビエイの場合もランダムサンプリングの仮定が成立していなかったため、過分散を仮定しているモデルがより妥当であったのであろう。

漁具能率は 2008 年後期に 2008 年前期よりも大幅に低下している (Table 2)。しかし、体盤幅-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いものと考えられる。¹⁶⁾ 漁具能率の低下はむしろ刺し網による捕獲の機構と関わっているのかもしれない。刺し網は使用する網目幅に対応して最適の捕獲サイズがあり、最適捕獲サイズよりも大きい個体はど網に捕獲されにくくなるといった網目選択性がある。¹⁷⁾ 2008 年後期は 2008 年前期と比較して大型個体が採集されていた (Fig. 4)。2008 年後期に来遊した群れのサイズが 2008 年に使用した網目の最適漁獲サイズよりも大きかったために単位努力量 (1 日

Fig. 6 Frequency of disk width (D) for male and female longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider) in 2008 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea. The number of individuals (n) measured is given adjacent to each sampling date's legend.

1 漁船) 当たりの捕獲尾数が減少し, 2008 年後期に漁具能率の低下が観測された可能性がある。しかし, 大型の個体は雌が多いので (Fig. 5, 6), 大型雌個体と小型雄個体との行動特性の相違など未知の部分も関与しているかもしれない。行動観察により確認する必要がある。

前期の取り残し資源尾数の後期の % P に対する影響が計算の仮定上, 考慮されていない問題があるが, 駆除作業がナルトビエイによる二枚貝の食害を 31~58% 軽減する効果があったことが示された。ただし, 二枚貝, 特にアサリ資源の減少はナルトビエイの来遊以前から見

Fig. 7 Relationship between the disk width (D) and weight (W) of longheaded eagle ray *Aetobatus flagellum* (Bloch and Schneider) in 2007–08 in Nakatsu of Suo-Nada, the Seto Inland Sea.

られており、2008 年においても十分な回復がなされていない (http://www.jfa.maff.go.jp/j/suisin/s_keikaku/pdf/oita_asari.pdf)。18) アサリ資源の回復のためにはナルトビエイの駆除以外にもアサリの種苗放流、漁獲規制などの施策が必要なのであろう。

駆除作業がナルトビエイ資源を大幅に減少させるという意味で有効であったかどうかの判断は、2009 年以降の来遊尾数が減少するかを確認するまで待つ必要がある。駆除の割合からして、特に 2008 年は相当量のナルトビエイを駆除している可能性がある。中津でナルトビエイが産仔し、再生産が行われているのかも含めて残存資源量と来遊量の関係について更なるデータの蓄積が必要である。

国際自然保護連合 (IUCN) が発行している 2007 年版のレッドリストではナルトビエイは Endangered (絶滅危惧種) と評価されている (<http://www.iucnredlist.org/search>)。しかし水産庁に「漁業有害生物」と位置づけられるほど、周防灘にはナルトビエイが来遊する。山口¹⁹⁾は有明海におけるナルトビエイの増加は平均的な海水温の上昇が一因と考え、ナルトビエイの増加による二枚貝類の食害問題を自然界からの警鐘と真摯に受け止めるべきとの感想を述べている。そして、有明海でナルトビエイの生活史を完結するのか否かを明らかにした

上で、移動と棲息数を知ることが重要であると指摘している。IUCN と水産庁のナルトビエイに対する評価の妥協点「どれほどの数のナルトビエイの駆除ならば資源は保護されるか」を探るためにも周防灘における組織的な来遊尾数調査の体制を確立し継続することが必要であらう。

謝 辞

本論文を作成するにあたり、瀬戸内海区水産研究所生産環境部首藤宏幸博士には校閲等でご協力いただいた。ここに記して感謝の意を表する。また、駆除事業で収集した漁獲尾数、重量データを提供いただいた大分県漁業協同組合中津支店、宇佐支店職員の皆様、駆除事業における操業状況等の情報を提供していただいた大分県漁業協同組合中津支店、宇佐支店所属の漁業者の皆様、ナルトビエイ測定作業を共に実施した大分県農林水産研究センター水産試験場浅海研究所並松良美氏、元職員福田鑑氏に感謝する。

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) 伊藤龍星. ナルトビエイによる二枚貝の食害. おおいた AQUA NEWS 2006; **22**: 7–8.
- 4) Akaike H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: Petran BN, Csaaki F (eds). *International Symposium on Information Theory*. Akadeemiai Kiado, Budapest. 1991; 267–281.
- 5) 小島 博, 石橋喜美子. 徳島県海部群産クロアワビの資源特性値の推定. 東海水研報 1985; **118**: 11–20.
- 6) 平山信夫, 山田作太郎, 菊地 弘, 山田潤一. DeLury 法の修正とアワビ採捕漁業への応用. 日水誌 1989; **55**: 409–416.
- 7) Yamakawa T, Matsumiya Y, Nishimura M, Ohnishi S. Expanded DeLury's method with variable catchability and its application to catch-effort data from spiny lobster gillnet fishery. *Fish. Sci.* 1994; **60**: 59–63.
- 8) Yamashita N, Hasegawa M, Yamada S, Tanaka E, Kitakado T, Fushimi H. Modification of DeLury's method for fishery exploiting two stocks. *Fish. Sci.* 2000; **66**: 460–466.
- 9) DeLury DB. On estimation of biological populations. *Biometrics* 1947; **3**: 145–167.
- 10) 石川佑司, 吉本幸雄, 堀 隆喜, 井口弘章, 伊島時郎, 米田 寛, 小原俊行, 荻田征男. 県北海域における藻場・干潟の分布について—I. 大分浅試調研報 1979; **2**: 1–64.
- 11) Akamine T. An interval estimation of Leslie's method in removal methods. *Bull. Japan Sea Natl. Fish. Res. Inst.* 1990; **40**: 27–49.
- 12) 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.
- 13) Phiri KH, Shirakihara K, 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.
- 14) Taylor LR. Aggregation, variance and the mean. *Nature* 1961; **189**: 732-735.
- 15) 北田修一. 標識再捕に基づく種苗放流効果の評価に関する統計学的研究. 栽培資源調査検討会資料 No. 6, 日本栽培漁業協会, 東京. 1991; 1-96.
- 16) 梨本勝昭. 刺し網の漁獲選択性. 「水産学シリーズ 28 漁具の漁獲選択性」(日本水産学会編) 恒星社厚生閣, 東京. 1979; 65-81.
- 17) 平山信夫. 漁具相互間の漁獲選択性の比較. 「水産学シリーズ 28 漁具の漁獲選択性」(日本水産学会編) 恒星社厚生閣, 東京. 1979; 112-123.
- 18) 大分県. 大分県豊前海アサリ資源回復計画平成 16 年 3 月 26 日 (平成 21 年 3 月 24 日一部改正). 2009; 1-15.
- 19) 山口敦子. 有明海のエイ類について—二枚貝の食害に関連して—. 月刊海洋 2003; **394**: 241-245.