ニギス太平洋系群の資源評価

田 中 栄 次*

(2021 年 3 月 14 日受付, 2021 年 7 月 11 日受理, 2021 年 10 月 14 日 J-STAGE 早期公開)

東京海洋大学

Stock assessment of the Pacific stock of deep-sea smelt *Argentina semifasciatus*

Eiji TANAKA

Tokyo University of Marine Science and Technology, Minato, Tokyo 108-8477, Japan

An age-structured model of stock dynamics without stock and recruitment model was applied to data of the Pacific stock of deep-sea smelt in order to estimate stock sizes from 1980 to 2018. The data sets used for estimations were series of catch over the years, that of abundance index with variance estimate, an estimate of the average fishing coefficient over 1970–2009 and some biological parameters. The age-structure consists of only two cohorts because the lifespan of the smelt is three years. Using the given fishing coefficient and age-composition in the first year of data and the abundance index, the annual stock size by age in subsequent years is computed by those values, biological parameters and deterministic equations in the model. Unknown parameters are estimated using the estimate of the average fishing coefficient, and the parametric bootstrap method is used to estimate the variance of parameter estimates. The estimation results show that point estimates of spawning stock biomass ranged from 965 (SE: 161) tonnes to 3,069 (SE: 515) tonnes, the biomass fluctuated in a cycle of about 20 years and those of fishing coefficient gradually decreased in proportion to effective fishing effort. The features of the estimation method and modification of the estimations in the future are discussed.

キーワード：ASPM, 資源評価, ニギス

ニギス太平洋系群（以下、ニギスという）は紀伊半島沖や土佐沖の沖合底曳き網漁業（以下、沖底という）、愛知県沖の小型底曳網漁業などで漁獲されており、重要な底魚資源の1つである。^{1,2)} ニギスの漁獲量はピーク時の1997年の1,977トンから減少傾向に転じ近年は600トン前後で推移している（Fig. 1）。沖底の漁獲努力量も熊野沖では1985年の10.9（千網）から2018年の3.9に、土佐沖では1984年の5.9から2018年の0.4に減少している。こうした利用状況にある本資源に関し水産庁は2020年に発表した資源管理のロードマップ（<https://www.jfa.maff.go.jp/j/suisin/attach/pdf/index-63.pdf>, 2021年6月9日）の中でも新たなTotal Allowable Catch (TAC) 制度の対象資源として取り上げている。

同系群は日本海系群³⁾と異なり成長も早く、性成熟年齢は2歳、寿命も3年程度^{1,2,4)}と短く、したがって自然

死亡率も大きいと考えられる。年齢査定の結果では2歳魚の漁獲が全体の9割以上を占め、⁵⁾漁獲物の体長組成^{2,6)}でも2歳魚に当たる体長18 cm前後の個体の頻度が非常に高く1歳魚に相当する13 cm前後の個体や3歳魚に相当する20 cm前後の個体の出現頻度は僅かである。

現在ニギスでは資源量推定は行われておらず、TACの基礎となるAllowable Biological Catch (ABC) の値は年々の総漁獲量と資源量指数だけを用いて算出するモデル独立型の算定方法で計算されている。¹⁾ 資源量の推定方法の1つである余剰生産モデル⁷⁻⁹⁾による推定に必要な漁獲量と資源量指数のデータ^{1,2)}は利用可能であり、さらに成長や成熟年齢など生物特性値^{1,2)}などの情報が利用できるので年齢構成余剰生産モデル(age structured production models, ASPM)¹⁰⁻¹²⁾を用いた資源評価を検討し得る。

Fig. 1 Annual amount of catch for the Pacific stock of deep-sea smelt over 1980–2018. The amount in 2018 is provisional (see reference¹⁾ for details).

しかしながら漁獲物の大部分が2歳魚であり、2歳で漁場加入し成熟すると仮定すると資源量指数はサケ・マスの溯上量のように加入量と親魚量の変動を表すような指数となり通常の余剰生産モデル⁷⁻⁹⁾の応用は難しい。加入までの時間遅れを考えるとASPM型が候補となるが、再生産曲線を用いるASPMでは困難が予想される。加入量変動が大きい場合、再生産曲線による予測値とはかけ離れた値が実現値となり、未知パラメータの推定が難しいからである。

このため変動の大きい加入量を推定する過程を推定方法に組み込む必要がある。その1つの新たな推定方法の候補は以下のような計算である。漁獲係数以外のパラメータの値が与えられたとき、初年度の年齢別資源量と漁獲係数が決まれば、1) 毎年の資源量指数との比から各年の資源量が計算でき、2) 前年の資源量の漁期初めにおける生残り量と加入量(=資源量-生残り量)が計算できるので、前進法で毎年の年齢別資源量が計算できる。未知パラメータは別のデータに合うように定めればよい。

本研究では上記のような単純な計算に基づいてニギスの資源量を推定する。推定は資源量指数が年間平均の漁獲対象資源量に比例する場合と年初めのそれに比例する場合の2つのケースを想定して行う。推定結果の特色やモデルの改良などについて考察する。

材料と方法

資源動態モデル 計算の簡素化のため漁場に参加している部分のみが漁獲され、残りは自然死亡だけで減耗するモデルで漁獲の選択性を表す。漁場に参加している割合を漁場加入率で表す。1歳魚の漁獲はわずかなのでナイフエッジ型の加入率を仮定し漁獲は2歳から始まること、加入資源は無選択に漁獲されること、3歳の終りにすべての個体は死亡することを仮定する。 $t(=1, 2, \dots, T)$ 年、 $a(=1, 2, 3)$ 歳(年)の個体数を $N_{t,a}$ (尾)で示し、その動態と漁獲量 Y_t (kg)を以下の式で表

す。¹⁰⁻¹²⁾

$$N_{t,a} = \begin{cases} R_t & (a=1) \end{cases} \quad (1a)$$

$$N_{t,a} = \begin{cases} N_{t-1,a-1} S_{t-1,a-1} & (2 \leq a \leq 3) \end{cases} \quad (1b)$$

$$S_{t,a} = \begin{cases} e^{-M_a} & (a=1) \end{cases} \quad (2a)$$

$$S_{t,a} = \begin{cases} \gamma_a e^{-F_t - M_a} + (1 - \gamma_a) e^{-M_a} & (2 \leq a \leq 3) \end{cases} \quad (2b)$$

$$Y_t = \sum_{a=2}^3 E_{t,a} P_{t,a} = F_t \bar{P}_{t,*} \quad (3)$$

$$P_{t,a} = \gamma_a \bar{w}_a N_{t,a} \quad (4)$$

$$\bar{P}_{t,*} = \bar{P}_{t,2} + \bar{P}_{t,3} \quad (5)$$

$$P_{t,a} = \frac{\bar{w}_a N_{t,a} \gamma_a}{F_t + M_a} (1 - e^{-F_t - M_a}) \quad (6)$$

$$E_{t,a} = \frac{F_t}{F_t + M_a} (1 - e^{-F_t - M_a}) \quad (7)$$

ここで、 γ_a : 漁場加入率 ($0 \leq \gamma_a \leq 1$)

$E_{t,a}$: 漁獲率 ($0 \leq E_{t,a} \leq 1$)

F_t : 漁獲係数 (年当たり)

M_a : 自然死亡係数 (年当たり)

$\bar{N}_{t,a}$: 年間平均の資源尾数 (尾)

$P_{t,a}$: 年初めの年齢別漁獲対象資源量 (kg)

$\bar{P}_{t,a}$: 年間平均の年齢別漁獲対象資源量 (kg)

$\bar{P}_{t,*}$: 年間平均の総漁獲対象資源量 (kg)

R_t : 加入量 (尾)

$S_{t,a}$: 生残率 ($0 \leq S_{t,a} \leq 1$)

$\bar{w}_a$: a 歳から $a+1$ 歳の間の平均体重 (kg)。

2歳魚以上の総資源量の年間平均を B_t (kg)で示すと B_t は次式で表される。

$$B_t = \sum_{a=2}^3 \bar{w}_a N_{t,a} \left\{ \frac{\gamma_a (1 - e^{-F_t - M_a})}{F_t + M_a} + \frac{(1 - \gamma_a) (1 - e^{-M_a})}{M_a} \right\} \quad (8)$$

特に $\gamma_2 = \gamma_3 = 1$ のときは $B_t = \bar{P}_{t,*}$ である。満2歳で成熟し産卵は長期にわたることから本研究では B_t を親魚量として用いる。

パラメータ推定 仮定1) 生物学的特性値($M, \bar{w}_a$)及び γ_a の値は既知である、2) Y_t は正確である、3) データの初年度の資源は定常状態にあった、と仮定する。仮定1-2)から(1)-(7)式の動態モデルの中で F_t と $N_{t,a}$ だけが未知となる。

資源量指数を I_t で示す。本研究では比較のため、モデルA: I_t が年間平均の資源量に比例する、モデルB: I_t が年初めの資源量に比例する、の2モデルによる推定を行う。2モデルで計算が異なるのでまず計算が簡単な前者から説明する。

モデルAの計算手順は1) 定常性を仮定し初年度の漁獲方程式を解いて $\hat{F}_1, \hat{N}_{1,a}$ 及び $\hat{P}_{1,*}$ を求める、2) 翌年以降の $\hat{P}_{t,*}$ は I_t の初年度との比を使って計算する、3) (3)式の $Y_t = F_t \bar{P}_{t,*}$ から $\hat{F}_t$ を計算する、4) $\hat{N}_{1,a}, \hat{P}_{t,*}$ 及び $\hat{F}_t$ から前進法で $\hat{N}_{t,a}$ を計算するという手順である。具体的には以下の通りである。

I_t の推定値 $\hat{I}_t$ は次式で表されると仮定する。

$$\hat{I}_t = U_t e^{\varepsilon_t} \quad (9a)$$

$$U_t = q \bar{P}_{t,*} \quad (9b)$$

$$\varepsilon_t \sim N[0, \sigma_t^2] \quad (9c)$$

ここで、 ε_t : 観測誤差

σ_t^2 : ε_t の分散

q : 漁具能率。

前進法で $N_{t,a}$ の値を計算する方法を考える。まず $t=1$ における $N_{t,a}$ の値を計算する。定常状態の仮定から $\hat{F}_1$ が与えられると (1a)-(7) 式を使って 2 歳魚の個体数当たり漁獲量 (kg/尾) が計算でき、 Y_1 をこれで割ると $\hat{N}_{1,2}$ が得られる。この計算から $\hat{N}_{1,a}$ や $\hat{P}_{1,*}$ の値が次式で計算できる。

$$\hat{N}_{1,2} = \frac{Y_1}{\hat{c}_1} \quad (10)$$

$$\hat{N}_{1,3} = \hat{N}_{1,2} \hat{S}_{1,2} \quad (11)$$

$$\hat{P}_{1,*} = \gamma_2 \bar{w}_2 \hat{N}_{1,2} + \gamma_3 \bar{w}_3 \hat{N}_{1,3} \quad (12)$$

$$\hat{c}_1 = \hat{E}_{1,1} \gamma_2 \bar{w}_2 + \hat{E}_{1,2} \gamma_3 \bar{w}_3 \hat{S}_{1,2} \quad (13)$$

$$\hat{S}_{1,2} = \gamma_2 e^{-\hat{F}_1 - M_2} + (1 - \gamma_2) e^{-M_2} \quad (14)$$

ここで $\hat{c}_1$ は 2 歳魚の個体数当たり漁獲量 (kg/尾) を示す。

$\hat{P}_{1,*}$ の値を使えば (3) 及び (8a)-(8b) 式から翌年以降の $\hat{P}_{t,*}$ や $\hat{F}_t$ の値は次式で計算できる。

$$\hat{P}_{t,*} = \hat{P}_{1,*} \times \frac{\hat{I}_t}{\hat{I}_1} e^{-(\tau_t^2/2)} \quad (15)$$

$$\hat{F}_t = \frac{Y_t}{\bar{P}_{t,*}} \quad (16)$$

$$\tau_t^2 = \sigma_1^2 + \sigma_t^2 - 2\sigma_{1,t}^2 \quad (17)$$

ここで、 τ_t^2 : ($\varepsilon_t - \varepsilon_1$) の分散

$\sigma_{1,t}^2$: ε_1 と ε_t の共分散。

(15) 式の $e^{-\frac{\tau_t^2}{2}}$ は $E[\hat{I}_t/\hat{I}_1]$ を $E[\hat{I}_t]/E[\hat{I}_1]$ に一致させるための補正である。

次に $\hat{N}_{1,3}$, $\hat{P}_{t,*}$ 及び $\hat{F}_t$ を使って 2 年目以降の $\hat{N}_{t,a}$ を以下のように計算する。 t 年の 3 歳の $\hat{N}_{t,3}$ の $\hat{N}_{t-1,2}$ と $\hat{F}_{t-1}$ を用い (1b) と (6) 式で、 $\hat{N}_{t,2}$ は (5) 式を解いて以下の式で計算する。

$$\hat{N}_{t,3} = \hat{N}_{t-1,2} e^{-F_{t-1} - M_2} \quad (18)$$

$$\hat{N}_{t,2} = \frac{\hat{P}_{t,*} - \hat{P}_{t,3}}{\gamma_2 \bar{w}_2} \div \frac{1 - e^{-F_t - M_2}}{F_t + M_2} \quad (19)$$

(18), (19) 式の計算を繰返すと 2 歳以上の魚の $\hat{N}_{t,a}$ の値が定まる。 $\hat{R}_t$ について後退法により次式で計算できる。

$$\hat{N}_{t,1} = \hat{R}_t = \hat{N}_{t+1,2} e^M \quad (20)$$

以上の計算で $\hat{F}_1$ を与えることにより最近年の $\hat{N}_{T,1}$ ($=R_T$) 以外の $\hat{N}_{t,a}$ を計算することができる。

次にモデル B の計算手順ではモデル A の 1-2), 4) と同様とするが、3) は方程式 $Y_t = \sum_{a=2}^3 E_{t,a} \hat{P}_{t,a}$ を解いて $\hat{F}_t$ を求める点異なる。まずモデル A の (18)-(19) 式の代わりに以下の計算を行う。(9b), (15) 式に代えて次式を仮定する。

$$U_t = q P_{t,*} \quad (21a)$$

$$\hat{P}_{t,*} = \hat{P}_{1,*} \times \frac{\hat{I}_t}{\hat{I}_1} e^{-(\tau_t^2/2)} \quad (21b)$$

ここで、 $P_{t,*} (=P_{t,2} + P_{t,3})$ は年初めの総漁獲対象資源量 (kg) を示す。まず (10)-(14) で $\hat{N}_{1,a}$ を求める。モデル A と同様に 3 歳の $\hat{N}_{t,3}$ や $\hat{P}_{t,3}$ の値は前年の $\hat{N}_{t-1,2}$ と $\hat{F}_{t-1}$ を用い (1b), (2b) 及び (4) 式から計算する。 t 年における 2 歳魚の総数 $\hat{N}_{t,2}$ は、 $\hat{P}_{t,*} = \hat{P}_{t,2} + \hat{P}_{t,3}$ であることを利用して次式で計算する。

$$\hat{N}_{t,2} = \frac{\hat{P}_{t,*} - \hat{P}_{t,3}}{\gamma_2 \bar{w}_2} \quad (22)$$

$\hat{N}_{t,2}$ と $\hat{N}_{t,3}$ が決まるので $\hat{F}_t$ の値は次の方程式を解いて求める。

$$Y_t = \sum_{a=2}^3 \hat{E}_{t,a} \gamma_a \bar{w}_a \hat{N}_{t,a} \quad (23)$$

(22), (23) 式の計算を繰返すと 2 歳以上の魚の $\hat{N}_{t,a}$ の値を計算する。

Y_t が決まっているので、モデル A では M_a などのパラメータに関係なく (16) 式から $\hat{F}_t$ ($t \geq 2$) が決まる構造になっているが、モデル B では (23) 式を解いて $\hat{F}_t$ ($t \geq 2$) を求めるので M_a などのパラメータの値の影響を受けることに注意する。

$\hat{F}_1$ の値は別のデータを用いて推定された、 $t=1$ から T' 年の漁獲係数の平均値の推定値 $\hat{F}$ と、(16) または (23) 式から計算される平均値 $\bar{F}_{est}$ の差の二乗 SS_1

$$SS_1 = (\hat{F} - \bar{F}_{est})^2 \quad (24)$$

を最小にするように $\hat{F}_1$ の値を定める。ここで $\bar{F}_{est}$ は次式で定義される。

$$\bar{F}_{est} = \frac{1}{T'} \sum_{t=1}^{T'} \hat{F}_t \quad (25)$$

I_t の観測誤差による誤差評価はブートストラップ法¹³⁾で行い、リサンプルは I_t の点推定値 $\hat{I}_t$ と誤差分散 $\hat{\sigma}_t^2$ を用いて以下の式を用いて生成する。

Table 1 List of scenarios for parameter estimation

Scenario	I_t	M_a	$\hat{F}$	γ_2	γ_3	Data of I_t
S0	$I_t = q\bar{P}_{t,*}$	M_a	0.68	1.0	1.0	Standardized
S1	"	$1.5 \times M_a$	"	"	"	"
S2	"	$0.5 \times M_a$	"	"	"	"
S3	"	$M_a = 1.3$	"	"	"	"
S4	"	M_a	1.02	"	"	"
S5	"	"	0.34	"	"	"
S6	"	"	0.68	0.5	1.0	"
S7	"	"	"	1.0	0.5	"
S8	"	"	"	1.0	1.0	Off Tosa City
T0	$I_t = qP_{t,*}$	M_a	0.68	1.0	1.0	Standardized
T1	"	$1.5 \times M_a$	"	"	"	"
T2	"	$0.5 \times M_a$	"	"	"	"
T3	"	$M_a = 1.3$	"	"	"	"
T4	"	M_a	1.02	"	"	"
T5	"	"	0.34	"	"	"
T6	"	"	0.68	0.5	1.0	"
T7	"	"	"	1.0	0.5	"
T8	"	"	"	1.0	1.0	Off Tosa City

$$\tilde{I}_t = \hat{U}_t e^{\varepsilon'_{t,i}} \quad (26)$$

$$\varepsilon'_{t,i} \sim N[0, \hat{\sigma}_i^2] \quad (27)$$

$\tilde{I}_t$ を用いて推定を繰返し点推定値の誤差評価を行う。

仮定したパラメータの値の違い等の影響を見るために Table 1 に示すシナリオについて推定を行う。この表で S0 と T0 がそれぞれモデル A と B の基本シナリオで、S1-S5 は M や $\hat{F}$ が S0 と異なる、S6-7 は γ_a が異なる、S8 は土佐沖の資源量指数を用いるシナリオで、T1-8 も同様である。

データ 計算に用いた生物特性値、漁獲量と標準化した資源量指数を Tables 2, 3 に示す。安田ら¹⁾の1-3歳の年齢・体長の値¹⁾から von Bertalanffy の成長式のパラメータを計算した。この結果極限体長 $L_\infty = 21.3$ cm, 成長係数 $K = 0.92$ (1/yr) と推定された。体重 (g) は $0.01 \times (\text{体長, cm})^3$ で計算し $\bar{w}_a$ の値を求めた。

M の値の1つの候補として Pauly の関係式¹⁴⁾の改良式¹⁵⁾を用い、von Bertalanffy の成長式のパラメータ及び土佐湾の水深 200 m の水温 12.5°C (https://www.pref.kochi.lg.jp/soshiki/040409/files/2012040400137/2012040400137_www_pref_kochi_lg_jp_uploaded_attachment_70704.pdf, 2021 年 3 月 14 日) を用いて計算すると、 $M = 1.3$ (1/yr) となる。3 歳魚の出現が極めて少ないので M の年齢依存性を考慮し、ここでは寿命も上記の式で計算される M の値も近いカタクチイワシ太平洋系群の M_a の値¹⁶⁾を仮定した (Table 2)。

熊野沖と土佐沖の資源量指数¹⁾を用いた標準化指数を推定に用いた。土佐沖の値は 2012 年以降急増しており

Table 2 Biological parameters of the Pacific stock of deep-sea smelt used for estimations under Scenarios S0 and T1 in Table 1

	Age (a , years)		
	1	2	3
$\bar{w}_a$ (g)	51.5	69.0	84.5
m_a	0.0	1.0	1.0
γ_a	0.0	1.0	1.0
M (1/yr)	1.0	1.6	1.9

両海域の動向が異なっている。土佐沖では努力量がピーク時の 5-10% 程度に、漁船数も 1-2 隻に減少し高密度水域のみで操業している可能性がある。そこで 1) 資源量指数の誤差分散は努力量 (網数) に反比例すること、2) 土佐沖の漁獲性能は有効漁獲努力量に依存して線形に変化することを仮定し、以下のような統計モデルを用いて標準化した。

(9a), (9c), (17) 式の U_t , σ_t^2 及び $\sigma_{1,t}^2$ を次式で表す。

$$U_t = e^{\mu_t} \quad (28)$$

$$\sigma_t^2 = V(\hat{\mu}_t) \quad (29)$$

$$\sigma_{1,t}^2 = \text{Cov}(\hat{\mu}_1, \hat{\mu}_t) \quad (30)$$

ここで、 μ_t は I_t の対数を示す。熊野沖 ($k=1$) と土佐沖 ($k=2$) との資源量指数 ($I_{t,k}$) の対数値を、熊野沖を基準として以下のように年効果 + 海域効果 + 誤差で表す。

$$\ln(I_{k,t}) = \begin{cases} \mu_t + \delta_{k,t} & (k=1) \\ \mu_t + (\alpha + \beta Z_t) + \delta_{k,t} & (k=2) \end{cases} \quad (31a)$$

$$\ln(I_{k,t}) = \begin{cases} \mu_t + \delta_{k,t} & (k=1) \\ \mu_t + (\alpha + \beta Z_t) + \delta_{k,t} & (k=2) \end{cases} \quad (31b)$$

$$\delta_{k,t} \sim N\left(-\frac{s^2}{2X_{k,t}}, \frac{s^2}{X_{k,t}}\right) \quad (32)$$

ここで、 α : 土佐沖効果

β : 比例定数

$\delta_{k,t}$: 誤差

μ_t : 年効果

s^2 : 1 回の操業における資源量指数の誤差分散

$X_{k,t}$: 努力量 (網数)

Z_t : 土佐沖の有効努力量 (網数)。

(31a)-(32) 式を用いて最尤推定を行い Fisher 情報量から推定値の分散を計算し、¹⁷⁾ Table 3 の値を得た。なお、 $\hat{\alpha} = 1.755$ (SE: 0.163), $\hat{\beta} = -2.411 \times 10^{-4}$ (SE: 0.364 $\times 10^{-4}$), $\hat{s}^2 = 152$ (SE: 17.1) であった。

$\hat{F}$ の値は定常性を仮定し土佐沖の沖合底曳き網漁業の月別 CPUE (kg/網) の減少傾向から推定した。データは 1970-2009 年の解禁明けの 10 月から翌年 4 月までの平均 CPUE である (<https://www.pref.kochi.lg.jp/soshiki/040409/files/2017031500070/nigisu.pdf>, 2021 年 3 月 14 日)。このように長期のデータを利用する理由は、変動が大きい資源なので短期のデータだけに合わせるとそ

Table 3 Data of catch (Y_t , ton), abundance index ($\hat{U}_t$, kg/haul) and its variance ($\hat{\sigma}_t^2$) and covariance ($\hat{\sigma}_{1,t}^2$) in log-scale

Year (t)	Y_t	$\hat{U}_t$	$\hat{\sigma}_t^2$	$\hat{\sigma}_{1,t}^2$
1980	996	381	0.0262	0.0262
1981	1,321	739	0.0237	0.0004
1982	1,344	706	0.0255	0.0004
1983	1,448	637	0.0226	0.0005
1984	1,493	744	0.0213	0.0005
1985	1,178	659	0.0210	0.0003
1986	1,491	707	0.0222	0.0004
1987	1,712	882	0.0207	0.0004
1988	1,631	778	0.0210	0.0004
1989	1,639	961	0.0213	0.0004
1990	1,669	874	0.0243	0.0004
1991	1,796	1,194	0.0256	0.0005
1992	1,892	1,011	0.0284	0.0005
1993	1,447	900	0.0332	0.0005
1994	1,641	1,146	0.0333	0.0006
1995	1,535	808	0.0392	0.0007
1996	1,936	1,179	0.0417	0.0007
1997	1,977	956	0.0445	0.0006
1998	1,565	874	0.0463	0.0006
1999	1,316	972	0.0421	0.0005
2000	1,157	638	0.0451	0.0005
2001	1,119	716	0.0584	0.0005
2002	1,147	820	0.0837	0.0007
2003	833	649	0.0434	0.0003
2004	940	527	0.0427	0.0003
2005	888	808	0.0429	0.0003
2006	942	888	0.0448	0.0003
2007	953	1,127	0.0529	0.0004
2008	1,087	940	0.0505	0.0004
2009	1,016	1,204	0.0549	0.0004
2010	901	953	0.0569	0.0003
2011	631	597	0.0629	0.0004
2012	868	1,150	0.0641	0.0002
2013	599	682	0.0687	0.0002
2014	593	708	0.0769	0.0003
2015	718	970	0.0727	0.0002
2016	739	827	0.0862	0.0002
2017	616	833	0.0719	0.0002
2018	552	482	0.0716	0.0002

の前後の推定値の挙動が不安定になる可能性があること、このデータはバブル経済の前後を含んでおり漁獲努力量の維持発展期と減少期の幅広い範囲が含まれること、土佐沖の資源量指数の傾向が熊野沖と大きくずれる以前であることによる。

この値を図から読み取り、単回帰によって $\hat{Z}=0.23$ (月当たり) を得た (Fig. 2)。この値と漁獲の主体である 2 歳魚の M_a から操業期間 7 か月を用いて $\hat{F}=(0.23$

Fig. 2 Monthly changes in catch per unit effort (kg/haul) of offshore Danish purse seine fishery in Kochi Prefecture for the Pacific stock of deep-sea smelt, averaged over 1970–2009.**Table 4** Results of parameter estimations for scenarios S0–T8 in Table 1

Scenario	RSS	$\hat{F}_1$	$\hat{V}(\hat{F}_1)$
S0	0.00	1.03	0.030
S1	0.00	1.03	0.030
S2	0.00	1.03	0.030
S3	0.00	1.03	0.030
S4	0.00	0.52	0.007
S5	0.00	1.55	0.067
S6	0.00	1.03	0.030
S7	0.00	1.03	0.030
S8	0.00	1.30	0.046
T0	0.00	1.18	0.099
T1	0.00	1.15	0.077
T2	0.00	1.22	0.151
T3	0.00	1.20	0.119
T4	0.00	0.55	0.013
T5	0.00	1.93	0.509
T6	0.00	1.18	0.098
T7	0.00	1.18	0.101
T8	0.00	1.53	0.214

$-1.6 \div 12) \times 7 = 0.68$ (年当たり) とした。

結 果

Table 4 に $\hat{F}_1$ の推定結果をまとめて示す。S0 の推定結果は $RSS=0$, $\hat{F}_1=1.03$, $\hat{V}[F_1]=0.16$ であった。S0 と T0 における $\hat{B}_t$, $\hat{R}_t$ 及び $\hat{F}_t$ の推移を Fig. 3 に示す。この図から 1) T0 の信頼区間が S0 に比べてやや広い点を除くと両者の推定結果に大きな食い違いはないこと、2) $\hat{R}_t$ の推移は $\hat{B}_t$ によく似ており 1990 年前後と 2010 年前後をピークとした 20 年程度の周期的変動がみられること、3) 長期的に $\hat{B}_t$ は一定、 $\hat{R}_t$ は若干減少、 $\hat{F}_t$ は減少傾向であること、4) $\hat{F}_t$ の推移は標準化努力量の推移とほぼ一致することなどがわかる。

Fig. 3 Results of estimation of spawning stock biomass ($\hat{B}_t$), number of recruits ($\hat{R}_t$) and fishing coefficient ($\hat{F}_t$) under Scenarios S0 and T0 in Table 1. Solid curve and dotted curves show point estimates and 95% upper and lower intervals computed from 1,000 resamples.

Fig. 4 Comparison of coefficient of variation (CV) estimates of $\hat{B}_t$ and $\hat{R}_t$ with that of abundance index ($\hat{I}_t$).

S0では $\hat{B}_t$ の最小は1980年の965 (SE 161) トンで最大は1991年の3,069 (515) トンであった。 $\hat{F}_t$ は1980–1984年の平均0.85 (1/yr) から直近5か年の平均0.36に減少しており、 R_t の減少による $\hat{B}_t$ の減少を緩和している可能性が示唆される。

Figure 4に $\hat{I}_t$, $\hat{B}_t$ 及び $\hat{R}_t$ のCVの推移を示す。この図はこれらのCVはほぼ一致していることを示しており、 $\hat{B}_t$ や $\hat{R}_t$ のCVは $\hat{I}_t$ のCVの大きさと同程度であることが分かる。

感度分析の結果を比較するために Fig. 5 に各シナリオにおける $\hat{B}_t$ を示す。この図から、1) M や γ_3 の値に鈍感である (S1–3, 7, T1–3, 7), 2) $\hat{F}$ (S4–5, T4–5) や γ_2 (S6, T6) の値及び I_t (S8, T8) には敏感であることが分かる。

考 察

本評価では推定していないが、本研究で開発した推定

Fig. 5 Results of sensitivity tests to estimation of spawning stock biomass (SSB). Notations S0-S8 and T0-T8 in the figure show the scenarios for estimation in Table 1.

方法を用いればニギスの再生産曲線や持続生産量曲線を推定でき、最大持続生産量を基礎とするABCの算定が可能になる点に利点がある。持続生産量に基づくモデル依存型の算定方式は試行錯誤的なモデル独立型のそれより効率的な管理が期待できるとともに、利害関係者に対してより説得力がある管理案を提示できる点でも効果的である。

またこの方法は通常のASPMと異なり再生産曲線を用いないので、 $\hat{B}_t$ 以外の要因による $\hat{R}_t$ の変動が検出できる点にも利点があり、年変動の他に20年程度の周期的な変動も観察できた (Fig. 3)。 $\hat{R}_t$ や $\hat{B}_t$ のピークはマイワシやマサバ資源が減少期ないし増加期に移行する時期に当たり、これらの知見は海洋環境の変化を考慮した資源管理の方策の開発にも役立つ情報である。

しかしながら新しい方法なので実際に利用する前にこの推定方法の特色について考察しておく必要がある。

計算に用いた $\hat{I}_t$ は漁期初めだけの記録ではなく禁漁

期を除く周年の操業の記録によるものであり、その意味でモデルBよりモデルAのほうがニギスには妥当である。計算結果ではモデルAとBに大きな違いはなかったがモデルAには優れた点が2つある。1つは計算の簡便性で、モデルBでは毎年の $\hat{F}_t$ の値は(23)式の数値解として得なければならないのに対し、モデルAでは(16)式から簡単に計算できることである。2つ目はモデルAでは必ず $0 < \hat{F}_t < \infty$ であるがモデルBの $\hat{F}_t$ は負の値になる可能性があることである。 $\hat{I}_t$ が(9a)-(9c)式で表されるとき(15)や(21a)式の左辺の $\hat{I}_t/\hat{I}_1$ の範囲は $0 < \hat{I}_t/\hat{I}_1 < \infty$ である。このときモデルAの $\hat{F}_t$ は(16)式で計算されるので $0 < \hat{F}_t < \infty$ となる。しかしモデルBの $\hat{F}_t$ は(22), (23)式で計算されるので精度の低い $\hat{I}_t$ を用いると負の値となり推定不能の状態となる可能性がある。

モデルAでは、(24)式で用いた $\bar{F}_{est}$ を(16)式で計算すると $(\sum_{t=1}^T \hat{F}_t)/T' = (\hat{F}_1 \sum_{t=1}^T Y_t \hat{I}_t / Y_1 \hat{I}_1)/T'$ で、 $E[I_1/I_t] = \bar{P}_1/\bar{P}_t$ のとき $E[\sum_{t=1}^T Y_t \hat{I}_t / Y_1 \hat{I}_1] = \sum_{t=1}^T F_t/F_1$ とな

る。したがって(24)式から $E[\hat{F}_{est}] = E[\hat{F}]$ のとき $E[\hat{F}] = (\sum_{t=1}^T F_t) / T'$ であれば次式が成り立つ。

$$E[\hat{F}_1] = E[\hat{F}] \div E\left[\sum_{t=1}^T Y_t \hat{I}_t / Y_1 \hat{I}_1 / T'\right] = F_1 \quad (33)$$

このように $\hat{I}_t$ や $\hat{F}$ に偏りがなく Y_t が正確であれば $\hat{F}_t$ や $\hat{F}_1$ にも偏りが無い推定が期待できる。

本推定はこのようにして得た $\hat{F}_t$ を用いて $\hat{P}_t$ を $\hat{N}_{t,a}$ に分解する方法であるから、精度の高い $\hat{N}_{t,a}$ を得るためには年齢組成に含まれる年級数が少なく生残率が低い資源であることや、資源量指数の観測誤差が小さいことが望ましい。 $\hat{N}_{t,2}$ の観測誤差は(19)式の $\hat{N}_{t+1,3}$ を通じて $\hat{N}_{t+1,2}$ の推定に影響するが、生残率が低いと $\hat{N}_{t+1,3}$ に含まれる誤差も縮小されるからである。年魚であれば加入量の観測誤差が翌年に波及することはないことから上記のことは直感的に理解できよう。本推定のモデルでは2年級群の構成で生残率も低く、Fig. 4に示したように $\hat{B}_t$ や $\hat{R}_t$ のCVは $\hat{I}_t$ のCVの大きさと同程度になっており、観測誤差の影響はあまり大きくないと考えられる。

2歳魚以上の計算ではなく、選択性を仮定し1歳魚の混獲を考慮した計算を行うことも考えられるが現実的には困難である。1歳魚の漁獲量は混獲程度であり年変動も大きくこれを一定の選択率で引き延ばして加入量を推定しても有効な推定値を期待できないからである。また(10)式のように定常性を仮定せず $\hat{N}_{1,2}$ と $\hat{N}_{1,3}$ の比率を推定することも考えられるが、データには $\hat{N}_{1,2}$ と $\hat{N}_{1,3}$ の比率に関する情報がないので推定が難しい。

感度分析の結果 (Fig. 5, S1-3) では、 $\hat{B}_t$ の値は M_a の値に無関係に影響が小さかった。T1-T3でも M_a の値が大きくこの程度の変化では漁獲率に大きな変化はなく、長寿の資源でみられる増重効果もないためと考えられる。ただし漁獲物の年齢組成を比較すると M_a の値が大きいS0-S1などの結果のほうがS2-S3より調査結果に近い結果となる。2006-2009年の年齢査定⁷⁾における2歳魚と3歳魚の個体数の比は約30:1で、2004-2009年における14 cm以上の体長組成²⁾を2つの正規分布への分解を試みると12:1程度になった。2004-2009年におけるS0とS1の同比は9:1と21:1、S2とS3は4:1と6:1となっている。年齢による棲み分けがあれば $\gamma_3 < 1$ という可能性もあるが今のところそうした報告は見当たらないが、今後はその可能性も含めて年齢組成について時期・海域を広げた調査する必要がある。

土佐沖の $\hat{I}_t$ を用いたS8の結果はS0と大きく異なっていたが、S8の $\hat{F}_t$ の変化は有効努力量 ($Y_t \div$ 土佐沖の $\hat{I}_t$) の変化と合っていなかった。計算が正しければFig. 3に示すように $\hat{F}_t$ と有効努力量の動向はよく一致するはずである。S8では直近5年間の $\hat{F}_t$ の平均は1980-1985年の平均値の1/11であるが、有効努力量は1/15

とずれていた。S0もS8も $\hat{F}$ によるチューニングの期間はともに2009年までであるから、それ以降の土佐沖のずれの原因は $\hat{I}_t$ にあると考えられる。少なくとも土佐沖の $\hat{I}_t$ だけを系群全体の代表値として用いることには問題があると考えられる。

$\hat{I}_t$ は $\hat{B}_t$ の動向に直接影響するので注意が必要である。本研究では1系群・1標準化指数で計算したが、もし伊豆から薩南の各海域での加入資源の交流がなく、各指数が正しく資源の動向を反映しているのであれば、海域別に推定するほうが良いであろう。系群の再生産曲線の推定などは海域別の資源量推定の後に行うこととなる。また20年程度の周期的変動が見られることからレジームシフト等の影響を受けているか否かの検討も必要であろう。これらの点は今後の課題である。

本推定では $\hat{F}$ を用いた推定を考えたが他の方法も考えられる。年齢組成や体長組成への適合度を用いる推定はその1つであるが、前述のように M_a によるところが大きく実際には難しいと考えられる。月別豊度に関する有益な情報であれば(24)式に代わってこの情報を直接用いた統計的基準による推定の実行可能性はある。この点も今後の課題である。

謝 辞

本論文の作成に当たり丁寧な校閲と適切なコメントを下された2名の査読者並びに編集委員に深く感謝いたします。

文 献

- 1) 安田十也, 亘 真吾, 渡井幹雄. 令和元(2019)年度ニギス太平洋系群の資源評価. 「令和元年度我が国周辺水域の漁業資源評価」(CD-ROM版) 水産庁増殖推進部・国立研究開発法人水産研究・教育機構, 東京. 2020: 1-10.
- 2) 梨田一也, 阪地英男. 平成17年度ニギス太平洋系群の資源評価. 「平成17年度我が国周辺水域の漁業資源評価」水産庁増殖推進部・独立行政法人水産総合研究センター, 東京. 2006: 685-696.
- 3) 吉川 茜, 藤原邦浩, 佐久間啓, 上田祐司. 令和元(2019)年度ニギス日本海系群の資源評価. 「令和元年度我が国周辺水域の漁業資源評価」(CD-ROM版) 水産庁増殖推進部・国立研究開発法人水産研究・教育機構, 東京. 2020: 1-19.
- 4) Hanyu I. On the age and growth of Argentine (*Argentina semifasciata* KISHINOUE). *Nippon Suisan Gakkaishi* 1956; **21**: 991-999 (in Japanese with English abstract).
- 5) 片山知史, 梨田一也. ニギス耳石の年輪構造. 黒潮の資源海洋研究 2010; **11**: 85-88.
- 6) 松村春樹. 土佐湾周辺産ニギスの生態に関する若干の知見. 南西外海の資源・海洋研究 1985; **1**: 25-39.
- 7) Schaefer MB. Some aspects of the dynamics of populations, important for the management of the commercial fisheries. *Bull. Inter-American Trop. Tuna Comm.* 1954; **1**: 25-56.
- 8) Pella JJ, Tomlinson PK. A generalized stock production model. *Bull. Inter-American Trop. Tuna Comm.* 1969; **13**:

- 421-458.
- 9) Fox WW. An exponential surplus-yield model for optimizing exploited fish populations. *Trans. Am. Fish. Soc.* 1970; **99**: 80-88.
  - 10) de la Mare WK. The model used in the HITTER and FITTER program (Program FITTER. SC40). *Rep. Int. Whal. Commn.* 1989; **39**: 150-151.
  - 11) Punt AE, Butterworth DS, Penney AJ. Stock assessment and risk analysis for the South Atlantic population of albacore *Thunnus alalunga* using an age-structured production model. *South Afr. J. Mar. Sci.* 1995; **16**: 287-310.
  - 12) 平松一彦. 国際会議で用いられる資源評価手法について—VPA とプロダクションモデルの現状—. 水産資源管理 談話会報 1996; **15**: 3-24.
  - 13) Efron B. Bootstrap methods: another look at the jack-knife. *Ann. Statist.* 1979; **7**: 1-26.
  - 14) Pauly D. On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. *J Cons. int. Explor. Mer.* 1980; **39**: 175-192.
  - 15) Quinn II TJ, Deriso RB. *Quantitative fish dynamics*. Oxford University Press, Oxford, 1999.
  - 16) 久保田洋, 川端 淳, 本田 聡, 渡邊千夏子. 平成 24 年度カタクチイワシ太平洋系群の資源評価. 「平成 24 年度我が国周辺水域の漁業資源評価」水産庁増殖推進部・独立行政法人水産総合研究センター, 東京. 2013: 705-733.
  - 17) Edwards AWF. *Likelihood*. Cambridge University Press, Cambridge. 1972.