

水産資源管理談話会報

第35号

日本鯨類研究所 資源管理研究センター

2005年 5月

翻訳・公表希望者は以下の手続きとり、著者の許可を得た上で翻訳・公表する。

1. 翻訳・公表希望者は文章（FAX、手紙）で著者、表題および会報の号を明記し、資源管理談話会事務局を通じて要請し、著者の許可を得て翻訳・公表する。
2. 翻訳公表物を資源管理談話会事務局に送付する。

目次

お知らせ2
アルゼンチンにおける漁業管理の現状 — マツイカの資源量 —	酒井光夫..... 3
北海道南部太平洋マダラの体重コホート解析による資源量推定と資源診断	上田祐司..... 18
北海道太平洋ケガニ資源の甲長コホート解析による資源量推定	山口宏史・上田祐司・松石隆..... 33

北海道太平洋ケガニ資源の甲長コホート解析による資源量推定

山口 宏史 (道中央水試), 上田 祐司 (東北水研八戸), 松石 隆 (北大院水)

ケガニ *Erimacrus isenbeckii* は、太平洋では北海道沿岸から仙台沖・小名浜、日本海では北海道沿岸から福井、鳥取、島根にかけて分布している。¹⁾

北海道周辺では高密度に生息することから、北海道の沿岸漁業にとって重要な対象資源となっている。中でも北海道東部太平洋海域(広尾町から釧路市)は主要漁場のひとつである(図1)。この海域では、1968年から漁期前調査等をもとに許容漁獲量を設定して漁獲規制を行い、資源量の安定化をはかってきた。²⁾しかし、資源量は大きく変動し、1970年代前半には2,000t前後あった漁獲量も近年では500t程度に落ち込んだ(図2)。そのため、けがに漁業における許容漁獲量制度が実効性のある管理方式として評価されていない現状にある。³⁾

漁業は9月から1月にかけてかごにより行われており、盛漁期は11~12月である。また、漁獲対象は甲長80mm以上のオスに限られている。毎年、釧路水産試験場がおこなうケガニ資源調査、資源診断をもとに、北海道水産林務部が漁業情勢を勘案し許容漁獲量を決定している。このように許容漁獲量算定の基礎資料となる資源量推定値は、この海域の資源管理を行う上で極めて重要である。

資源解析を行うにあたり、従来はかごを用いた調査で甲長別の密度指数をまず計算し、次に以下の方法で年齢別密度指数に換算していた。ケガニには年齢形質がないため、甲長組成の分解^{3,4)}や標識再捕の結果から得られた脱皮頻度⁵⁾の知見に基づき甲長-年齢関係を推定し、これを適用して甲長別密度指数を年齢別密度指数に変換していた。しかし、この方法では2年に1回の脱皮周期が想定されている5歳(甲長80mm)以上の個体では、年齢と齢期が対応せず、年齢別にデータを構成することができない。このことは、年齢に基づく資源解析を行う大きな障害となっていた。

一方、1970年代後半から体長によるコホート解析が発展してきた。⁶⁻¹⁰⁾また、体長によ



図1 調査海域



図2 漁獲量の推移

る資源管理も急速に発展してきた。

Sullivan *et al.*¹⁰⁾は魚の成長が von Bertalanffyの成長方程式に従い、加入については年によるパラメータと体長階級によるパラメータに分離して扱う体長に基づく個体群モデルを構築し、発展させた。さらに、Zheng *et al.*¹⁰⁾は、Sullivan *et al.*¹⁰⁾のモデルを利用して、年齢組成が知られていないタラバガニの資源量を甲長組成に基づいて推定した。

このように、年齢組成が不明な資源について種々の解析方法が開発され、ケガニのように年齢形質の不明な資源の解析も可能となった。そこで本論文では、道東太平洋海域のケガニ資源に体長に基づくコホート解析法(LPA)を導入し、資源量推定を行った。

材料と方法

データ 道東太平洋海域のけがにかご漁業

には許容漁獲量制が導入されているため、北海道立釧路水産試験場で毎年漁期前（9月・11月）に当業船協力のもと、かごによる資源調査を実施している。1992年から2002年に実施した資源調査のデータ（1かごあたり甲長別漁獲尾数）を、甲長階級80mmから5mm間隔で120mmまでとして整理した。ただし、120mm以上の個体はほとんど出現しなかったため、解析から除いた。また、各年の漁獲重量は、当業船からの日別漁獲量報告を釧路支庁及び十勝支庁で集計したものを使用した。

漁獲重量と資源調査から得られた1かごあたり甲長別漁獲尾数を用いて、1992年から2002年の甲長別漁獲尾数を以下の手順で求めた。

n 年の甲長階級 k の1かごあたり漁獲尾数を $U_{k,n}$ とし、 n 年の甲長階級 k の尾数割合

$F_{k,n}$ を

$$F_{k,n} = U_{k,n} / \sum_{l=1}^T U_{l,n} \quad (1)$$

として、すべての甲長階級について求めた。ここで T は階級数で、ここでは $T=8$ である。次にすでに得られている甲長-体重関係²⁷⁾から各階級の階級値に相当する体重を求めた。

$$W_k = 0.0056L_k^{3.03} \quad (2)$$

ここで L_k は甲長階級 k の階級値、 W_k は階級値に対する体重である。

求めた W_k をもちいて各甲長階級の重量割合 $Y_{k,n}$ を計算した。

$$Y_{k,n} = F_{k,n} W_k / \sum_{l=1}^T F_{l,n} W_l \quad (3)$$

さらに n 年の全体の漁獲重量 V_n から甲長階級別漁獲重量 $H_{k,n}$ を求めた。

$$H_{k,n} = V_n Y_{k,n} \quad (4)$$

最後に各甲長階級の階級値に対する体重をもちいて、甲長別漁獲尾数 $C_{k,n}$ を

$$C_{k,n} = H_{k,n} / W_k \quad (5)$$

として求めた。以上の手順により求めた各年甲長別漁獲尾数を図3に示した。

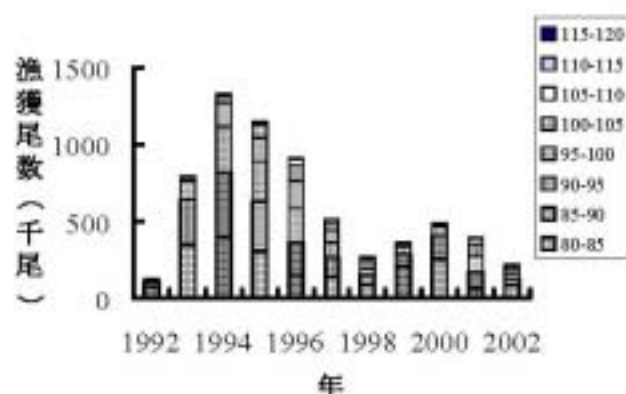


図3 甲長別漁獲尾数

甲長による資源解析モデル(LPA) (図4)

道東太平洋海域のけがにかご漁業は9月から行われるため、本研究では各年の9月の資源尾数を推定した。また、漁獲対象が甲長80mm以上のオスに限定されているため、甲長80mm以上のオスについてのみ解析した。甲長階級は80mmから5mm間隔で120mmまでとした。

各甲長階級の脱皮による成長量を算出するため、阿部³⁰⁾が求めた各年齢の平均甲長を使用した。 t 年齢の甲長を L_t として脱皮による成長量 ΔL_t を

$$\Delta L_t = L_{t+1} - L_t \quad (6)$$

として算出した。得られた甲長ごとの ΔL を2次曲線で近似した(図5)。推定された2次曲線は以下のとおりである。

$$\Delta L_t = -0.0017L_t^2 + 0.3019L_t + 0.6154 \quad (7)$$

脱皮による成長増加量には個体差があるので、柔軟性に富んでいるガンマ分布を用い

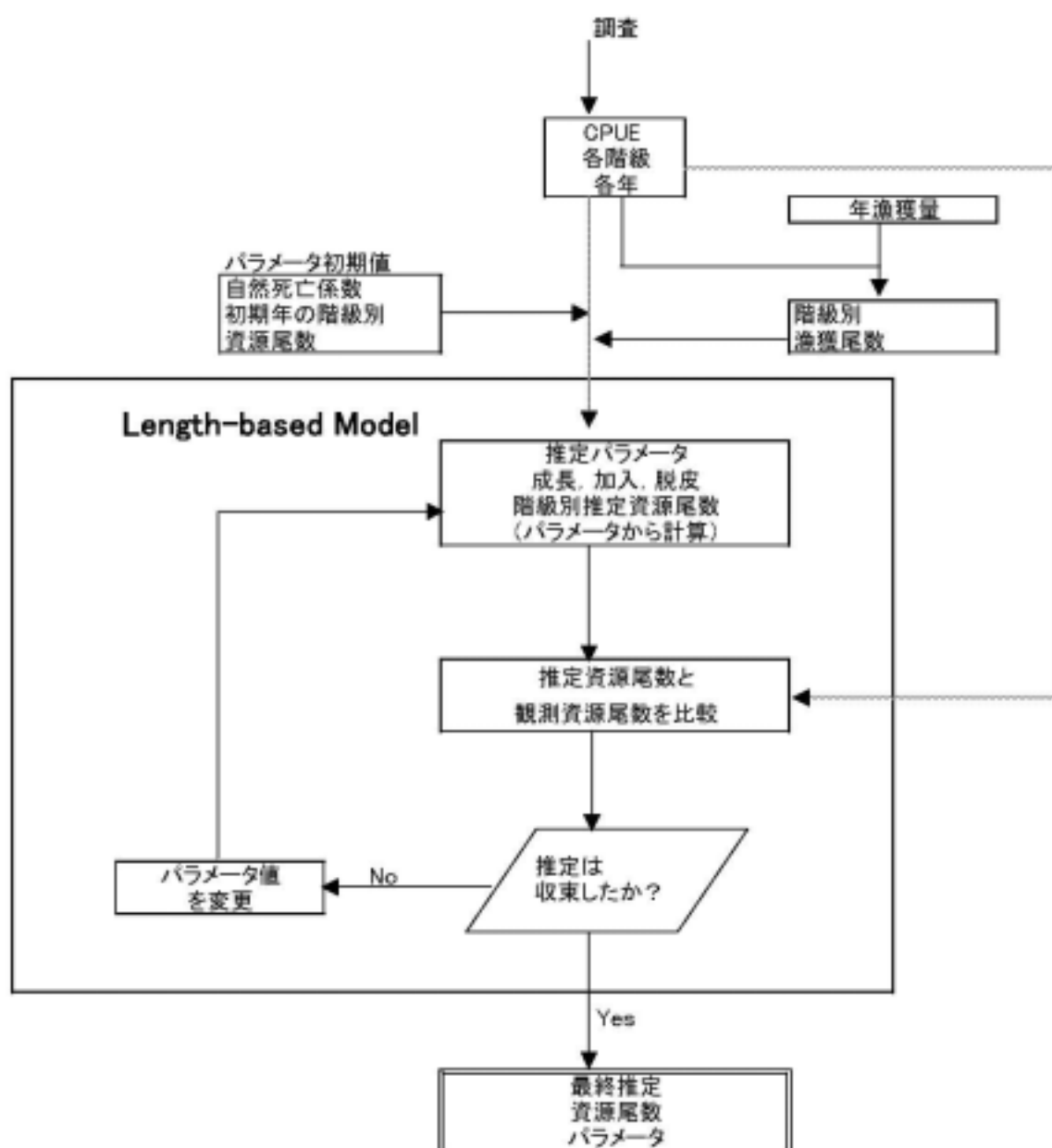


図4 LPA モデルフローチャート

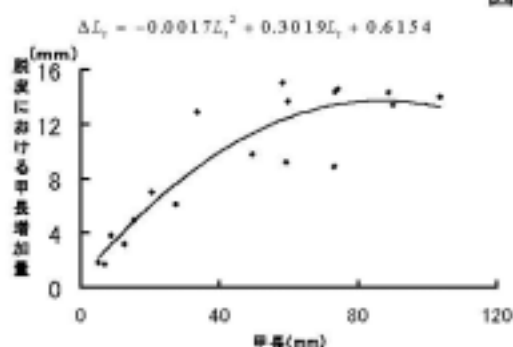


図5 甲長別脱皮による成長量
阿部 (1982) により推定

て¹⁰⁾以下の様な確率分布で表した。

$$g(x|\alpha_k, \beta) = \frac{x^{\alpha_k-1} e^{-x/\beta}}{\beta^{\alpha_k} \Gamma(\alpha_k)} \quad (8)$$

ここで x は脱皮による成長増加量を、 α_k と β は分布を決定するパラメータをそれぞれ表す。 Γ はガンマ関数である。 x の平均値は α_k と β の積によって表され、(7)式から求めら

れる甲長階級 k の ΔL に等しい。従って、 $\alpha_k = \Delta L / \beta$ となり、成長はふたつのパラメータ ΔL と β で表されることになる。

これを用い、脱皮によって甲長階級 i から k に移行する確率の期待値 $P_{i,k}$ は以下のよう
に表すことができる。

$$P_{i,k} = \int_{k_1-i}^{k_2-i} g(x|\alpha_i, \beta) dx \quad (9)$$

ここで、甲長階級 k の上限、下限を (k_1, k_2) 、甲長階級 i の階級値を i で表す。また、最終甲長階級では $P_{i,k} = 1$ である。推定された各階級の脱皮後の甲長階級移行確率は図 6 のようになった。

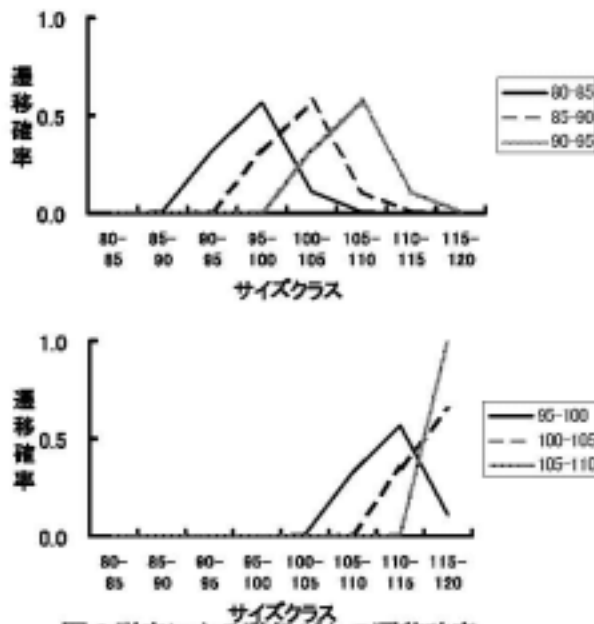


図6 脱皮による階級ごとの遷移確率

一般に短尾類の脱皮間隔は成長が進むにしたがい長くなること¹⁰⁾や、ケガニにおいても、若齢期には頻繁に脱皮を繰り返すことが知られている。¹⁰⁾これらのことから、甲長の小さな個体ほど脱皮確率が高くなると仮定した。ここで甲長階級ごとの脱皮率について以下の3つの仮定を置き、それぞれの仮定のもと、全てのモデルパラメータを推定し、求めた尤度を用いAICによるモデル選択を行った。

脱皮確率は甲長に依存するものとし、小さ

いほうから k 番目の階級に属する個体が脱皮する確率 m_k について

(仮定1: 1次式)

$$m_k = a - bk \quad (10-1)$$

(仮定2: logistic式)

$$m_k = \frac{1}{(1 + ae^{(-b)(k-k_0)})} \quad (10-2)$$

(仮定3: Richardの式)

$$m_k = \left[m_{\infty}^{(1-m_0)} - (m_{\infty}^{(1-m_0)} - m_0^{(1-m_0)}) e^{(-k_x(1-m_0)(k-k_0)} \right]^{1/(1-m_0)} \quad (10-3)$$

ここで a と b (仮定1, 2) 及び m_{∞} , m_0 ,

k_x (仮定3) はパラメータである。

次に加入量については Sullivan *et. al.*¹⁵⁾

に従い、 t 年に甲長階級 k に加入する量 $R_{k,t}$

をある年に個体群全体に加入する量 R_t と加入個体が各体長階級に属する確率 r_k を用いて次式のように表した。

$$R_{k,t} = r_k R_t \quad (11)$$

ここで r_k はガンマ分布に従うものとしそ

のパラメータを α_r , β_r としてモデルの中で推定した。

モデルの中では、脱皮が終了し甲殻の柔らかい「軟甲ガニ」と脱皮前の甲殻の硬い「堅ガニ」とに分けて扱った。 $n+1$ 年、甲長階級 k に含まれる軟甲ガニは次式で表した。

$$N_{k,n+1} = \sum_{i=1}^k P_{i,k} A_{i,n} m_i + r_k R_{k,n+1} \quad (12)$$

一方、 $n+1$ 年、甲長階級 k に含まれる堅ガニを次式で表した。

$$O_{k,n+1} = A_{k,n} (1 - m_k) \quad (13)$$

ここで、 $A_{k,n}$ は n 年、甲長階級 k における一時的な資源尾数で

$$A_{k,t} = (N_{k,t} + O_{k,t})e^{-M} - C_{k,t} e^{(y-1)M}$$

(14)

である。 y は資源解析基準日(9/1)と漁獲のピーク(12/1)とのずれを示すパラメータで $y=0.25$ とした。また、自然死亡係数 M は従来の資源解析に用いられていた値

($M=0.375$)を用いた。²⁰ $C_{k,t}$ は t 年、甲

長階級 k における漁獲尾数である。また、 $A_{k,t}$

は、次のとおりとした。

$$A_{k,t} = (U_{k,t}/q)e^{-M} - C_{k,t} e^{(y-1)M}$$

(15)

ここで q は漁具能率を表す。

パラメータ推定 Microsoft社製Excelのソルバーを用いて、次式RSSが最小となるパラメータを推定した。

$$RSS = \sum \left((N_{k,t} + O_{k,t}) - \left(\frac{U_{k,t}}{q} \right) \right)^2$$

(16)

初年度の資源尾数は(15)式より求め、2年目以降の資源尾数および甲殻状態は前年の資源尾数、加入量、漁獲量、モデルのパラメータを用いて(12)～(14)式のとおり計算した。(16)式の値が最小となったものが最終的に推定されたパラメータである。

なお、階級ごとの脱皮率を表すために仮定した3つのモデルを比較するための対数尤度とAICは以下の式を用いた

$$LL = \sum \text{Log} \left[\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right) e^{-\frac{(N_{k,t} + O_{k,t}) - \left(\frac{U_{k,t}}{q} \right)^2}{2\sigma^2}} \right]$$

(17)

$$AIC = -2LL + 2P$$

(18)

ここで P はモデルのパラメータ数である

結果

脱皮率に関する3つの仮定

甲長階級ごとの脱皮率に関する3つの仮定による結果の比較を図7に示す。3つの仮定の中で、対数尤度の合計が最大となったのは、仮定3:Richardの式によるモデルであっ

た。一方AICが最小となったのは、仮定2:logistic式であった。しかし、AICの差はごく僅かであった。また、甲長階級ごとの脱皮率を示したグラフの形も類似していた。現実的にはどの仮定を用いてもモデルの推定結果には大差はないと考えられる。また、庄野(2000)²⁰も述べているとおり現実的には最小のAICをもつモデルを選択するしかないと考えられる。

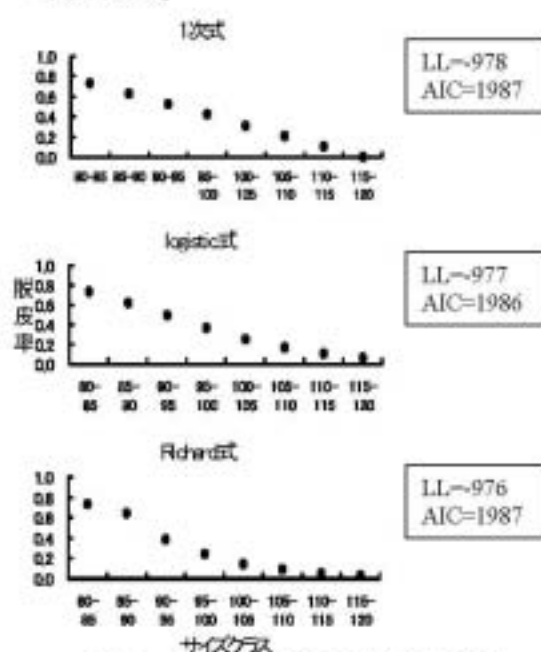


図7 脱皮率に関する3仮定の比較

したがって以降は仮定2:logistic式で脱皮率を表したモデルの推定結果を紹介する。

モデルの推定結果

LPAモデルから推定されたパラメータを表1に示す。

また、解析によって得られた甲長別推定資源尾数と観測資源尾数を図8で比較した。ここで観測資源尾数は資源調査で得られた、甲長別1かごあたり漁獲尾数を推定された漁具能率 q で除して求めた。図から資源尾数の推定値は、観測資源尾数とよい対応を示すことがわかる。このように推定値が調査から求めたCPUEとよい対応を示すことは、用いた資源量推定モデルが少なくとも今回解析を行った期間においては、この海域のケガニ資源の動態をよく反映していることを示唆している。

次に、甲長別推定資源尾数と推定加入尾数の推移を図9に示した。資源尾数は1993年か

表1 LPAモデルにより推定されたパラメータ

パラメータ	推定値	SE
a	2.38×10^{-6}	3.14×10^{-8}
β	0.577	0.248
a	23.050	4.292
b	0.519	0.025
α_r	87.075	0.097
β_r	0.388	0.019
R_{92}	0.948	0.042
R_{94}	1.975	0.047
R_{95}	1.849	0.037
R_{96}	0.741	0.032
R_{97}	0.608	0.051
R_{98}	0.230	0.023
R_{99}	0.626	0.013
R_{2008}	0.982	0.076
R_{1991}	0.319	0.079
R_{1992}	0.443	0.090

$RSS=1.89 \times 10^{11}$

加入尾数 R_{11} は100万尾。SEはパラメータの標準偏差

ら1994年にかけて急激に増加し1995年にピークを迎え、1996年以降減少に転じた。また、図には推定された加入尾数も示しているが、加入のほとんどが80-95mmの階級に起こることがわかる。また、資源の豊度はこれら95mm以下の階級の加入量により決定されていることがわかる。

脱皮率の検討

甲長階級ごとの脱皮率を表2に示した。最小の甲長階級における脱皮率(MP)は0.73と高い値となった。一方大きな甲長階級では0.1程度とかなり低い値となった。各甲長階級における堅ガニの平均比率(ARO)をみると、甲長の小さい5つの階級(80mm-105mm)では、脱皮率(MP)が堅ガニの平均比率(ARO)より大きくなっていった。

さらに、各甲長階級において、堅ガニが全て脱皮すると仮定したとき、その甲長階級に含まれる軟甲ガニの脱皮する比率(AMN)を以下の式で表した。

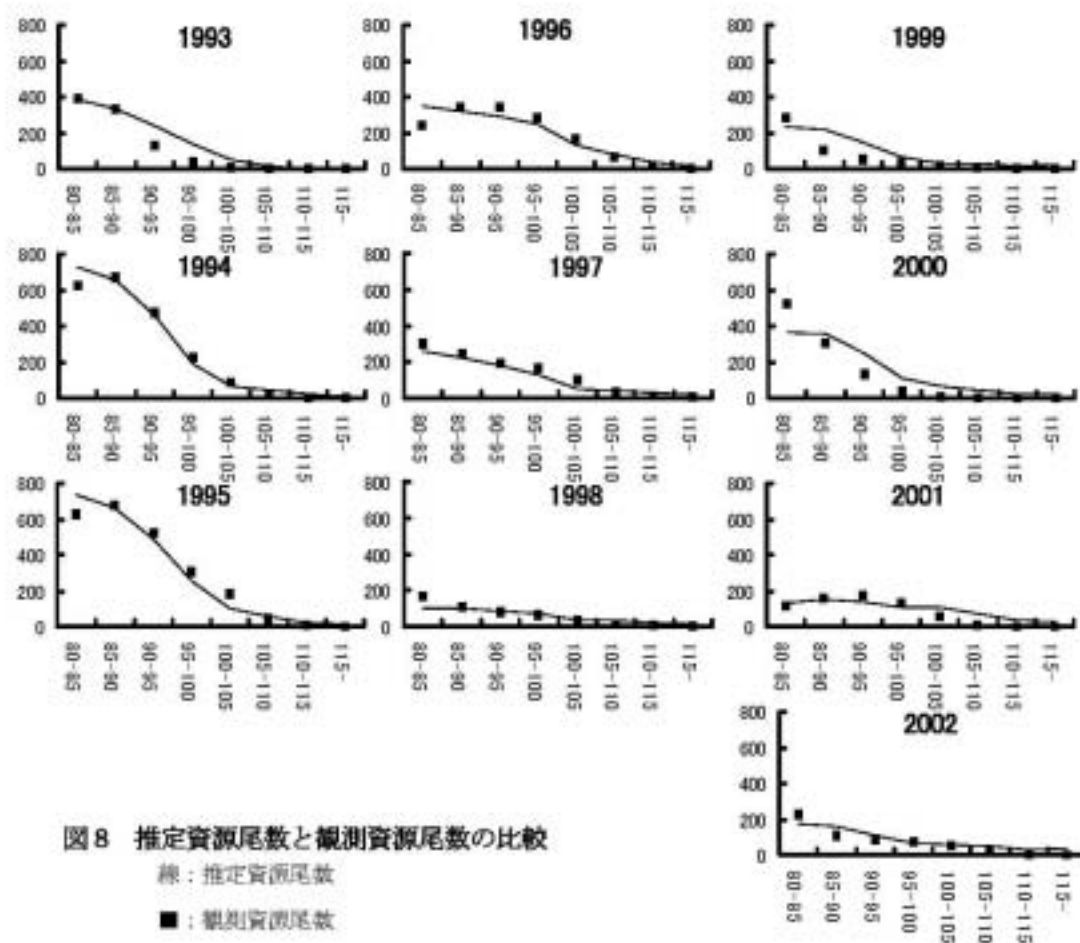


図8 推定資源尾数と観測資源尾数の比較

線：推定資源尾数

■：観測資源尾数

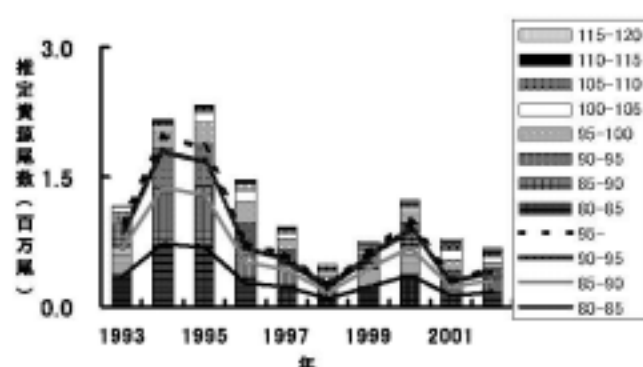


図9 甲長別推定資源尾数
折れ線は推定加入尾数

$$AMN_k = \frac{m_k - ARO_k}{1 - ARO_k} \quad (19)$$

このAMNをみると最小階級では0.71と大きな値となり、甲長が大きくなるに伴い小さな値を示している。なお、甲長105mmを超える3つの階級では脱皮率(MP)が堅ガニの平均比率(ARO)を下回るのでAMNは計算できない。

表2 階級ごとの脱皮率

	80-85	85-90	90-95	95-100	100-105	105-110	110-115	115-120
MP ^{*1}	0.73	0.62	0.49	0.37	0.26	0.17	0.11	0.07
ARO ^{*2}	0.07	0.08	0.12	0.15	0.10	0.30	0.42	0.48
AMN ^{*3}	0.71	0.59	0.43	0.26	#NA ^{*4}	#NA	#NA	#NA

1*MP：脱皮率、2*ARO：堅ガニの平均比率、3*AMN：堅ガニが全て脱皮したと仮定したときに軟甲ガニの脱皮する比率、4*ARO>MPのため計算できない

い。

考察

本研究において、LPAモデルを道東太平洋海域のケガニ資源に適用した結果、LPAの推定資源尾数は、資源調査から得られたCPUEの変化傾向によく対応した。これはLPAモデルが少なくとも解析を行った期間においては、当海域のケガニ資源の動態をよく反映していると言える。

また、推定された甲長別資源尾数と加入尾数の関係(図9)は、この海域のケガニ資源が隣接海域からの移入によるのではなく、加入量に直接依存することを示すものと考えられ、将来の資源管理の基礎となる重要な知見である。しかし、これは加入量に依存した漁

獲の構造がこの資源を不安定な状態にしていることを示唆しているとも言える。この資源を安定的かつ持続的に利用していくためには、加入量に頼らない漁獲体制を作り出していく必要があると思われる。

LPAから推定された各階級ごとの脱皮率は、従来考えられてきた脱皮周期²⁰とは異なる結果を示した。山本²¹は脱皮を終えたばかりの軟甲ガニの調査から、放流後1年目の再捕個体の脱皮率が0.3から0.5と推定した。本研究の軟甲ガニと堅ガニを

合わせた脱皮率は山本の結果よりかなり高い。また、各甲長階級において、堅ガニが全て脱皮すると仮定したとき、その甲長階級に含まれる軟甲ガニの脱皮する比率(AMN)をみると、甲長の小さな2つの階級では0.71と0.59となり、これらの階級では前年の脱皮時期に脱皮をしたカニのうち半数以上が次の脱皮時期にも脱皮することを示している。

山本の標識放流結果は、標本のサイズによるばらつきが大きいことや、標本数が限られていることから再検討する必要があると考えられる。

また、本研究では甲長ごとの脱皮確率について3つの仮定を比較検討したが、いずれの仮定においても甲長と脱皮率の関係を示した図7は同じような形を示し、対数尤度の合計やAICの値にも差はほとんど認められなかった。これは、このモデルで扱った甲長範囲(80mm~120mm)では、甲長とともに脱皮率が大きく減少するサイズに相当していたため、いずれの仮定を適用してもモデルの推定結果に大きな差を与えなかったと考えられる。モデルで扱った甲長範囲より広い範囲までの甲

長ごとの脱皮率を表現するならば, logistic 式や richard 式を適用する優位性があると考えられる。

いずれにしても, 甲長階級ごとの脱皮率を解明するためには, 脱皮, 成長についてさらに研究を深める必要がある。

参考

本報告は以下の3本の論文をまとめたものである

a) 山口宏史, 上田祐司, 菅野泰次, 松石隆: 北海道東部太平洋海域ケガニ資源の甲長コホート解析による資源量推定. 日本水産学会誌, **66** (5), 833-839(1999)

b) H. Yamaguchi, Y. Ueda, T. Kanno and T. Matsuishi: Population Assessment Using a Length-Based Population Analysis for Japanese Hair Crab (*Erimacrus isenbeckii*). Crabs in Cold Water Regions: Biology, Management, and Economics Alaska Sea Grant College Program. AK-SG-02-01, 495-509(2001).

Yamaguchi, H. Ueda, Y. and Matsuishi, T. Population assessment using a length-based population analysis for the Japanese hair crab *Erimacrus isenbeckii*. Fisheries Science, **68** Suppl. I, 475-476 (2002)

文献

- 1) 酒井 恒: 日本産蟹類, 講談社, 東京, 1976, pp.190-191.
- 2) 阿部晃治: ケガニの資源管理の問題. 北水試研報, **55**, 141-153(1999).
- 3) 阿部晃治: ケガニの脱皮回数と成長について. *Bull.Jap.Sci.Fish.*, **48**(2), 157-163(1982).
- 4) K. Abe: Important crab resources inhabiting Hokkaido waters. *Mar.Behav.Physiol.*, **21**, 153-183(1992).
- 5) 山本正義: 標識放流試験の再捕結果から見たケガニの成長について. 北水試月報, **28**(4), 8-13(1966).
- 6) R. Jones: An analysis of a *Nephrops* stock using length composition data. *Rapp.P.-V. Reun. Cons. Int. Explor.*

Mer., **175**, 259-269(1979).

- 7) R. Jones: The use of length composition data in fish stock assessments. (with notes on VPA and cohort analysis). *FAO Fish. Circ.*, 734(1981).
- 8) H. L. Lai and V. F. Gallucci: Effect of variation on estimates of cohort parameters using length - cohort analysis: with a guide to its use and mis-use. Fish stock Asses. Title XII CRASP Tech.Rep.2.CQS, School of Fisheries, University of Washington, Seattle.(1987).
- 9) H. L. Lai and V. F. Gallucci: Effects of parameter variability on length - cohort analysis. *J. Cons. Int. Explor. Mer.*, **45**, 82-92(1988).
- 10) D. A. Fournier. and LJ Doonan: A length - based stock assessment method utilizing a generalized delay - difference model. *Can.J.Fish. Aquat. Sci.*, **44**, 422-437(1987).
- 11) J. Schnute: A general fishery model for a size-structured fish population. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.*, **44**, 924-940(1987).
- 12) R. B. Deriso and A. M. Parma: Dynamics of age and size for stochastic population model. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.*, **45**, 1054-1068(1988).
- 13) A. M. Parma and R. B. Deriso: Dynamics of age and size composition in a population subject to size - selective mortality: effects of phenotypic variability in growth. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.*, **47**, 274-289(1990).
- 14) 松石 隆: 漁獲物の体長組成データにもとづくマルチコホート解析法の開発と精度の評価. 北大水産紀要, 43:1-80(1997)
- 15) P. J. Sullivan, H. L. Lai and V. F. Gallucci: A catch-at-length analysis that incorporates a stochastic model of growth. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.*, **47**, 184

- 198(1990).
- 16) J. Zheng, M. C. Murphy and G. H. Kruse: A length-based population and stock-recruitment relationships for red king crab, *Paralithodes camtschaticus*, in Bristol Bay, Alaska. *Can.J.Fish.Aquat.Sci.*, **52**, 1229-1246(1995).
 - 17) 森泰雄, 佐々木潤, 三宅博哉: 資源管理型漁業推進総合対策事業. 平成3年度北海道立釧路水産試験場事業報告書, 北海道, 1991, 302-305.
 - 18) L. M. Passano: Molting and its control. (Waterman T.H. ed.), *The physiology of Crustacea. Volume 1. Metabolism and Growth.* New York, Academic Press. 1960, 473-536.
 - 19) 阿部晃治: 道東近海におけるケガニの初期生活. *水産海洋研究会報*, 31, 14-19 (1977).
 - 20) 森泰雄, 佐々木潤, 三宅博哉: 資源管理型漁業推進総合対策事業. 平成4年度北海道立釧路水産試験場事業報告書, 北海道, 1992, 323-338.
 - 21) 庄野 宏: 情報基準とステップワイズ検定の比較と水産資源解析への応用. *遠洋水研報*, 37, 1-8(2000).