

Title	北海道噴火湾におけるケガニの甲長に基づく資源評価と資源管理
Author(s)	
Citation	日本水産学会誌, 71(6), 935-941 https://doi.org/10.2331/suisan.71.935
Issue Date	2005
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/14653
Rights	© 2005 公益社団法人日本水産学会; © 2005 The Japanese Society of Fisheries Science
Туре	article (author version)
File Information	suisan2005-71-6.pdf



北海道噴火湾におけるケガニの甲長に基づく資源評価と資源管理

ケガニの甲長に基づく資源評価と資源管理

三原栄次,^{1a*}山口宏史,²上田祐司,³松石 隆⁴

¹北海道立函館水産試験場室蘭支場,²北海道立中央水産試験場,³水産総合研 究センター東北区水産研究所八戸支所,⁴北海道大学大学院水産科学研究科

Length based stock assessment and fisheries management of hair crab *Erimacrus isenbeckii* in Funka Bay, Hokkaido, Japan

EIJI MIHARA,^{1*} HIROSHI YAMAGUCHI,² YUJI UEDA³ AND TAKASHI MATSUISHI⁴

¹Muroran Branch, Hokkaido Hakodate Fisheries Experimental Station, Muroran, Hokkaido 051-0013, ²Hokkaido Central Fisheries Experimental Station, Yoichi, Hokkaido 046-8555, ³Hachinohe Branch, Tohoku National Fisheries Research Institute, Hachinohe, Aomori, 031-0841, ⁴Graduate School of Fisheries Science, Hokkaido University, Hakodate, Hokkaido 041-8611, Japan

^{*}Tel: 81-143-22-2327. Fax: 81-143-22-7605.

Email: <u>miharae@fishexp.pref.hokkaido.jp</u>

^a現住所: 北海道立稚内水産試験場(Hokkaido Wakkanai Fisheries Experimental Station, Hokkaido 097-0001, Japan) 北海道噴火湾におけるケガニの甲長に基づく資源評価と資源管理

三原栄次(函館水試室蘭支場),山口宏史(道中央水試),

上田祐司(東北水研八戸支所),松石 隆(北大院水)

許容漁獲量制度が導入されている北海道噴火湾のケガニ資源について,資源 管理方策を検討するため,甲長コホート解析(LPA)を適用し資源量推定を行 うとともに,甲長に基づく YPR(YPR^L)モデルを開発し,資源診断を行った。 推定した資源量は回復傾向にはないものの,近年比較的安定していた。YPR^L モデルにより資源診断した結果,当資源の許容漁獲量設定に用いている漁獲死 亡係数は,F_{0.1}の6割程度で充分安全な値であった。以上のことから,当面は 現状の管理基準に基づいた資源管理を継続すべきであると判断された。

キーワード:噴火湾,ケガニ,甲長,LPA,YPR,資源評価,資源管理

The hair crab fishery in Funka Bay, Hokkaido, has adopted a total allowable catch system. In order to examine management policy, a length-based population analysis (LPA) including yield per recruit (YPR^L) was conducted on the hair crab in Funka Bay. LPA is effective for assessing fish stocks with uncertain aging characteristics. YPR^L was developed for this study, as a method of calculating the YPR using parameters for each length class, which are estimated by LPA, instead of parameters for each age. The LPA model followed the population dynamics of this stock. Estimated abundance remained comparatively stable, but showed no recovery trend. As a result of YPR^L, the fishing mortality coefficient, which is used for calculating total allowable catch, was 60% of $F_{0.1}$, a sufficiently safe value. Consequently, we concluded that fisheries management should continue to be based on the existing reference points.

ケガニ Erimacrus isenbeckii は北太平洋に広く分布し,国内では北海道の オホーツク海沿岸と太平洋沿岸に多く分布する。本種は北海道における重要な 漁業資源の一つとなっている。¹⁾北海道の南西部に位置する噴火湾はケガニ漁 場の一つになっており(Fig.1),様々な漁業規制の下で操業が行われている。 噴火湾のケガニ資源に関する漁業規制について,それまで雌および甲長8cm 未満の雄の漁獲禁止という漁獲物制限のみであったが,1984年に全面禁漁とな り,翌 1985 年には解禁されたが,試験操業に移行するとともに,隻数削減や 操業期間の短縮など大幅な努力量の削減が行われた。しかし,漁獲量は,その 後も減少を続けたため,1990,1991 年には再び禁漁となった。その後,さらに 漁業規制が強化され,禁漁明けの 1992 年からは許容漁獲量制度が試行される とともに,刺し網によるケガニの混獲も禁止され,漁具はかにかごのみに制限 された。さらに,1994年には,かにかごの目合が115mm以上に制限された。1992 年以降の漁獲量は,100トン以下の水準で推移している(Fig.2)。当資源に対 する現在の漁業規制について,許容漁獲量制度のほか,漁期は6月中旬~7月 上旬の 23 日間,操業隻数は 76 隻以内,漁具は目合 115mm 以上のかにかごのみ, かご数は1隻あたり 300 個以内,漁獲対象は甲長 80mm 以上の雄に制限されて いる。

当資源の資源評価を行なう上で,本種の生態学的知見,特に成長に関する情報が必要となる。ケガニの成長に関する知見として,佐々木,桒原²⁾は,北海 道東部太平洋沿岸で採集した標本を用いて,若齢期については,腹節や腹肢な どの形態に基づき,高齢期については,甲長と体重の測定値に2変量正規分布 を当てはめることにより,齢期と甲長の関係を明らかにしている。しかし,脱 皮周期については,雌では知見がなく,雄についても,山本³⁾が北海道オホー ツク海沿岸における標識放流の再捕結果から,甲長 55mm 群で1年,75~95mm 群で1~2年,105mm 群以上で2年以上とし,Abe⁴⁾が北海道東部太平洋沿岸に

おける標識放流の再捕結果から,甲長40~80mmで1年,80mm以上で2年とし, 佐々木⁵⁾が北海道東部太平洋沿岸で採集した標本における脱皮ステージの月変 化から,10 齢期(甲長46.4~54.4mm)以上では主に1年周期,一部の個体は 2年以上と推察しているものの,充分な結論には至っていない。

前述のとおり,当資源では許容漁獲量制度が導入されているため,函館水産 試験場は毎年の調査結果に基づいて,資源評価を行っている。噴火湾における ケガニ調査は,漁期中に水揚げされる銘柄別漁獲物の測定,新規加入量を推定 するための漁期前の資源調査,および全漁船を対象とした操業日誌調査の3つ からなっている。これらの調査から資源量を推定し,毎年の許容漁獲量を算出 している。許容漁獲量は漁獲率一定方策に基づき資源量の30%としているが, この管理基準は経験的なものであり,解析的に導かれた値ではない。しかし, これまで当資源で行われてきた資源量推定法や他の資源で行なわれている資 源診断法の多くは年齢に基づくものであり,年齢形質が明らかでないケガニに 適用することは妥当ではない。

近年,体長に基づくコホート解析(LPA)⁶⁻⁸⁾や体重に基づくコホート解析(WPA) ^{9,10)}などの資源量推定法が開発されてきた。LPA は年齢別のデータを必要とし ないため,年齢形質の明らかでない魚種などに対して有効であり,⁸⁾アラスカ のタラバガニ¹¹⁾や北海道東部太平洋沿岸のケガニ¹²⁻¹⁴⁾などの甲殻類にも適用 されている。加入量あたり漁獲量(YPR)解析¹⁵⁾は年齢に基づく資源診断法で あるが,Chen¹⁶⁾は von Bertalanffyの成長式により漁獲開始年齢を漁獲開始体 長に変換し,体長に基づく YPR を提示している。しかし,これは成長の個体差 を考慮していない。一方,Ueda and Matsuishi¹⁷⁾は成長の個体差を考慮した体 重成長遷移確率を用いて,体重に基づく YPR と SPR(加入量あたり産卵親魚量) を開発した。

噴火湾におけるケガニ資源については,甲長別の漁獲尾数や1かごあたりの

漁獲尾数(CPUE)などが得られていることから,甲長に基づく資源量推定と資源診断を行うことが可能である。

本研究では,噴火湾のケガニ資源について,従来の管理基準の妥当性と今後 の資源管理方策を検討するため,LPAを適用し資源量推定を行うとともに,Jeda and Matsuishi¹⁷⁾が開発した体重に基づく YPR モデルを改良し,甲長階級移行 確率と甲長階級別脱皮確率を用いた甲長に基づく YPR モデルを開発し,それに より資源診断を行った。

材料と方法

甲長階級別漁獲尾数 当漁業において,噴火湾は砂原町と鹿部町との境界点 と室蘭市マスイチ岬突端を結ぶ線以西の海域と定義されており(Fig. 1),こ の海域内に所属する漁船はそれ以外の海域でのケガニの漁獲は禁止されてい る。従って,本研究における噴火湾とは,この海域を示す。甲長階級別漁獲尾 数は,1996年以降得られている銘柄別漁獲物の甲長組成と渡島,胆振の両支庁 が集計した銘柄別漁獲重量を用いて次のように推定された。漁獲対象は甲長 80mm以上の雄に限られるため,以下の解析では甲長 80mm以上の雄についての み扱った。甲長階級については,80mmから 5mm 間隔で 115mmまで区分した。ま た,115mm以上の個体についてはほとんど出現しなかったため,解析から除い た。次に,各漁協の銘柄別漁獲重量を測定標本の平均体重で除して尾数に換算 し,さらに各銘柄の甲長組成を銘柄別尾数に乗じて銘柄別の甲長階級別漁獲尾 数とした。これを全銘柄,全漁協で合計し,噴火湾海域全体の甲長階級別漁獲 尾数とした。以上の手順で求めた各年の甲長階級別漁獲尾数を Fig.3 に示し た。

甲長階級別 CPUE(1かごあたり漁獲尾数) けがにかご漁船全船を対象にケガ

二操業日誌として, 揚かご数と銘柄別漁獲尾数を操業期間中毎日記録してもらった。本海域では, 許容漁獲量が設定されているため, 漁獲されても一部を放流し漁獲量を調整することがある。そのため, CPUE の計算には, 操業日誌から得られた放流分を含む銘柄別漁獲尾数と前述の銘柄別漁獲物組成を用いた。なお, ここでの銘柄別漁獲物組成には, 漁獲量を調整していない漁協での漁獲物組成だけを用いた。これらから放流分を含む甲長階級別漁獲尾数を推定し, これを延べかご数で除して甲長階級別 CPUE とした。

甲長コホート解析(LPA) 資源量は漁期始め(6月1日)を基準日として推定 された。

本研究で用いた LPA は,以下の点を除き,脱皮による成長の個体差を確率的 に扱った Yamaguchi et al.¹³⁾の方法に従った。自然死亡係数 *M*には,バイオマ ス解析¹⁸⁾により得られ,函館水産試験場が当資源の資源評価に使っている値 (0.465)を用いた。漁具効率は,甲長により異なると考えられるため,甲長 階級 *k*ごとの漁具効率 *q_kとした。*脱皮した際に甲長階級 *k*から *i*に移行する確 率(甲長階級移行確率) *P_{k,i}*を求めるにあたり,最新の知見である佐々木,桒 原²⁾が求めた各齢期の平均甲長を基に,脱皮による成長量を算出し,2次曲線 で近似した(Fig. 4)。甲長 *L*の個体の脱皮による成長量 *L*は,(1)式のとお り推定された。

 $\Delta L = -0.0014L^2 + 0.1887L + 1.8427$

(1)

LPA により推定された加入尾数の 95% 信頼区間は,尤度比の対数が ²分布 に従うことを利用して求めた。

甲長に基づ〈加入量あたり漁獲量 (YPR^L)解析 YPR を計算するにあたり,甲長 階級別漁獲選択率 *s_k*を次のように求めた。甲長階級別漁具効率 *q_k*は 95~100mm の階級が最大であるので,この値が 1.0 になるように標準化を行い,標準化さ れた各甲長階級の値を *s_k*とした。

YPR は以下のように算出された。まず,1年目の甲長階級 kの資源尾数 N_{k,1} を加入尾数 Rと甲長階級 kの加入率 r_kを用いて(5)式のように表した。

 $N_{k,1} = r_k R \tag{5}$

甲長階級 kの漁獲死亡係数 F_kは,(6)式のように漁獲死亡係数 Fと甲長階級 k の漁獲選択率 s_kの積で表される。

$$F_k = F \cdot s_k \tag{6}$$

次に *j* 年と(*j*+1)年の資源尾数の関係を LPA により推定された甲長階級移行確 率 *P_{k, i}* と各甲長階級の個体が1年以内に脱皮する確率 *m_k*を用いて(7)式のよう に表した。

$$N_{i,j+1} = \sum_{k=1}^{K} (P_{k,i} e^{-(F_k + M)} m_k N_{k,j}) + e^{-(F_i + M)} (1 - m_i) N_{i,j}$$
(7)

(5) 式の加入群に対して(7) 式を用いて,2年目以降の資源尾数を順次計算した。

*j*年の甲長階級 *k*の漁獲尾数 *C_{k,j}*は(8)式で計算され,加入群から生涯に得られる漁獲重量は甲長階級 *k*の階級値中央における計算体重 *w_k*を用いて(9)式のように計算できるので,(9)式の両辺を加入尾数 *R*で除して YPR を得た。なお, *w_k*については,(11)式の雄の甲長 /(mm)と体重 *w*(g)の関係式 ¹⁹⁾を用いて計算した。

$$C_{k,j} = N_{k,j} (1 - e^{-(F_k + M)}) \frac{F_k}{(F_k + M)}$$
(8)

$$Y = \sum_{j=1}^{J} \sum_{k=1}^{K} C_{k,j} w_k$$
(9)

$$YPR = \frac{1}{R} \sum_{j=1}^{J} \sum_{k=1}^{K} C_{k,j} w_k$$
(10)

 $w = 4.44 \times 10^{-4} l^{3.06} \tag{11}$

YPR モデルでは,ある漁獲死亡係数 *F*で漁業が行われているときに YPR 値が 最大になるように漁獲開始年齢 t_c を調節するか,ある t_c で漁業が行われてい るときに YPR 値が最大になるように *F*を調整するのが,加入量が一定であると きには理論的に最適な漁業である。しかし,実際に YPR 解析の結果を漁業に用 いる際には,推定された YPR 値の不確実性を考慮し,YPR を最大にする *F*値(F_{max}) よりも小さい *F* 値 ($F_{0.1}$ など)を用いることが多い。ここで, $F_{0.1}$ とは,ある t_c のとき,YPR 曲線の原点における傾きの 1/10 の直線が YPR 曲線と接するとき の *F*のことである。²⁰⁾

当海域のケガニ漁業では,予測された資源重量の 30%を許容漁獲量として設 定しているので,これに対応する *F* を現状の漁獲死亡係数 *F*_{cur} とし,*F*_{0.1} と比 較した。*F*_{cur} については,2003 年の甲長階級別資源尾数²¹⁾を基に,Microsoft 社製 Excel のソルバーを用いて,2003 年の資源重量の 30%が許容漁獲量とな るような *F*値として求めた。

感度解析 自然死亡係数は誤差が大きい可能性があるので,その値を0.3から0.5まで変化させて,資源量の推定値とYPRに対する感度解析を行った。

結果

資源量推定 LPA モデルにより推定された甲長階級別資源尾数と観測された CPUE を漁具効率で除して求めた資源尾数の比較を Fig. 5 に示した。各年の推定された甲長階級別資源尾数は,観測された CPUE を漁具効率で除して求めた資源尾数とよく一致した。

LPA モデルにより推定された甲長階級移行確率(行列 P)を Table 1 に,各 パラメータを Table 2 と Fig. 6 に示した。本研究で使用した各齢期の成長量 は Yamaguchi et al.¹³⁾が使用したものに比べ少ないため,推定された甲長階級

移行確率はそれを反映し,脱皮による成長量が少ない結果となった。推定され た加入尾数は,1998年に381千尾であったが,その後減少し2000年に222千 尾となった。しかし,その後2年続けて増加し,2002年に346千尾となった。 推定された甲長階級別資源尾数と資源重量の推移を Fig.7 に示した。資源尾 数は1998年の641千尾から2000年に485千尾まで減少したが,その後増加 に転じ,2002年には558千尾となった。資源重量は1998年に265t,2000年 に209t,2002年に231tと変動した。資源尾数と資源重量は同様の変動傾向 を示し,年により若干の増減があるものの,1997年以降2002年まで比較的安 定した横ばい傾向を示した。

YPR 解析 甲長階級別漁具効率 q_kから求めた漁獲選択率 s_xを Fig. 8 に示した。算出された s_xは,80~85mmの甲長階級から順に,0.79,0.79,0.74,1.00,0.85,0.70,および 0.32 であった。

YPR の等量図を Fig. 9 に示した。当海域のケガニ漁業では,甲長 80mm 未満の個体の漁獲が禁止されていること,および甲長階級 80~85mm の漁獲選択率が 0.79 であることから,現状の漁獲開始甲長は 80mm とした。また,2003 年の許容漁獲量から求めた現状の漁獲死亡係数 *F*_{cur} は 0.58 であり,このときの YPR は 207g/R であった。

漁獲開始甲長を 80mm にしたときの YPR 曲線を Fig. 10 に示した。*f*_{0.1}が 0.97 であるのに対して,*F*_{cur} は 0.58 であり,*F*_{cur} は *f*_{0.1}より充分低い値であった。

感度解析 自然死亡係数 *M*を 0.3 から 0.5 まで変化させた場合の資源量推定 値の比較を Fig. 11 に示した。資源評価に用いている *M*=0.465 における資源量 と比較すると, *M*=0.3 での資源量は 8~34%多くなり,逆に *M*=0.5 での資源量 は 2~5%少なかった。

次に,漁獲開始甲長を 80mm にしたときの YPR 曲線と *F*_{0.1} について,*M*を 0.3 から 0.5 まで変化させて比較した結果を Fig. 12 に示した。各 YPR 曲線におけ

る F_{0.1}は,*M*=0.3 で 0.59,*M*=0.4 で 0.81,*M*=0.465 で 0.97,*M*=0.5 で 1.02 であ り,F_{cur} (0.58)は,いずれの F_{0.1}よりも低い値であった。

考察

LPA モデルにより推定された各年の甲長階級別資源尾数は,観測された CPUE から得られた資源尾数とよく一致しており,観測された CPUE から得 られた資源尾数による最適化が良好であった。従って,LPA モデルは当資源の 資源動態をよく追従したと考えられる。当海域におけるケガニの資源量は,近 年 200 トン台で比較的安定しており,漁獲量の推移と併せてみると,1990 年ま での資源の減少傾向には歯止めがかかったと考えられる。しかし,厳しい漁業 規制が行われているにもかかわらず,依然回復傾向はみられなかった。

甲長階級別の漁具効率から求めた選択率は,95~100mmの甲長階級でピーク を示し,それより小さい階級や大きい階級では低い値を示した。当海域のケガ ニ漁業は,かごだけで行われており,その他の漁具による漁獲は認められてい ない。ケガニかごの漁獲選択性について,当漁業で使われているかごの目合 (115mm)では,甲長 78mm が 50%選択甲長であり,甲長 90mm 付近で 100%近 くに達することが知られている。²²⁾本研究で得られた甲長階級別選択率が甲長 80~95mm の階級において低い値を示したことは,かごの網目選択性に起因して いると考えられる。また,小池,小倉²³⁾はベニズワイガニかごについて,その 入口の直径を 30,50,および 70cm に変えたかごを用いて漁獲試験を行った結 果,大きい個体ほどかごに入りにくくなるとしている。本研究で得られた甲長 階級別選択率が 100mm 以上の甲長階級で低い値を示したことは,ケガニかごに おいても,ベニズワイガニかごと同様な漁獲選択性があることを示唆している。 YPR 解析の結果,現状の漁獲死亡係数 *F*cur は *F*0.1を大きく下回っており,当

資源の許容漁獲量設定に用いている漁獲率 0.3 は充分安全な値と考えられる。 また,自然死亡係数 Mを 0.3~0.5 の範囲で変化させた場合でも, F_{cur} はいずれ の F_{0.1}をも下回った。当資源の許容漁獲量は,推定された資源量を基に設定さ れているため,資源量が過大に推定されれば,許容漁獲量も過大に設定される ことになる。しかし,感度解析の結果,実際の Mが 0.3~0.5 の範囲内であれ ば, M=0.465 で資源量を計算しても大幅に過大推定することはない。従って, 現状では資源量を過大推定し,許容漁獲量を過大に設定している可能性は低い と考えられる。

また,YPR 解析の結果,F_{our} を F_{0.1}まで大きくすると,YPR は 20% 増加すると いう結果が得られた。漁獲開始甲長についても,引き下げた方が YPR は増加す る。しかし,前述の通り,近年の資源量は減少傾向に歯止めがかかったものの, 依然回復傾向はみられていない。北海道東部太平洋沿岸のケガニ資源では,雄 の専獲による性比の偏りが再生産に影響を与えている可能性が指摘されてい る。²⁴⁾当海域においても,ケガニは雄だけが漁獲されていることから,性比の 偏りが再生産に影響を与えていることが懸念される。また,当海域では,ケガ 二の密漁なども散見される。従って,当面は資源動向に注意しながら,現状の 管理基準に基づいた資源管理を継続すべきであると考えられる。

謝辞

調査にご協力頂いた噴火湾海域の各漁業協同組合,北海道渡島支庁水産課, 胆振支庁水産課,渡島北部地区水産技術普及指導所,胆振地区水産技術普及指 導所,および北海道立函館水産試験場の関係各位に厚く御礼申し上げる。また, 本報告をとりまとめるにあたり,有益な指摘と助言を頂いた2名の匿名の校閲 者に感謝の意を表する。最後に,貴重な助言と多大なご協力を頂いた北海道立

函館水産試験場室蘭支場の職員各位に深謝する。本研究は文部省の科研費 09760170の助成を受けた。

文献

- 1) 三原栄次.ケガニ Erimacrus isenbeckii (Brandt).「漁業生物図鑑新北の さかなたち」(水島敏博,鳥澤 雅監修,上田吉幸,前田圭司,嶋田 宏, 鷹見達也編)北海道新聞社,札幌.2003; 380-385.
- 2) 佐々木潤,桒原康裕.ケガニの齢期判別法と成長.北水試研報 1999;55: 29-67.
- 3)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 1971;28:8-13.
- 4) Abe K. Important crab resources inhabiting Hokkaido waters. *Mar. Behav. Physiol.* 1992; 21: 153-183.
- 5) 佐々木潤.道東太平洋におけるケガニの生殖周期.北水試研報 1999;55: 1-27.
- 6) Jones R. Assessing the effects of changes in exploitation pattern using length composition data. FAO Fisheries Technical Paper 256, FAO, Rome. 1984.
- 7) Sullivan PJ, Lai H-L, Gallucci VF. A catch-at-length analysis that incorporates a stochastic model of growth. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1990; 47: 184-198.
- 8)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推定精度の評価.北大水産紀要 1997;43:1-80.
- 9) Ueda Y, Matsuishi T, Kanno Y. Weight-based population analysis: an

estimation method. Fish. Res. 2001; 50: 271-278.

- 10) Ueda Y, Kanno Y, Matsuishi T. Weight-based virtual population analysis of Pacific cod *Gadus macrocephalus* off the Pacific coast of southern Hokkaido, Japan. *Fish. Sci.* 2004; 70: 829-838.
- 11) Zheng J, Murphy MC, Kruse GH. A length-based population model and stock-recruitment relationships for red king crab, *Paralithodes camtschaticus*, in Bristol Bay, Alaska. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1995; 52: 1229-1246.
- 12)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.日水誌 2000;66:833-839.
- 13) Yamaguchi H, Ueda Y, Kanno Y, Matsuishi T. Population assessment using a length-based population analysis for the Japanese hair crab (*Erimacrus isenbeckii*). Crabs in cold water regions: biology, management, and economics. Alaska Sea Grant College Program Report No.AK-SG-02-01, University of Alaska, Fairbanks, 2002; 495-509.
- 14) Yamaguchi H, Ueda Y, Matsuishi T. Population assessment using a length-based population analysis for the Japanese hair crab *Erimacrus isenbeckii. Fish. Sci.* 2002; 68, *Suppl.* I: 475-476.
- 15)Beverton RJH, Holt SJ. On the dynamics of exploited fish populations. *Fish. Invest., Ser.* . 1957; 19: 1-533.
- 16) Chen Y. A comparison study of age- and length-structured yield-per-recruit models. *Aquat. Living Resour.* 1997; 10: 271-280.
- 17)Ueda Y, Matsuishi T. Stock assessment based on body size information. *Fish. Sci.* 2002; 68, *Suppl.* I: 425-426.

- 18) 土井長之.メキシコ産アワビの資源診断.日本水産資源保護協会月報
 1977; 154: 5-13.
- 19) 三原栄次,上田吉幸. -4.噴火湾周辺海域におけるケガニ資源管理対策
 調査,平成8年度北海道立函館水産試験場事業報告書,北海道立函館水産
 試験場,函館市.1997; 67-84.
- 20) Deriso RB. Optimal F_{0.1} criteria and their relationship to maximum sustainable yield. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 1987; 44(Suppl. 2): 301-317.
- 21)三原栄次,前田圭司,國廣 靖.1-1-3.ケガニ,平成14年度北海道立函 館水産試験場事業報告書,北海道立函館水産試験場,函館市.2004;16-29.
- 22) 西内修一 . ケガニかごの漁獲選択性に関する研究 . 北水試研報 2003; 64: 1-103.
- 23)小池 篤,小倉通男.エビ篭,カニ篭における網目,入口の選択作用につ いて.東水大研報 1977;64:1-11.
- 24) 佐々木潤. -3.北海道周辺のケガニ.「エビ・カニ類資源の多様性」(大富) 潤,渡邊精一編)恒星社厚生閣,東京.2003;31-44.

- Fig. 1. Fishing area for hair crab in Funka Bay, Hokkaido.
- Fig. 2. Annual changes in hair crab catches in Funka Bay.
- Fig. 3. Catch-at-length of hair crab in Funka Bay.
- Fig. 4. Relationship between the premolt carapace length and the carapace length increments per molt, from Sasaki and Kuwahara²). The line shows an approximate curve.
- Fig. 5. Comparison of the stock number estimated by LPA and the stock number calculated from observed CPUE and the fishing efficiency for each carapace length class.
- Fig. 6. Estimated number of recruits of hair crab in Funka Bay. The vertical bars indicate 95% confidence intervals.
- Fig. 7. Estimated stock numbers for each length class and biomass of male hair crab over 80 mm CL.
- Fig. 8. Selectivity of hair crab in Funka Bay calculated from fishing efficiency.
- Fig. 9. Isopleth diagram of the length-based YPR for hair crab in Funka Bay. A solid circle represents the fishing mortality coefficient (F=0.58) and the carapace length at first capture (80 mm) in the 2003 fishery.
- Fig. 10. Length-based YPR and $F_{0.1}$ of 80-mm CL hair crab at first capture. F_{cur} represents the fishing mortality coefficient (F=0.58) in the 2003 fishery.
- Fig. 11. Comparison of biomass estimated using various natural mortality coefficients.
- Fig. 12. Comparison of length-based YPR and $F_{0.1}$ calculated by sensitivity analysis of the natural mortality coefficient for 80-mm CL at first capture. Vertical bars indicate $F_{0.1}$ in each natural mortality coefficient.











Carapace length class (mm)















Carapace length	Carapace length class in year <i>j</i> +1 (mm)						
class in year <i>j</i> (mm)	80-85	85-90	90-95	95-100	100-105	105-110	110-115
80-85	0.024	0.476	0.383	0.100	0.016	0.002	0
85-90	0	0.028	0.497	0.368	0.091	0.014	0.002
90-95	0	0	0.035	0.524	0.348	0.080	0.013
95-100	0	0	0	0.046	0.554	0.322	0.078
100-105	0	0	0	0	0.063	0.586	0.351
105-110	0	0	0	0	0	0.089	0.911
110-115	0	0	0	0	0	0	1.000

Table 1. The expected proportion of crabs molting between sequential length classes as described by a gamma distribution

Symbol	Value
q_{1}	1.043 × 10 ⁻⁶
q_2	1.043 × 10 ⁻⁶
q_{3}	0.981 × 10 ⁻⁶
$q_{\ 4}$	1.321 × 10 ⁻⁶
q_{5}	1.125 × 10 ⁻⁶
q_{6}	0.919 × 10 ⁻⁶
q $_{\scriptscriptstyle 7}$	0.418 × 10 ⁻⁶
β	1.676
a	0.765
b	0.109
α_r	85.027
β_r	0.229

Table 2. Parameters estimated by length-based population analysis

 q_k is fishing efficiency in each length class.

 β is parameter in gamma distribution to estimate the expected proportion of crabs molting between sequential length classes.¹³⁾ a and b are parameters to estimate the molting probability.¹³⁾ α_r and β_r are parameters in gamma distribution to estimate the proportion of recruits entering each size classes.¹³⁾