



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)	三原, 栄次; MIHARA, EIJI; 山口, 宏史 他
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	https://hdl.handle.net/2115/14653
Rights	© 2005 公益社団法人日本水産学会
Type	journal article
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 MATSUIISHI⁴

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: miharae@fishexp.pref.hokkaido.jp

^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 8 cm 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，栗原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 齡期 (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 , 十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, Ueda 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、栗原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 ΔL は、(1)式のとおり推定された。

$$\Delta L = -0.0014L^2 + 0.1887L + 1.8427 \quad (1)$$

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 χ^2 分布に従うことを利用して求めた。

甲長に基づく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。

$$N_{k,1} = r_k R \quad (5)$$

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。

$$F_k = F \cdot s_k \quad (6)$$

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。

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

(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 l (mm) と体重 w (g) の関係式¹⁹⁾を用いて計算した。

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

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

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

$$w = 4.44 \times 10^{-4} l^{3.06} \quad (11)$$

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ため、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ため、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年齢期の成長量は 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_k を Fig. 8 に示した。算出された s_k 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_{cur} 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、ケガニ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ます。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。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。

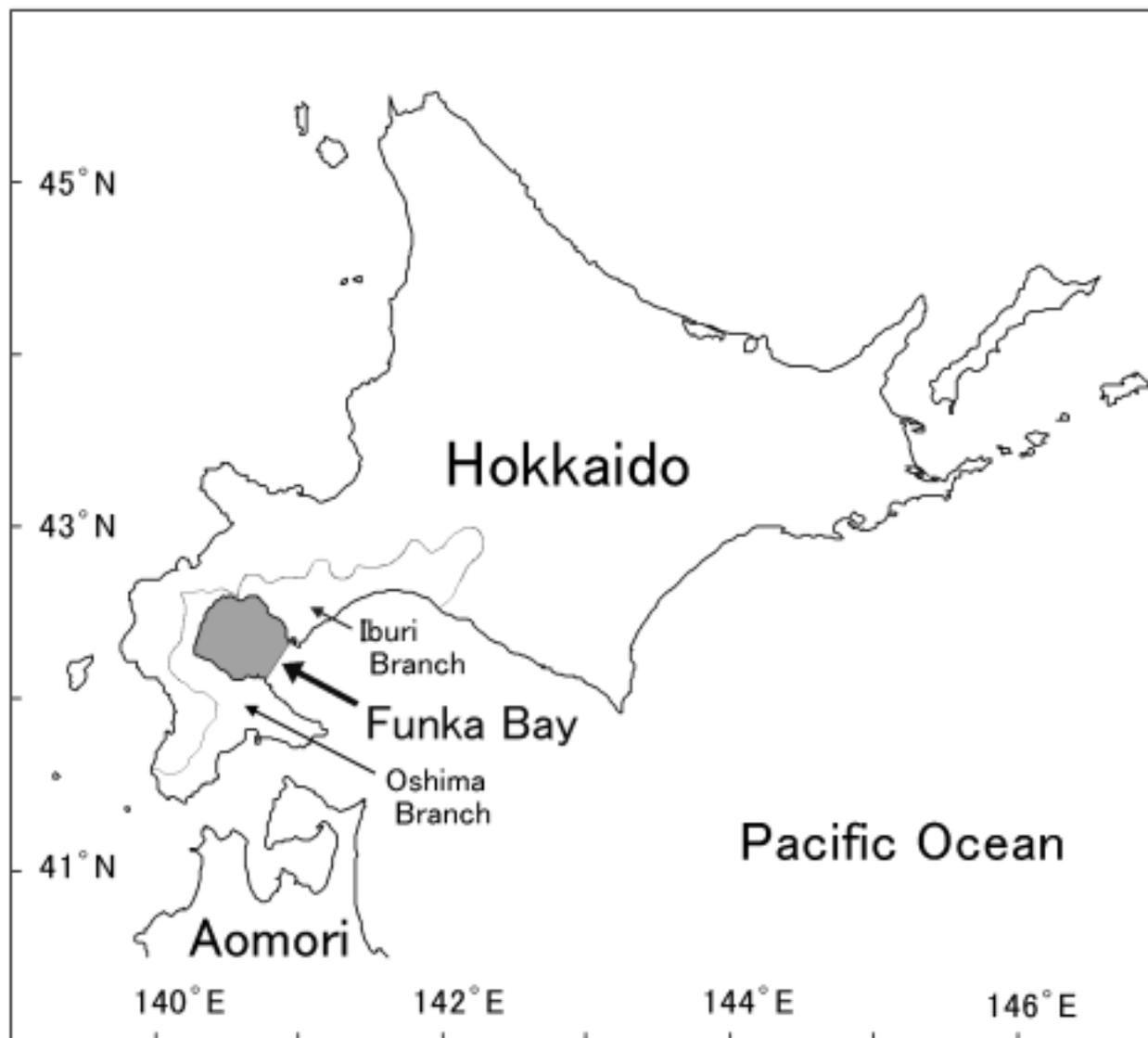
文献

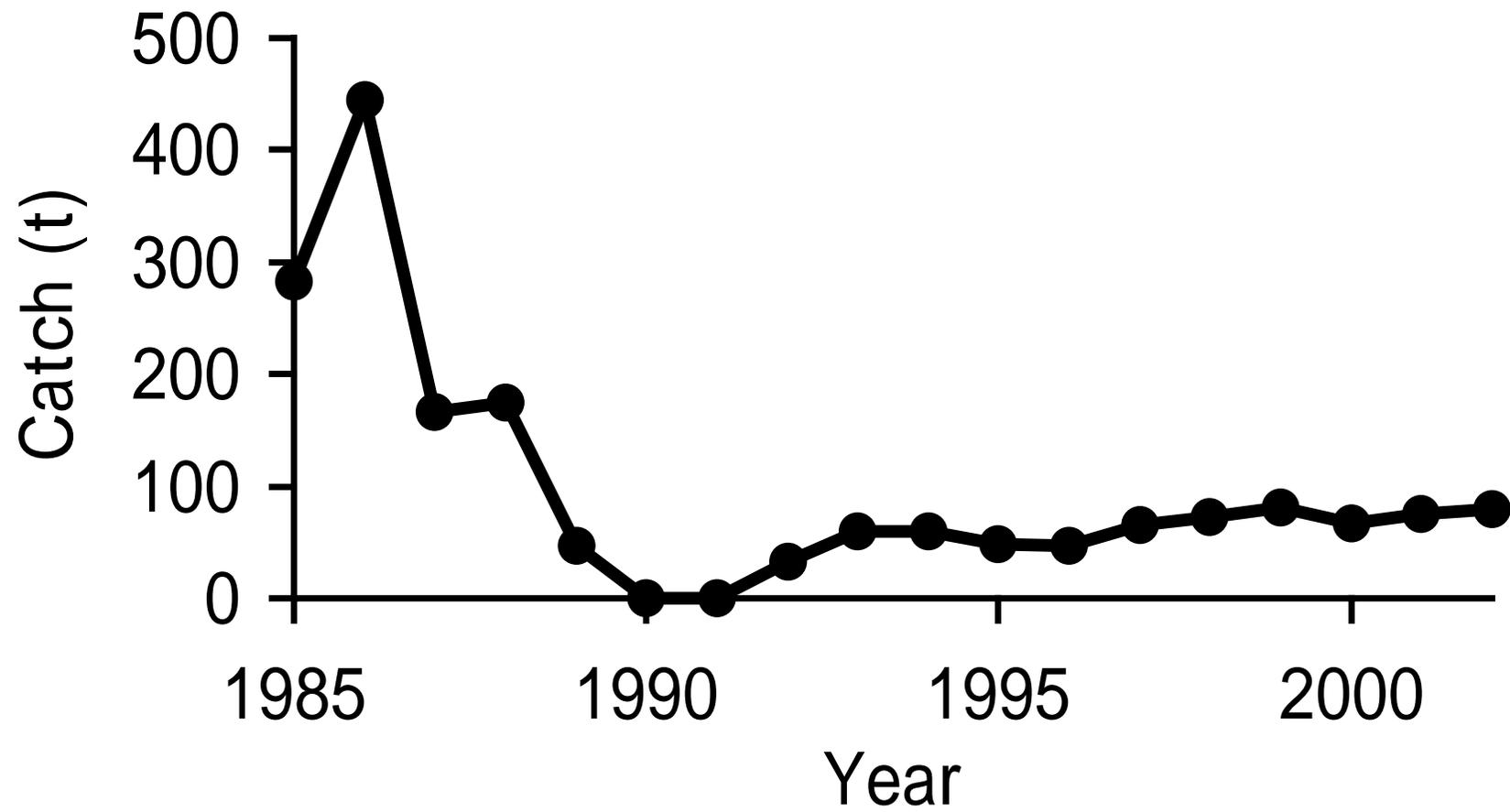
- 1) 三原栄次 . ケガニ *Erimacrus isenbeckii* (Brandt) . 「漁業生物図鑑新北のさかなたち」(水島敏博 , 鳥澤 雅監修 , 上田吉幸 , 前田圭司 , 嶋田 宏 , 鷹見達也編) 北海道新聞社 , 札幌 . 2003; 380-385.
- 2) 佐々木潤 , 栗原康裕 . ケガニの齡期判別法と成長 . 北水試研報 1999; 55: 29-67.
- 3) 山本正義 . 標識放流試験の再捕結果から見たケガニの成長について . 北水試月報 1971; 28: 8-13.
- 4) Abe K. Important crab resources inhabiting 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

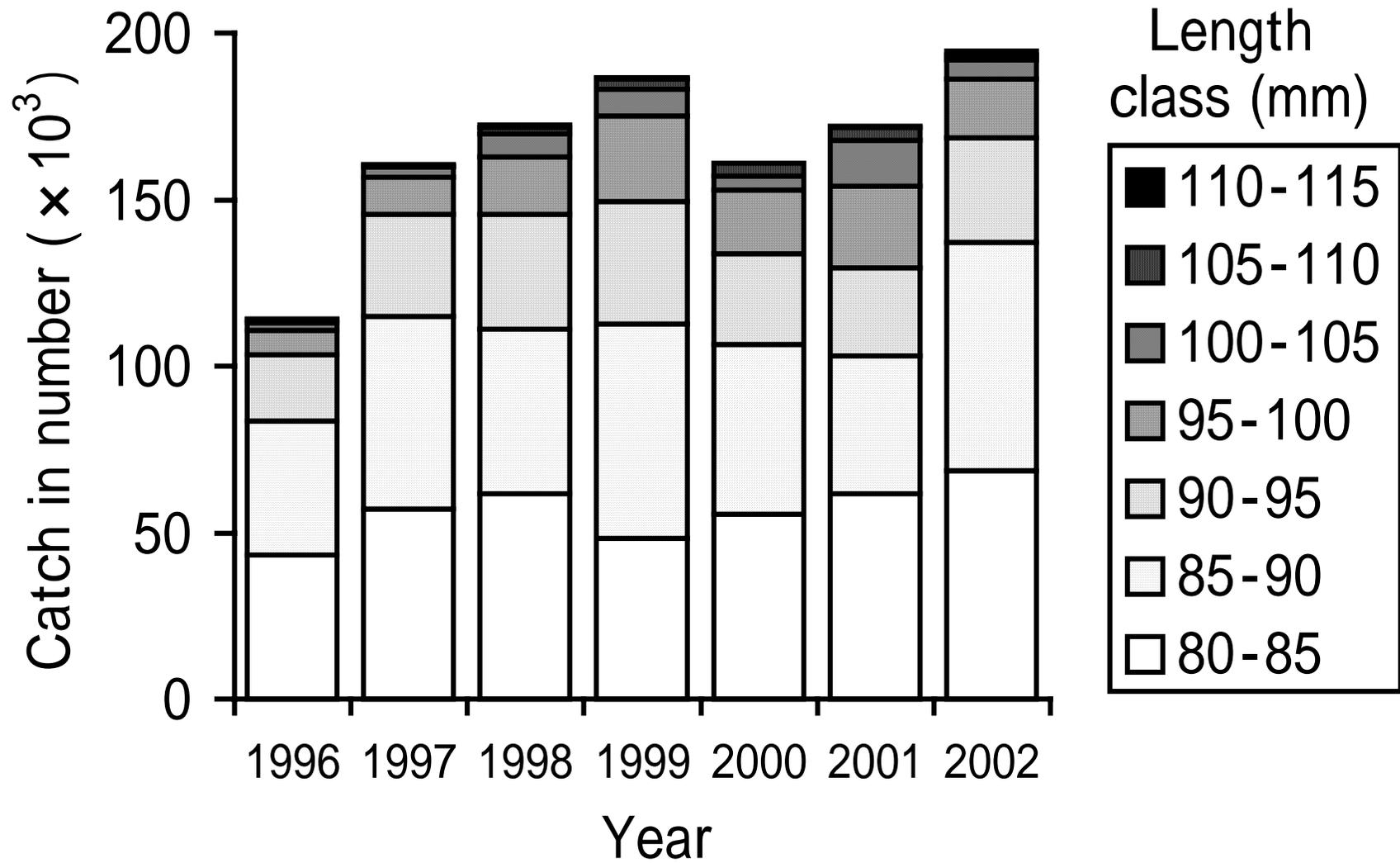
- estimation method. *Fish. Res.* 2001; 50: 271-278.
- 10) Ueda Y, Kanno Y, Matsuishi T. Weight-based virtual population analysis of Pacific cod *Gadus macrocephalus* off the Pacific coast of southern Hokkaido, Japan. *Fish. Sci.* 2004; 70: 829-838.
- 11) Zheng J, Murphy MC, Kruse GH. A length-based 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.

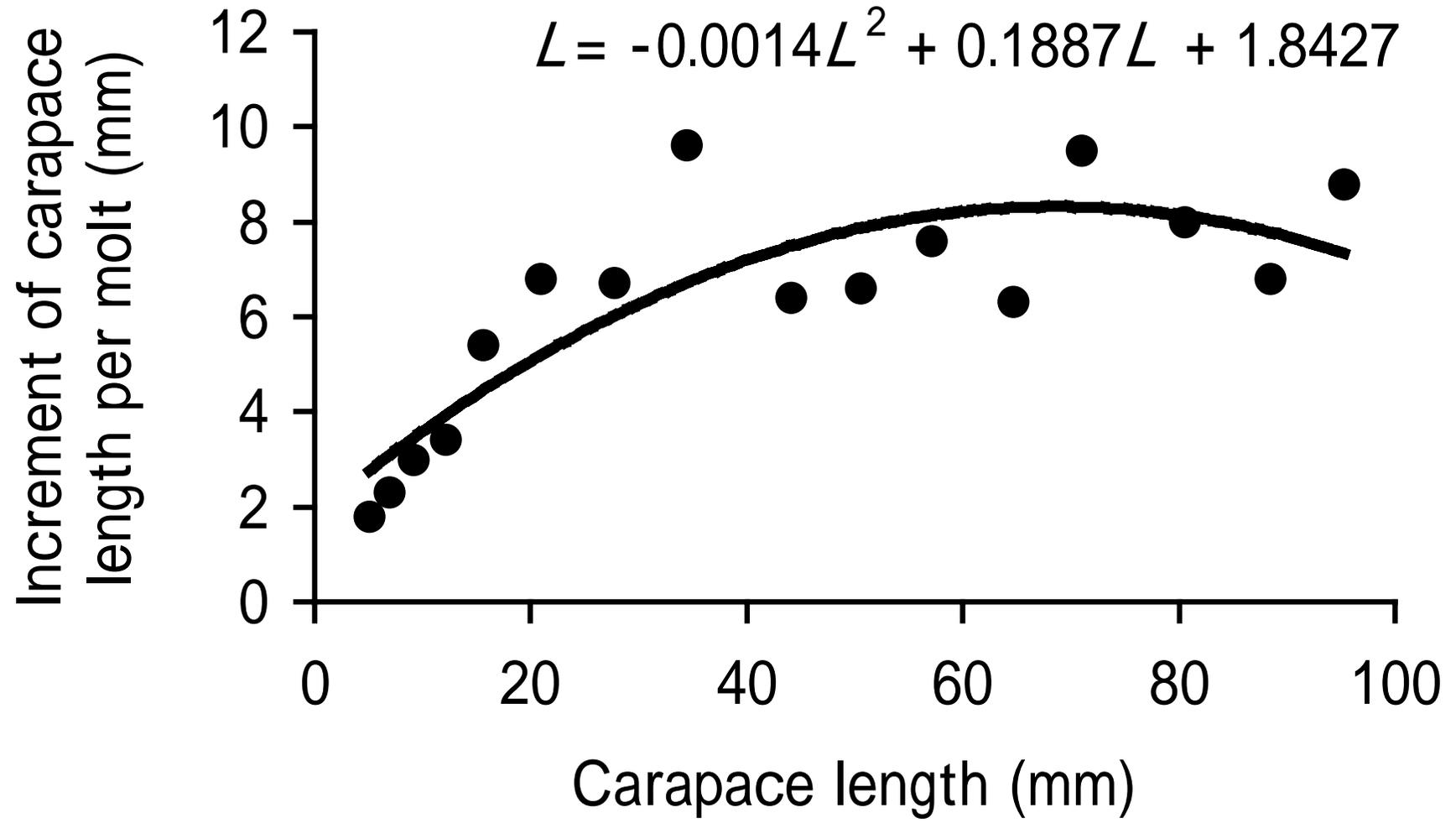
- 18) 土井長之 . メキシコ産アワビの資源診断 . 日本水産資源保護協会月報
1977; 154: 5-13.
- 19) 三原栄次 , 上田吉幸 . -4 . 噴火湾周辺海域におけるケガニ資源管理対策
調査 , 平成 8 年度北海道立函館水産試験場事業報告書 , 北海道立函館水産
試験場 , 函館市 . 1997; 67-84.
- 20) Deriso RB. Optimal $F_{0.1}$ criteria and their relationship to maximum
sustainable yield. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 1987; 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 . エビ籠 , カニ籠における網目 , 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.

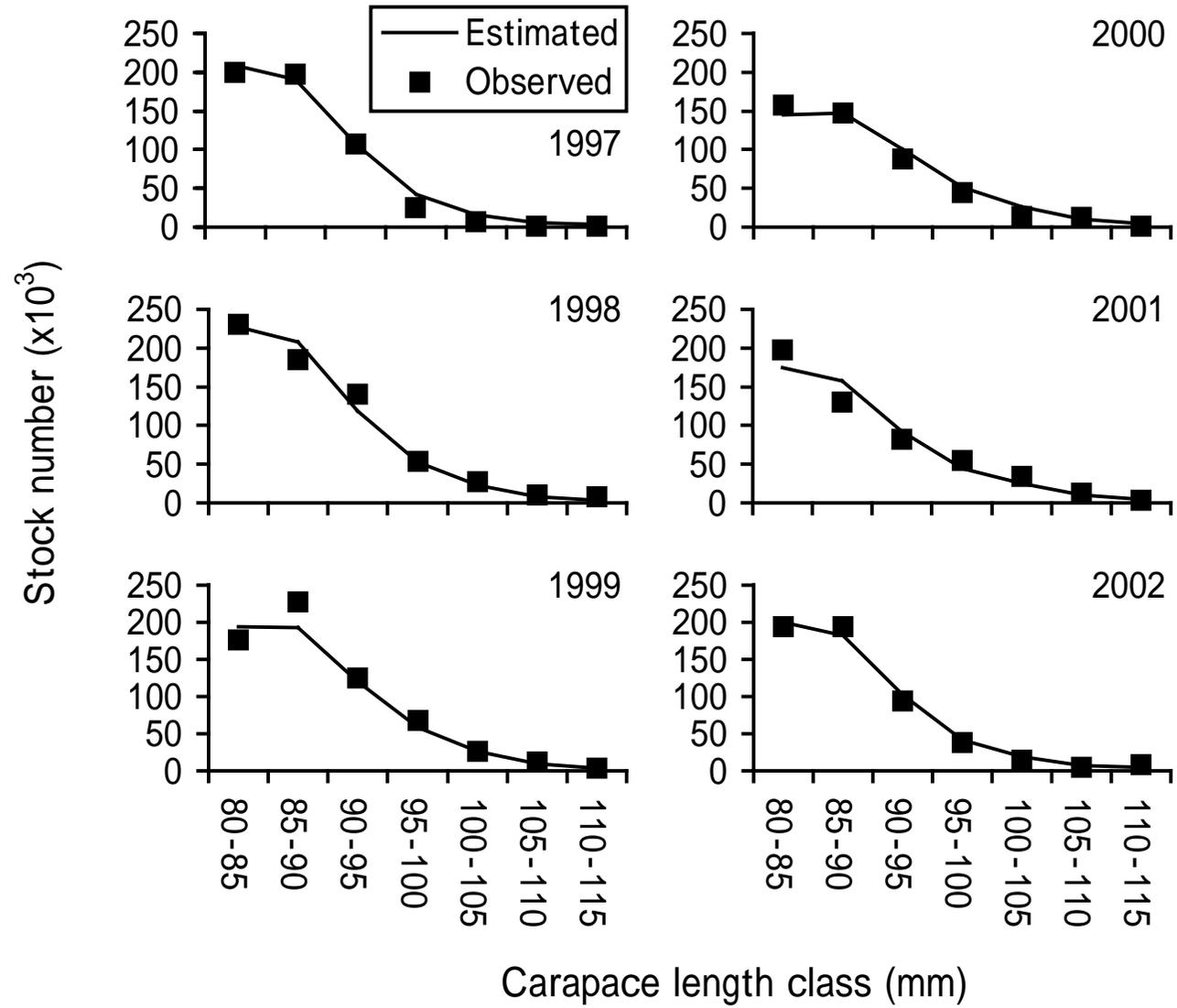
- Fig. 1. Fishing area for hair crab in Funka Bay, Hokkaido.
- Fig. 2. Annual changes in hair crab catches in Funka Bay.
- Fig. 3. Catch-at-length of hair crab in Funka Bay.
- Fig. 4. Relationship between the premolt carapace length and the carapace length increments per molt, from Sasaki and Kuwahara²⁾. 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.

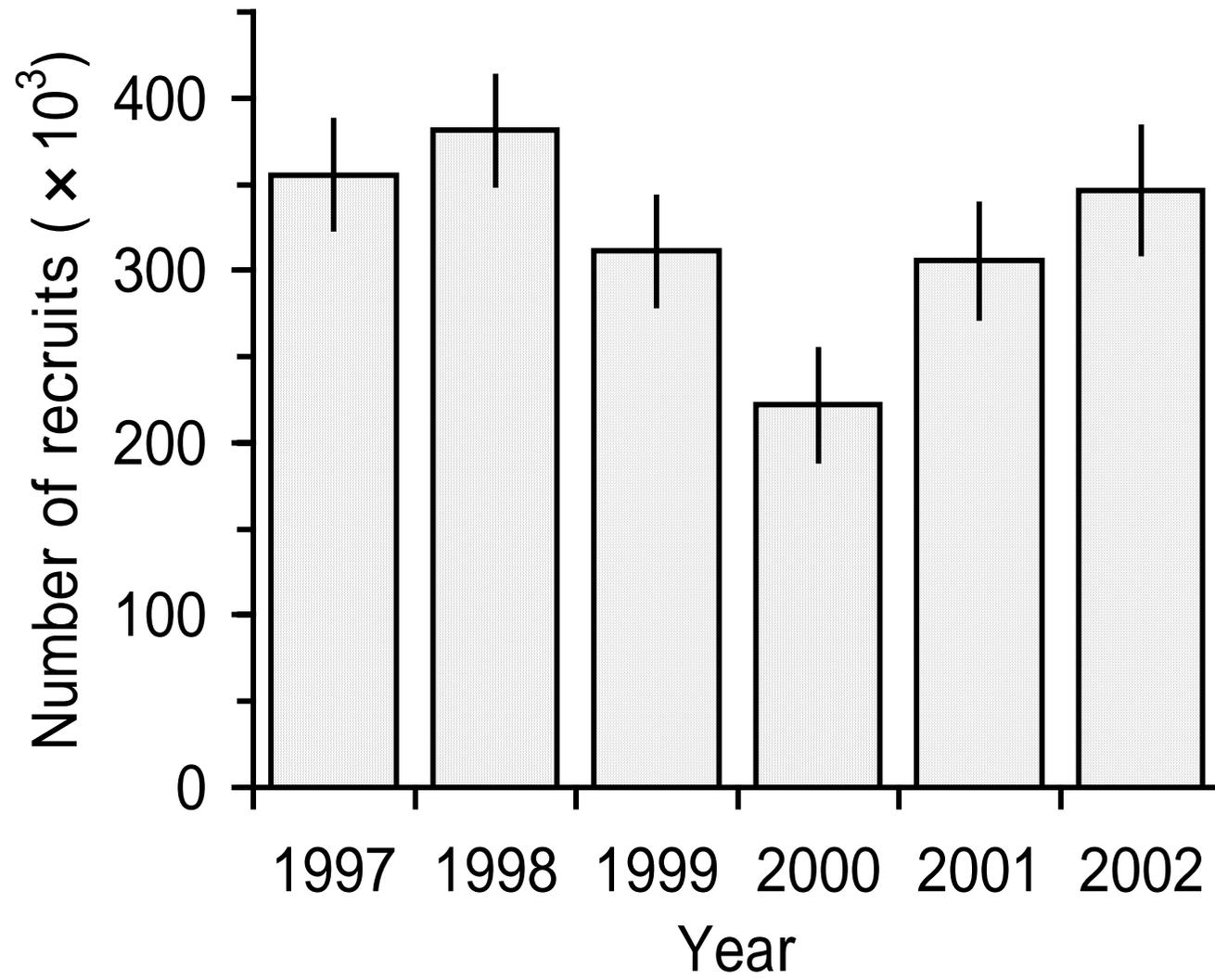


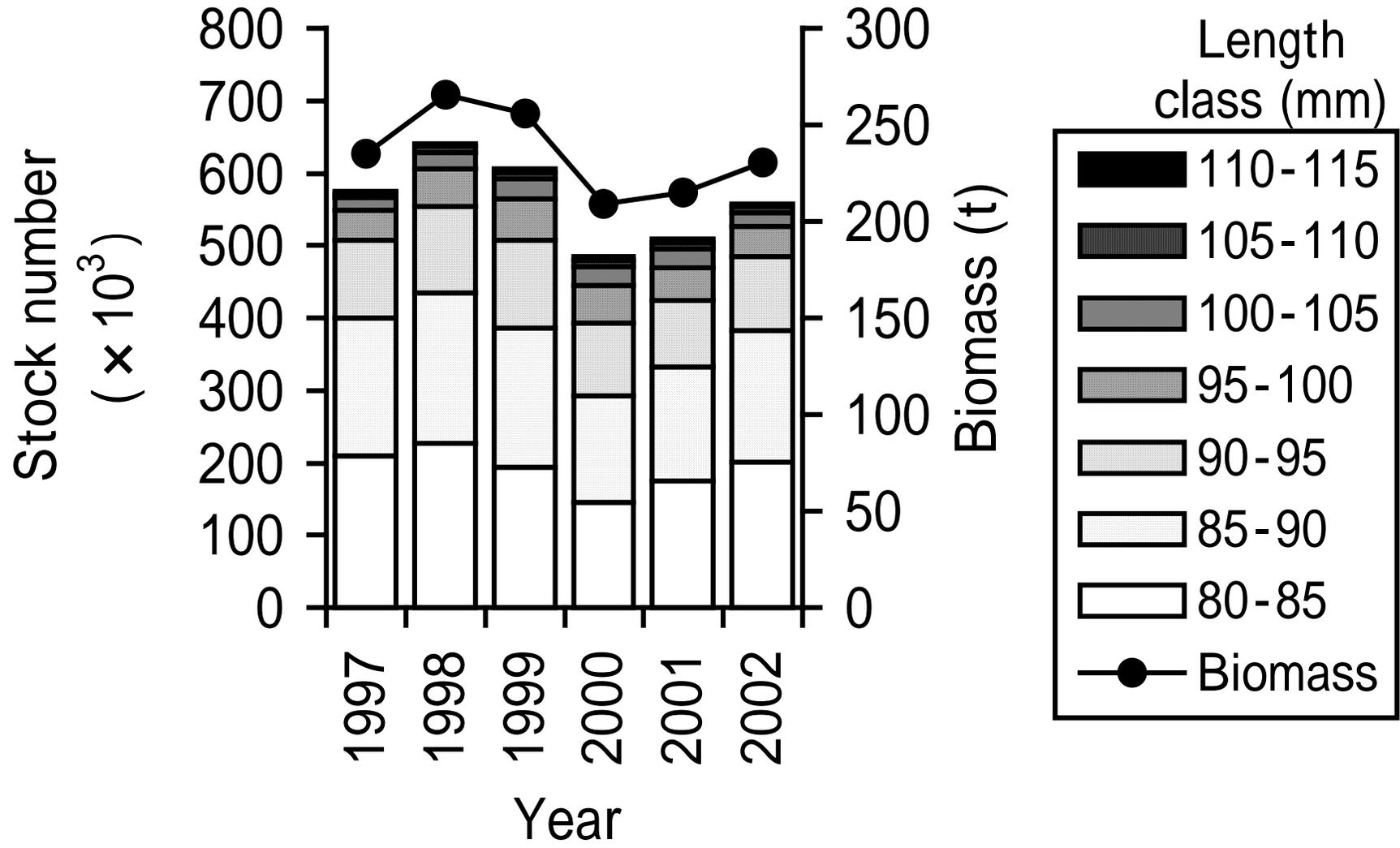


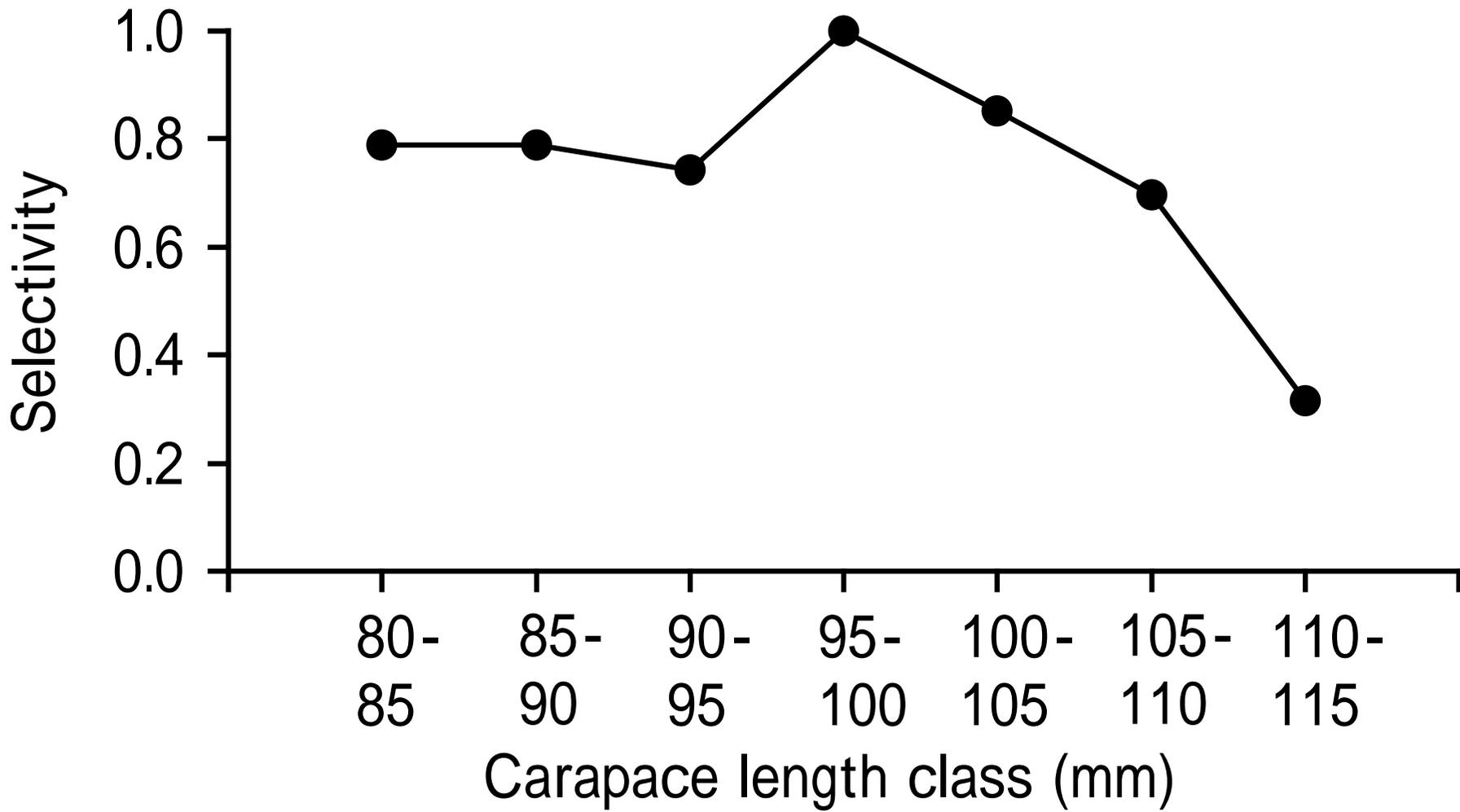


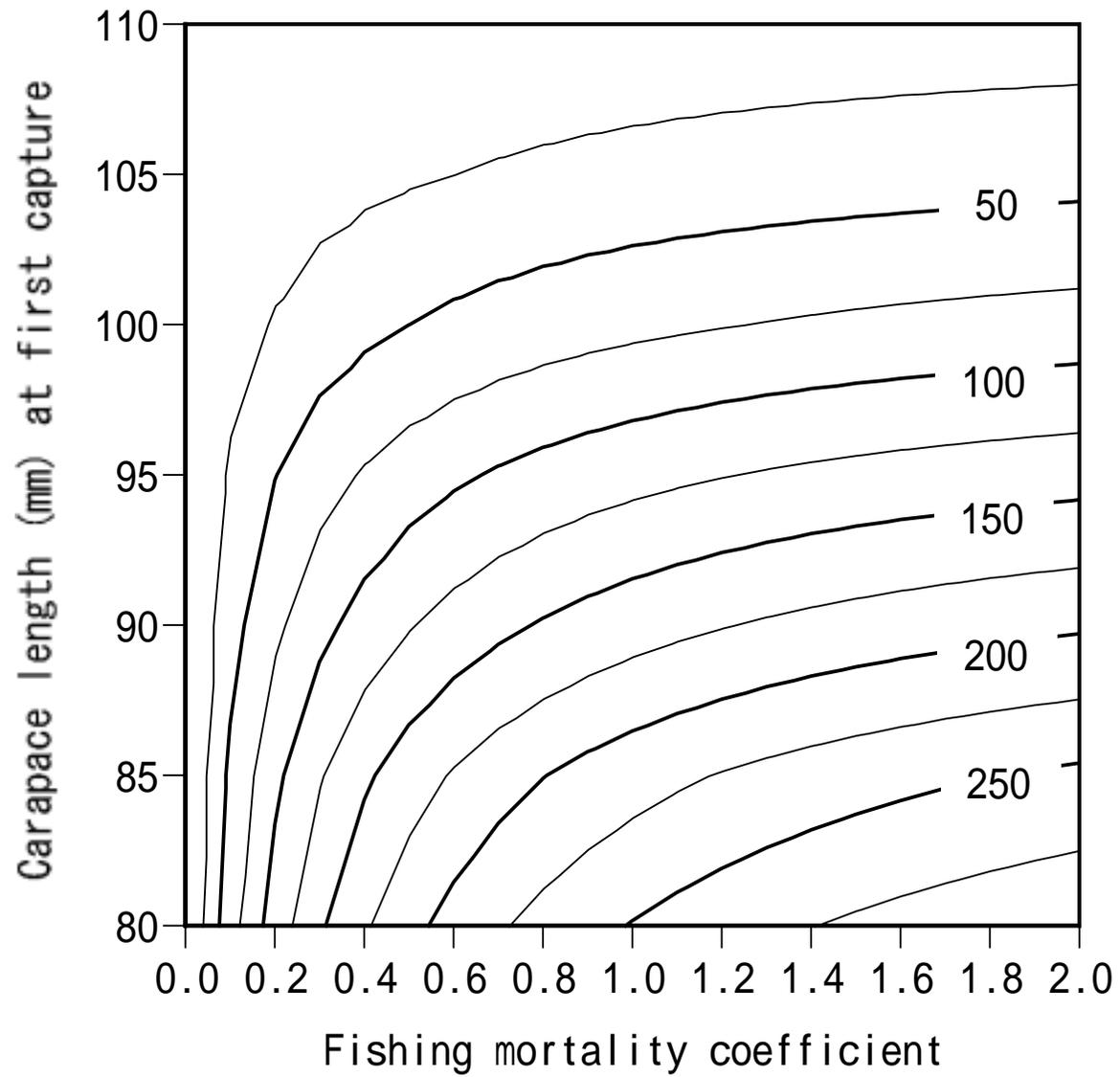


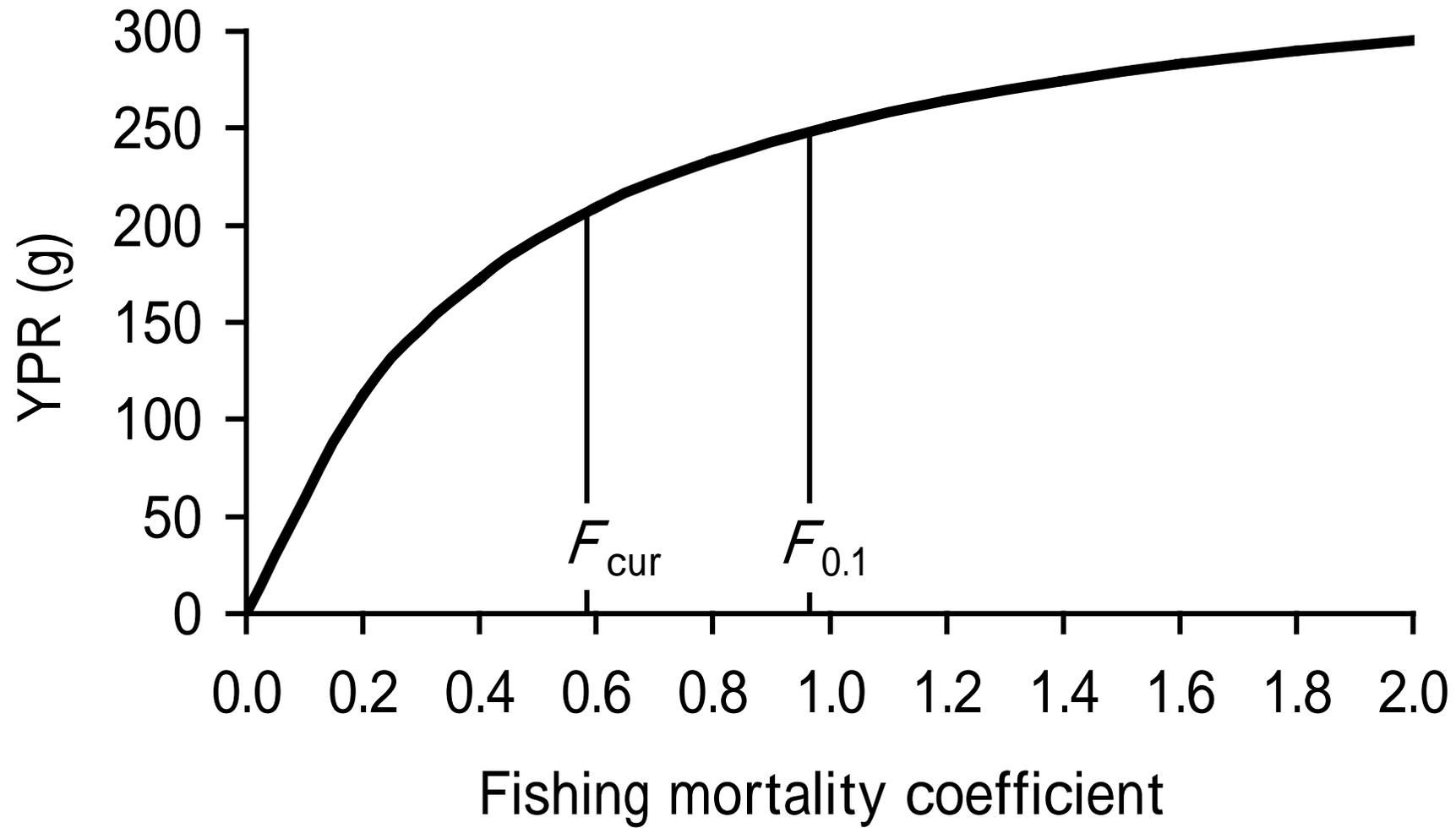


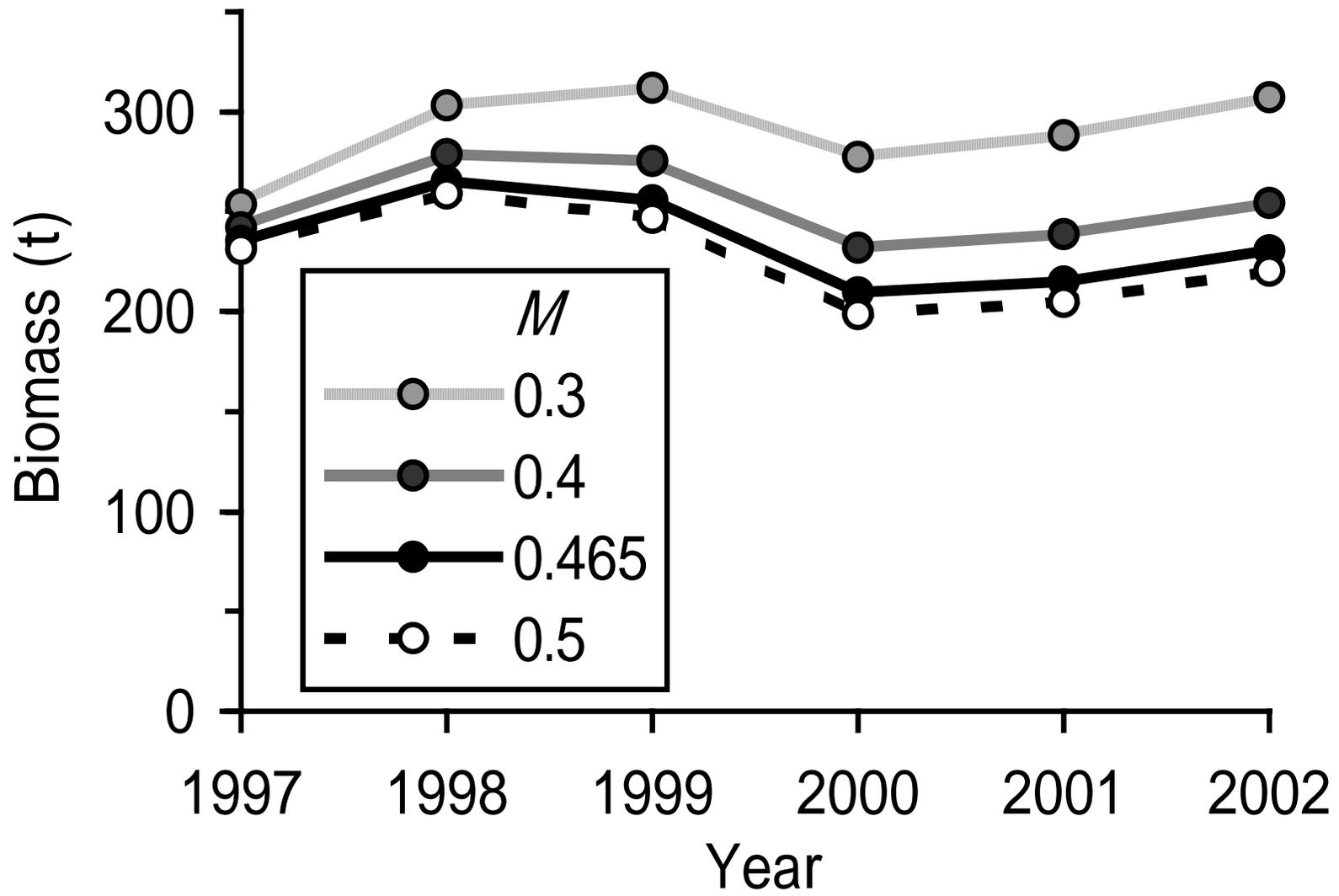












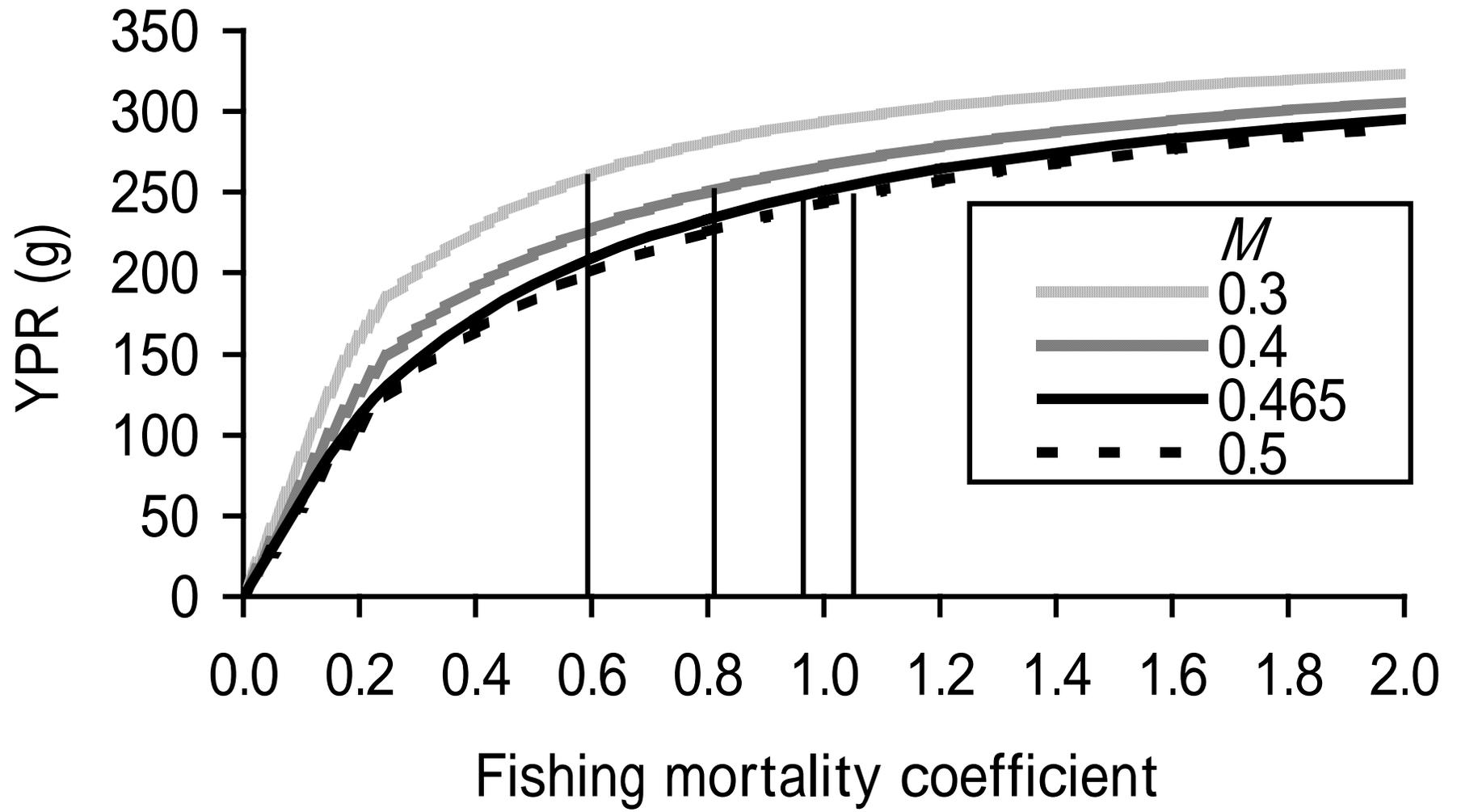


Table 2. Parameters estimated by length-based population analysis

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_7	0.418×10^{-6}
β	1.676
a	0.765
b	0.109
α_r	85.027
β_r	0.229

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⁾