

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(東北水研八戸) e-mail: yujiueda@affrc.go.jp

1. はじめに

マダラの北海道南部周辺海域(図1)における主要な漁場である恵山および青森県陸奥湾では、本種は特に冬季間において、商業的に極めて重要である。道南から陸奥湾におけるマダラの漁獲量(図2)は、1984年から急激に増加し、1989年には4,800tに達した。その後1993年頃まで急減し、以後1,200tから1,600tで、豊漁期に比べ低位で安定していた。特に陸奥湾周辺における漁獲量の減少は著しく、資源状態の把握が求められてきた。

北海道南部周辺海域で漁獲されるマダラに関しては、コホート解析法(VPA)による資源量推定値を基にした定量的な資源評価はこれまで行われていない。この原因の一つとして、資源評価のための経年的な年齢査定が行われていないため、従来用いられてきた年齢に基づくVPAによる資源量推定や、加入量あたり漁獲量(YPR)や加入量あたり産卵親魚量(SPR)を算出しての資源診断が不可能であったことが挙げられる。また、経年的な体長測定も行われていないので、体長ベースのVPA(Jones, 1984; Sullivan et al.1990; 松石, 1997)の適用も難しい。

一般に商業価値の高い大型魚では、魚価を決定するため出荷時に1尾ごとに体重が測定されるか、もしくは同程度の大きさの魚が数尾ずつ箱詰めされ、箱ごとの重量から1尾ごとの大まかな重量が分かる場合が多い。これらの測定伝票は各市場で整理保存され、その入手により体重組成を得ることは比較的容易である。北海道南部周辺海域で漁獲されるマダラでも、市場ではマダラの水揚げ伝票が整理保存されており、これより体重組成ならば経年的な情報を得ることが可能である。よって、体重組成を用いても従来年齢組成や体長組成を用いて行われてきたようにVPAが可能ではないかと考えた。

以上より、本研究は、北海道南部周辺海域で漁獲されるマダラの体重組成よりコホート解析により資源量推定、さらには資源診断を行い、資源状態を明らかにし、資源管理方を提示することを目的とした。

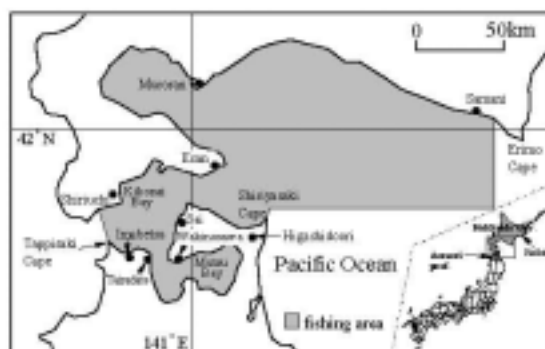


図1: 北海道南部周辺海域のマダラ漁場

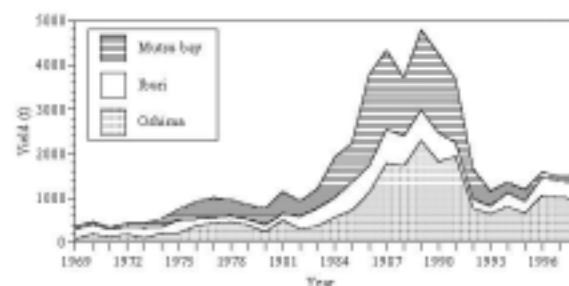


図2: 北海道南部周辺海域のマダラ漁獲量

2. 体重ベースのコホート解析法と YPR・SPR モデル

北海道南部周辺海域で漁獲されるマダラの資源評価を行うため、体重ベースのコホート解析法である WPA (Ueda et al, 2001) および体重ベースの YPR・SPR モデル (Ueda and Matsuishi, 2002) を構築した。

年齢ベースの場合、以下で表される、ある年級群の連続する 2 年の資源尾数 N_{t+1} と N_t の関係を用いて VPA や YPR・SPR の計算を行う。

$$N_{t+1} = N_t e^{-(F+M)}$$

N : 資源尾数, t : 年齢, F : 漁獲死亡係数, M : 自然死亡係数

体重ベースの場合、上式の計算を以下のように行うことができる (図 3)。

$$N_{j+1,k} = \sum_{i=1}^j (p_{ki} e^{-(F_{i,j}+M)} N_{i,j})$$

N : 資源尾数, j : 年, k : k 番目の体重階級, i : i 番目の体重階級,

p : 体重成長遷移確率, F : 漁獲死亡係数, M : 自然死亡係数

ここで体重成長遷移確率 p_{ki} は、 j 年に体重階級 i に属する体重の個体が、 $j+1$ 年に体重階級 k に属する体重である確率を表している。

他の部分の計算は、基本的にセパラブル VPA や年齢ベースの YPR・SPR の計算方法と同様である。

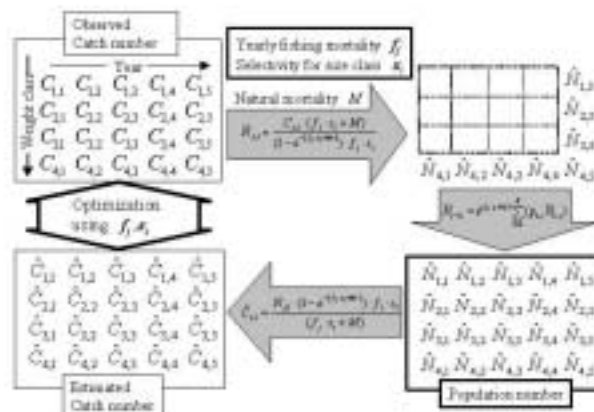


図 3: 体重ベースのコホート解析法 (WPA) の資源量推定手順

3. WPA の推定精度評価

模擬資源への適用シミュレーションおよび実在資源への適用によって、WPA の資源量推定精度を評価した。

3.1. 模擬資源への適用シミュレーション

3.1.1. 方法

コンピュータ上において、20 年分の模擬資源を作成した。この模擬資源の体重階級別漁獲尾数を出力し、WPA により資源量推定を行った。このとき、漁獲された個体のうち ϕ % が体重階級別漁獲尾数の算出に用いられるものとし、 ϕ を標本率 (%) とした。加入尾数は一部を除き 5000 尾とした。

※ 精度評価を行った条件

- (o) 標本率 100%で各パラメータに年変動無し (Case 0)
- (a) 標本率を 50, 20, 10%に変化させた場合 (Case A1-A3)
加入尾数 10000 尾で、標本率を 10, 2%に変化させた場合 (Case A4, A5)
- (b) 成長の年変動を CV=0.015, 0.03, 0.05 と仮定した場合 (Case B1-B3)
- (c) 自然死亡係数の年変動を CV=0.5, 1.5, 2.5 と仮定した場合 (Case C1-C3)
- (d) 加入尾数の年変動を CV=0.1, 0.349, 0.5 と仮定した場合 (Case D1-D3)
- (e) 漁獲係数の年変動を CV=0.1, 0.322, 0.5 と仮定した場合 (Case E1-E3)
- (f) 選択率の年変動 (logistic 式のパラメータの CV) を CV=0.2, 0.3, 0.5 と仮定した場合 (Case F1-F3)
- (g) 成長, 自然死亡, 加入尾数, 漁獲係数, 選択率すべてに年変動を仮定した場合 (Case W1-W4)

なお、成長や加入尾数、漁獲死亡係数の年変動の大きさに関しては、北海道立函館水産試験場室蘭支場が行った、噴火湾のスケトウダラの年齢査定およびコホート解析の結果から著者が算出したものを含む各 3 段階とした。

また、VPA でも資源量推定を行い、WPA の結果と比較した。VPA では、漁獲尾数のうち標本率に相当する個体から得られた体長組成を Age-Length-Key により年齢組成に分解する、という方法によった。この際、Age-Length-Key を作成するために用いる 1 体長階級あたりの個体数を 50, 25 とした (Case V1-V4)。VPA では 2 歳以上の資源尾数を比較に用いた。

これらの情報を用いて WPA による資源量推定を行った。体重 1kg 以上について、体重階級幅は 1kg, 7kg 以上はまとめて一つの体重階級として扱った。1 組の条件について 50 回の試行を行い、WPA により推定された体重 1kg 以上の推定資源尾数 \hat{N}_t と、模擬資源の体重 1kg 以上の資源尾数真値 N_t との相対誤差を用いて比較した (図 4)。WPA, VPA とも 10 年日の結果を比較に用いた。

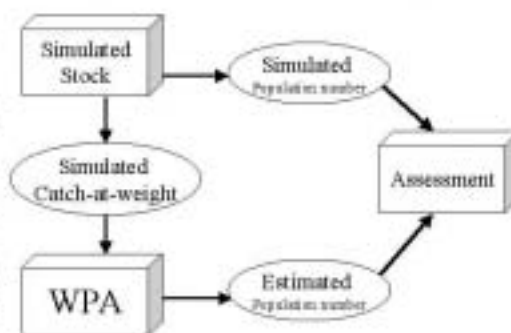


図 4: 模擬資源への適用シミュレーションによる WPA の精度評価の手順

3.1.2. 解析結果

1 組のパラメータセットについての 50 回の試行結果から、相対誤差の 90%点、75%点、中央値、25%点および 10%点を図で示した (図 5)。

標本率 100%で各パラメータに変動を与えなかったとき (Case 0)、すなわち、WPA モデルの仮定が満たされるとき、資源量真値と WPA による推定値の相対誤差は 0.005 で、75%-25%点、90%-10%点の推定幅はそれぞれ 0.033, 0.087 だった。

標本率 ϕ を変化させた場合、平均加入尾数 $r=5000$ では、 $\phi=50\%$ (A1) のとき中央値は最も真値に近く ($RE=0.006$)、推定幅も Case 0 のときと殆ど変わらなかった。推定幅は $\phi=20\%$ (A2)、 $\phi=10\%$ (A3) と標本率が小さくなるほど広がった。 $r=10,000$ では、 $\phi=10\%$ (A4) のとき中央値は真値に極めて近かった ($RE=0.004$) が、推定幅は Case A1 よりは広がった。 $\phi=2\%$ (A5) にすると推定幅は $\phi=10\%$ (A4) のときの 2 倍以上に広がった。同じ標本

率(A3, A4)では、 $n=10,000$ (A4)のほうが推定幅は狭く、中央値はより真値に近かった。

成長、自然死亡、漁獲尾数に年変動を与えた場合(B1-B3, C1-C3, D1-D3), CV が大きいほど推定幅が広がる傾向が見られた。

漁獲死亡係数に年変動を与えた場合(E1-E3), CV=0.1 では相対誤差が0.001 で真値と極めて近かったが、CVが大きくなるにつれて過小推定の傾向が見られた。CV=0.5 のとき、相対誤差の中央値は-0.083 であった。変動幅は、他のパラメータを変動させた場合と同様に、CV が大きいほど広がったが、その傾向はそれほど顕著ではなかった。

選択率に年変動を与えた場合(F1-F3), 最もパラメータの変動が大きい場合(F3)でも相対誤差は-0.017 と真値に非常に近かった。推定幅は、パラメータの変動が大きくなるにつれて広がる傾向が見られたが、3 つの Case とも非常に狭く、90%-10%点の推定幅は Case F3 の0.232 が最大であった。

サンプリング率が50%, 20%, 10%で、他のパラメータにすべて変動を与えたときのWPAの相対誤差をW1からW4に、VPAについてサンプリング率を5%, 10%, 20%とし、Age-Length-Keyの1体長階級あたり個体数 δ を50または25個体としたときの相対誤差をV1からV4にそれぞれ示した。WPAの相対誤差は0.069(W1), 0.081(W2), 0.101(W3), 0.102(W4)であった。相対誤差の90%-10%点の推定幅は、0.496(W1), 0.571(W2), 0.553(W3), 0.582(W4)と違いは小さかった。VPAの場合(V1-V4), サンプリング率5%(V1)では相対誤差の中央値は-0.036で、サンプリング率を10%および20%に上げても相対誤差の中央値はそれぞれ-0.052(V2), -0.041(V3)で殆ど変わらなかった。90%-10%点の推定幅についても、0.517(V1), 0.504(V2), 0.499(V3)で極めて近かった。また、VPAで、Age-length-keyを作成するために用いる1体長階級あたりの個体数 δ を25個体にした場合(V4), 相対誤差の中央値は-0.035で極めて小さく、 δ が50個体のとき(V3)と近かった。90%-10%点の推定幅は0.499で、 δ が50個体のとき(V3)と等しかった。

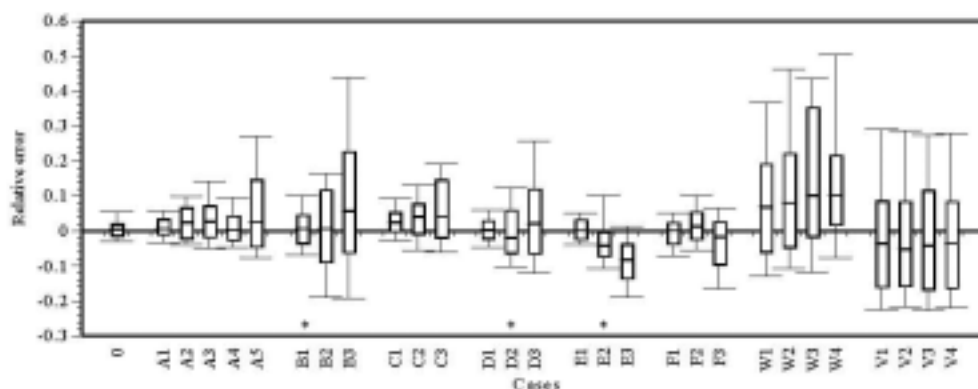


図5: 模範資源における、資源量真値とWPAによる資源量推定値の条件別相対誤差。エラーバーの上端より90%, 75%, 中央値, 25%, 10%点を示している。*には、噴火湾のスケトウダラ資源で観測された変動を用いた。

※ WPA と VPA の比較

Case W2(WPA)とCase V2(VPA)について、11年目から20年目および50回の試行すべての資源尾数真値と推定値を比較した(図6, 7)。WPA, VPAとも推定値と真値の相関係数は高く、回帰式は以下のようになった。

$$\hat{N}_{VPA} = 0.832N_{WPA} + 1.636 \times 10^3 \quad (r=0.668, n=500)$$

$$\hat{N}_{WPA} = 0.705N_{VPA} + 1.861 \times 10^3 \quad (r=0.632, n=500)$$

回帰直線は、推定値と真値が等しい直線と近く、WPA が VPA のように真値に近い資源量推定が可能であることが示された。

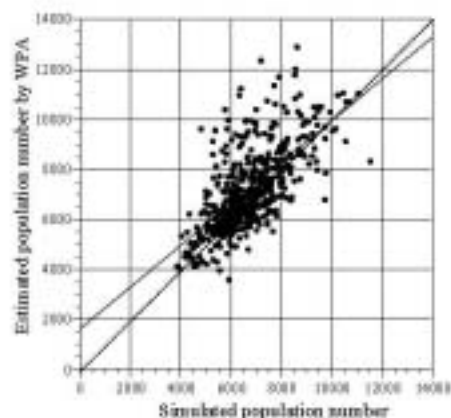


図 6: 模擬資源の資源量真値と WPA による資源量推定値。点線は真値と推定値が等しい点を、実線は回帰直線を表す。

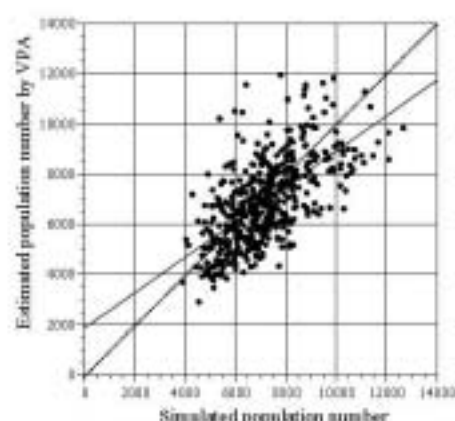


図 7: 模擬資源の資源量真値と VPA による資源量推定値。点線は真値と推定値が等しい点を、実線は回帰直線を表す。

3.2. 噴火湾のスケトウダラの資源量推定

実際に使用する漁獲データには、模擬資源に組み込んだ誤差以外にも誤差が存在しているものと考えられる。そこで、既に VPA で資源量推定が行われている北海道噴火湾のスケトウダラ資源に WPA を適用し、VPA の資源量推定結果とも比較した。

WPAにより推定された 300g 以上の体重階級の資源尾数と、北海道立函館水産試験場室蘭支場が行った、VPAを用いて推定された 4 歳以上の資源尾数および底曳網漁業より得られた CPUE の推移を比較した (図 8)。両者とも、1985 年および 1992 年にピークがあることなど類似した変動が見られたが、WPA による結果の年ごとの変化は VPA による結果に比べ小さくなっていった。WPA と VPA の資源量推定値、 N_{VPA} と N_{WPA} の相関係数は高く ($n=15, r=0.931$)、回帰式は以下ようになった。

$$N_{WPA} = 1.014N_{VPA} - 4.79 \times 10^7$$

回帰直線の傾きは 1.014 で、WPA と VPA はほぼ等しい資源変動を推定していた (図 9)。推定値自体は WPA を用いた場合のほうがやや大きく、WPA による資源尾数が 500 百万尾のときに VPA による資源尾数は 460 百万尾になり、その差は 8% であった。CPUE は、1986

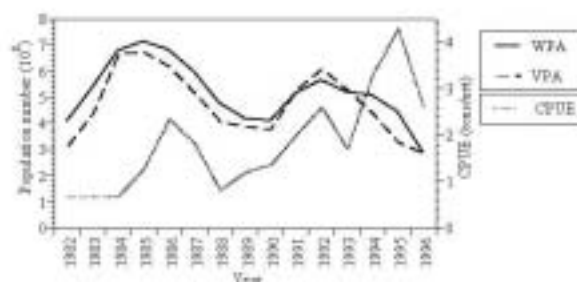


図 8: 噴火湾のスケトウダラ資源の、WPA と VPA による資源量推定値および CPUE

年と1992年にピークがある点ではWPAとVPAと類似した傾向であるが、1994、1995年におけるCPUEの急増はWPA、VPAの推定結果には見られなかった(図8)。

以上の、模擬資源への適用シミュレーションと噴火湾のスケトウダラ資源への適用より、体重組成に基づくコホート解析法(WPA)を用いる場合、漁獲物のうち20%以上の体重測定結果から体重組成が得られれば、年齢組成を用いるVPAに匹敵する推定精度が期待できることが明らかになった。また、模擬資源で想定しなかった誤差が実在資源に含まれていたとしても、WPAによる資源量推定が可能であると判断された。

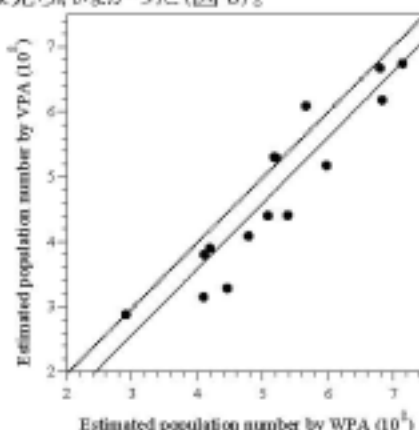


図9: 噴火湾のスケトウダラ資源の、WPAとVPAによる資源量推定値の関係。点線は両推定値が等しい点を、実線は回帰直線をそれぞれ表している。

4. マダラ襟裳西系群の資源評価

4.1. マダラ襟裳西系群の漁獲状況

北海道南部周辺海域で漁獲されるマダラ(襟裳西系群)の、1994年度から2000年度までの漁獲量を集計した。マダラの主漁期は冬期であることから、年度別に集計することによって漁期ごとの集計ができる。集計方法は次の通りである。北海道側に関しては、知内町から様似町までの月別市町村別漁業別漁獲量(北海道立中央水産試験場調べ)を4月から3月の年度別に集計した。このうち底曳網による漁獲量に関しては、襟裳西海区のみの情報を得るため、北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報(水産庁北海道漁業調整事務所ほか、1996-2002)の月別海区別漁獲量より年度別に集計し、これを用いた。青森県側に関しては、今別町から東通村までの月別市町村別漁獲量(青森県農林水産部水産振興課調べ)を年度別に集計した。青森県に船籍を置く底曳漁船による襟裳西海区での漁獲量に関しては、太平洋北区沖合底びき網漁業漁場別漁獲統計調査資料(水産庁振興部沖合課ほか、1995-2001)の月別海区別漁獲量より集計した。各資料とも、2001年の1月から3月の数値については暫定値(2002年10月現在)である。なお、以降の記述では、「年度」も単に「年」と表示する。

以上により漁業別漁獲量を集計した(図10)。全体の漁獲量は、1995年が最低で1,703tであった。その後1999年には3,000tを越え、2000年には3,211tまで増加した。漁業別にみると、2000年では底曳網と延縄での漁獲が多く、全体に占める漁獲量の割合はそれぞれ32%、34%であった。刺網で漁

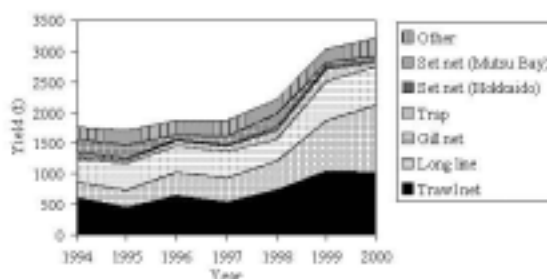


図10: マダラ襟裳西系群の漁業種別漁獲量

獲される割合は2000年では20%で、集計された期間を通じて20%前後であった。かごで漁獲される割合は小さく、2000年では2%で、1999年の7%が最高であった。定置網で漁獲される割合は、北海道側では小さく、各年とも4%以下であった。青森県側では定置網(底建網)を用い、マダラの産卵場である陸奥湾内で、産卵親魚を対象に漁業が行われている。底建網による漁獲の割合は、1994年には12%(211t)で、2000年では3%(86t)に減少した。その他の漁業の殆どは、北海道恵山町における釣り漁業である。その割合は、集計された期間を通じて10%前後で安定していた。

4.2. 材料と方法

4.2.1. 年別体重階級別漁獲尾数の推定

WPA に使用する漁獲物の体重組成を次のように求めた。北海道側については、主要な水揚げ港である室蘭市(底曳網)と恵山町(延縄)の2漁協で集計された、1994年から2000年の水揚げ伝票から求めた。青森県側については、陸奥湾周辺海域の主要な水揚げ港である脇野沢漁協(底建網)のマダラ荷受野帳から求めた。体重階級は1kgごととし、7kg以上は1階級とする、合計8階級とした。

・ 室蘭に水揚げされたマダラの体重組成

室蘭機船漁業協同組合のマダラ水揚げ伝票(現場帳)には入数で表される銘柄と、銘柄別の箱数および箱の種類が記載されている。これより以下の方法で体重組成を求めた。

銘柄別1尾当たり重量と標準偏差を得るため、市場で水揚げ後のマダラ112個体の体重測定を行った。その結果(図11)、深箱と平箱の銘柄別1尾当たり重量 g_d , g_s と入数 n_d , n_s の間に以下の関係が得られた。

$$g_d = 13.6 \cdot n_d^{-0.829}$$

$$g_s = 14.7 \cdot n_s^{-1.125}$$

また、 g_d , g_s とその標準偏差 σ_d , σ_s との間で回帰分析を行い、それぞれ以下の式のような有意な関係が得られた($n=39$, $r=0.96$, $p<0.01$; $n=67$, $r=0.72$, $p<0.01$)。

$$\sigma_d = 0.320 \cdot g_d - 0.602 \quad , \quad \sigma_s = 0.126 \cdot g_s + 0.031$$

銘柄別1尾あたり重量に正規分布を仮定すると、ある銘柄(入数) n の個体の体重 x が体重階級 k に含まれる確率は、深箱と平箱でそれぞれ以下のように表される。

$$P_{k,d} = \int_{w_k^l}^{w_k^u} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_d^2}} e^{-\frac{(x-g_d)^2}{2\sigma_d^2}} dx \quad , \quad P_{k,s} = \int_{w_k^l}^{w_k^u} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_s^2}} e^{-\frac{(x-g_s)^2}{2\sigma_s^2}} dx$$

なお、 w_k^l , w_k^u はそれぞれ体重階級 k の上限値および下限値である。

以上のように、銘柄ごとに、入数に箱数を掛けて銘柄別尾数を求め、銘柄別尾数に $P_{k,n}$ を掛けることにより体重階級別漁獲尾数を算出した。

木箱については、体重1kg未満のポンタラが50尾ずつ入れられているので、木箱の箱

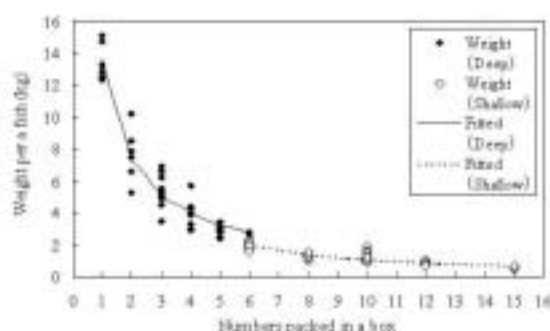


図 11: 室蘭で水揚げされたマダラの、銘柄(入尾数)と体重の関係

数に 50 尾を掛けた尾数を体重階級 1kg 未満に集計した。

以上により、1994 年から 2000 年の体重階級別漁獲尾数を得た。ただし、1996 年は、市場での伝票の保管に不備があり体重別漁獲尾数を得ることができなかった。

・ 恵山に水揚げされたマダラの体重組成

恵山漁業協同組合の水揚げ伝票には、銘柄と箱ごとの重量が記載されている。箱には同銘柄で同程度の大きさのマダラが詰められ、体重により以下の 6 銘柄に区分されている。銘柄は体重によって、1kg 未満が「小小小」、1kg 以上 2kg 未満が「小小」、2kg 以上 3kg 未満が「小」、3kg 以上 5kg 未満が「中」、5kg 以上 10kg 未満が「大」、10kg 以上が「大大」、のように仕分けされている。また、箱ごとの重量も記録されているため、箱の重量と銘柄から、一箱に入っている複数の魚の重量が等しいと仮定して、入数を推定した。例えば、銘柄が「大」(5kg 以上 10kg 未満)で箱ごとの重量が 12.6kg である時、この箱には $12.6/2=6.3$ kg より 6.3kg のマダラが 2 尾入っていたと推定した。このようにして、1995 年から 1998 年の体重組成を求めた。

室蘭と恵山の両方で体重組成が得られた 1995、1997、1998 年の体重組成には、底曳網と延縄で漁法が異なるにも拘らず有意差が見られなかった(各年ともに χ^2 test, $p>0.05$) ので、1994、1999、2000 年については恵山に関しても室蘭の体重組成を用いることとし、資料が得られなかった室蘭の 1996 年の体重組成に関しては恵山の体重組成を用いた。

・ 脇野沢・佐井に水揚げされたマダラの体重組成

脇野沢村漁業協同組合の水揚げ伝票は荷受野帳と呼ばれ、これには入数と箱ごとの重量が記載されている。箱には同程度の大きさのマダラが詰められるので、箱ごと重量を入数で割ると 1 尾あたり重量が計算される。これより、体重組成を求めた。

以上で求めた、北海道側の年別漁獲量および陸奥湾周辺の年別漁獲量、さらに室蘭、恵山、脇野沢の年別体重組成から、年別体重階級別漁獲尾数を推定した。

0-1kg の体重階級については、室蘭や恵山で水揚げ状況を調べたところ、水揚げされた最小サイズが約 400g であったことから、0.4kg 以上 1kg 未満の尾数とした。また、各市場では雄雌一括して水揚げ伝票が集計されているので、雄雌を一括して解析した。

北海道室蘭市、恵山町、青森県脇野沢村のマダラの水揚げ伝票より推定された年別体重階級別漁獲尾数を図 12 に示した。北海道側では 0-1kg、1-2kg の体重階級の漁獲尾数が他の階級より多く、体重階級が上がるにつれて漁獲尾数は減少していた。一方、陸奥湾周辺海域では 3-4、4-5kg の体重階級の漁獲が多かったが、北海道側で多かった 0-1kg および 1-2kg の体重階級の漁獲は極めて少なかった。

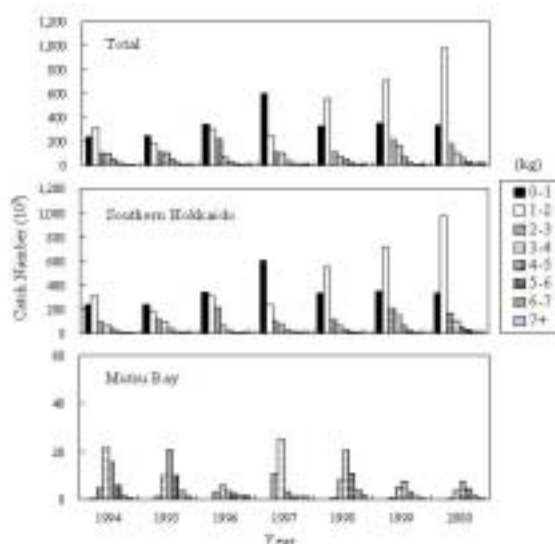


図 12: マダラ稚魚西系群の年別体重階級別漁獲尾数

4.2.2. 体重成長遷移確率

体長-体重関係については、1995年12月から1996年2月に佐井村・脇野沢村・平舘村で漁獲されたマダラ101個体の体長と体重が各漁協で測定されたので、この二者の関係より以下の式を得た。

$$w_j = 5.67 \times 10^{-3} \cdot \ell_j^{2.624}$$

ここで、 w_j はある個体の j 年の体重を、 ℓ_j はある個体の j 年の体長を表す。

体長成長については、以下の von Bertalanffy の成長式(服部, 1994)を用いた。

$$\ell_j = 96.6 \left\{ 1 - e^{-0.259(j+0.087)} \right\}$$

上の2式より、 $w_j - w_{j-1}$ の関係は以下のようになった。

$$w_{j-1} = 5.67 \times 10^{-3} \cdot \left\{ 1.295 \left(\frac{w_j}{5.67 \times 10^{-3}} \right)^{\frac{1}{2.624}} - 28.552 \right\}^{2.624}$$

体重成長遷移確率を算出するために用いられる、体重階級ごとの体重の標準偏差 σ_j は、体重 w_j に比例すると仮定した。

$$\sigma_j = v \cdot w_j$$

ここで、 v は定数で、体重の変動係数である。1995年度に脇野沢村で漁獲されたマダラ5,675個体の平均体重は4.75kg、標準偏差は1.04kgで、変動係数は0.22であった。ある個体の、前年の体重の標準偏差は、複数の年級群が含まれる漁獲物全体の標準偏差よりも小さくなるはずである。ここでは、体重の変動係数を0.1と仮定して体重成長遷移確率を算出し(表1)、WPAにより資源量推定を、YPR^W、SPR^Wで資源診断を行った。なお、YPR^W、SPR^W解析では体重階級幅を0.5kgとして解析した。

表1: WPAで用いられる後退型体重成長遷移確率および、YPR^W、SPR^Wで用いられる前進型体重成長遷移確率

Weight class in year j (kg)	w_{j-1}	w_j	σ_{j-1}	Backward weight transition probability in year $(j-1)$											
				0-1	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7+	σ_j (kg)			
0-1	0.70	0.12	0.01	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1-2	1.50	0.60	0.06	1.00	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2-3	2.50	1.44	0.14	0	1.00	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3-4	3.50	2.42	0.24	0	0.04	0.95	0.01	0	0	0	0	0	0	0	0
4-5	4.50	3.49	0.35	0	0	0.08	0.85	0.07	0	0	0	0	0	0	0
5-6	5.50	4.62	0.46	0	0	0	0.09	0.70	0.21	0	0	0	0	0	0
6-7	6.50	5.81	0.58	0	0	0	0	0.08	0.55	0.35	0.02	0	0	0	0
7+	7.50	7.04	0.70	0	0	0	0	0	0.07	0.41	0.32	0	0	0	0

Weight class in year (j) (kg)	w_{j-1}	w_j	σ_{j-1}	Forward weight transition probability in year $(j+1)$															
				0-4.5	4.5-9	9-13.5	13.5-18	18-22.5	22.5-27	27-31.5	31.5-36	36-40.5	40.5-45	45-50	50-55	55-60	60-64.5	64.5-69	69-73.5
0-4.5	0.25	0.90	0.18	0	0.85	0.15	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0.5-1.0	0.75	1.89	0.37	0	0	0.13	0.84	0.04	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1.0-1.5	1.25	2.39	0.47	0	0	0	0.18	0.72	0.10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1.5-2.0	1.75	2.83	0.56	0	0	0	0	0.12	0.60	0.26	0.01	0	0	0	0	0	0	0	0
2.0-2.5	2.25	3.23	0.65	0	0	0	0	0.01	0.15	0.53	0.29	0.02	0	0	0	0	0	0	0
2.5-3.0	2.75	3.62	0.73	0	0	0	0	0	0.02	0.19	0.45	0.28	0.04	0	0	0	0	0	0
3.0-3.5	3.25	4.28	0.83	0	0	0	0	0	0	0.03	0.22	0.44	0.26	0.04	0	0	0	0	0
3.5-4.0	3.75	4.73	0.92	0	0	0	0	0	0	0	0.06	0.25	0.46	0.23	0.05	0	0	0	0
4.0-4.5	4.25	5.17	1.01	0	0	0	0	0	0	0	0.04	0.08	0.27	0.37	0.31	0.05	0	0	0
4.5-5.0	4.75	5.61	1.09	0	0	0	0	0	0	0	0	0.02	0.12	0.29	0.35	0.19	0.05	0.01	0
5.0-5.5	5.25	6.02	1.18	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.01	0.04	0.15	0.29	0.38	0.16	0.02
5.5-6.0	5.75	6.45	1.24	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.01	0.06	0.17	0.29	0.27	0.14
6.0-6.5	6.25	6.86	1.30	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.02	0.05	0.28	0.28	0.24
6.5-7.0	6.75	7.26	1.37	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.01	0.03	0.11	0.21	0.27
7.0-7.5	7.25	7.67	1.47	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.01	0.05	0.13	0.22
7.5+	7.75	8.06	1.51	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.02	0.07	0.15

4.2.3. 0-1kg 体重階級の取扱い

最小体重階級である 0-1kg については、前述の年別体重階級別漁獲尾数より、資源への加入率が年により変化していると考えられ、この結果として 0-1kg の階級の選択率が年ごとに変動している可能性が考えられる。よって、WPA で一度に推定を行うのは 1-2kg 以上の体重階級とした。0-1kg の体重階級については、WPA で用いられる以下の式により、今年の体重階級別資源尾数、体重成長遷移確率、前年の漁獲死亡係数および自然死亡係数より計算した。なお、下式で、 $Z=F+M$ である。

$$\hat{N}_{j,t,k} = e^{Z_{j,t,k}} \sum_{j=1}^k (P_{k,j} \hat{N}_{j,t})$$

この際、0-1kg の体重階級の漁獲死亡係数については、次のように求めた。スケトウダラ太平洋系群の 5 歳 (0.52kg B.W.) および 6 歳 (0.58kg B.W.) の漁獲死亡係数は、それぞれ 0.440, 0.448 であり (八吹・本田, 2001)、これらの完全加入漁獲係数 (0.561) であるに対する割合を、それぞれ 0.784, 0.799 と算出した。よって本研究では、マダラの体重 1-2kg 以上の階級における漁獲係数の平均値に 0.8 を乗じた値を 0-1kg の体重階級の漁獲係数とした。以上の手順で 1994 年から 1999 年までの 0-1kg の資源尾数を算出できるが、2001 年の資源尾数は推定されないため、2000 年の 0-1kg の資源尾数を上式より算出するのは不可能である。よって、2000 年の 0-1kg の資源尾数 N_{2000}^{0-1kg} については 1999 年と 2000 年における 0-1kg の漁獲尾数 C_{1999}^{0-1kg} と C_{2000}^{0-1kg} の比と 1999 年の 0-1kg の資源尾数 N_{1999}^{0-1kg} を用い、以下の式で算出した。

$$N_{2000}^{0-1kg} = \frac{C_{2000}^{0-1kg}}{C_{1999}^{0-1kg}} N_{1999}^{0-1kg}$$

4.2.4. その他のパラメータ

WPA, YPR^W および SPR^W で用いられる自然死亡係数 M について、本系群を含むマダラがおもに生息する水温が 2~4°C である (吉田, 1991) ので、平均経験水温を 3°C とし、Pauly (1980) の経験式を用いて $M=0.2$ を得た。 SPR^W 解析に必要な体重階級別成熟率 m_i について、道南沿岸のマダラの成熟体長が 570mm である (服部, 1994) ことから、これと体長-体重関係をもとに本研究では、2.0kg 以下の体重階級では $m_i=0$ 、2.0-2.5kg では $m_i=0.4$ 、2.5kg 以上では $m_i=1$ とした。

4.3. 解析結果

4.3.1. WPA による資源量推定

WPA により推定された体重階級別漁獲選択係数 s は、1-2kg の階級が最大であったので、この値が 1 になるように標準化を行った。体重階級別選択率 s は、1-2kg の階級が 1.0 と最大で、2-3kg および 6-7kg の階級がそれぞれ 0.66, 0.50 であったが、3-4kg から 5-6kg の階級は 0.73 から 0.91 と高かった (図 13)。WPA により推定された完全加入漁獲係数 f は、1999 年 ($f=0.638$) を除き、0.27 (1995) から 0.49 (1998) の間で安定していた (図 14)。

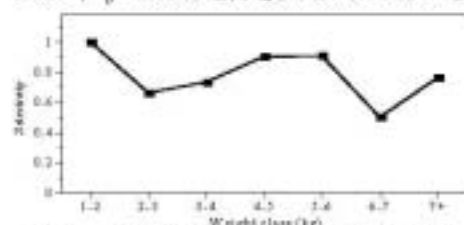


図 13: WPA で推定された、マダラ樺太西系群の体重階級別選択率

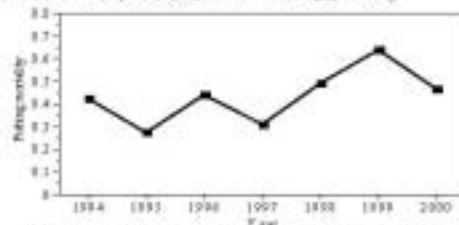


図 14: WPA で推定された、マダラ樺太西系群の年別漁獲死亡係数

WPAにより推定された年別体重階級別資源尾数について、1-2kgの体重階級は、1997年までは、1000千尾前後であったが、1998年より増加し、2000年には2860千尾まで増加した。2-3kg以上の体重階級では、年ごとには変化は少なかった。加入尾数(0-1kg)については、1994年が1650千尾で、1995年に1520千尾に減少した後徐々に増加した。その後1999年には前年の2990千尾から5900千尾へ急増し、2000年の加入尾数は5650千尾であった(図15)。

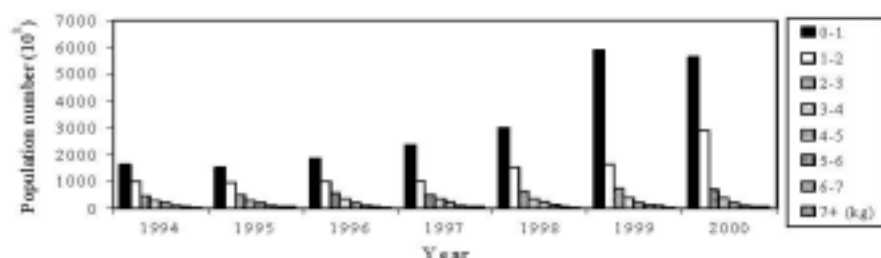


図15: WPAで推定された、マダラサardin系群の年別体重階級別資源尾数

年別資源重量では、1994年が最低で7,322tであった。1995年以降資源重量は徐々に増加し、1998年には10,000tを超えた。2000年の資源重量は13,997tであった。特に、1999年と2000年は、0-1kg、1-2kgにおけるマダラの資源重量の割合が全体の50%以上であった(図16)。親魚量には変化が見られなかったため、1998年以降の加入が良好であった可能性が示唆された。

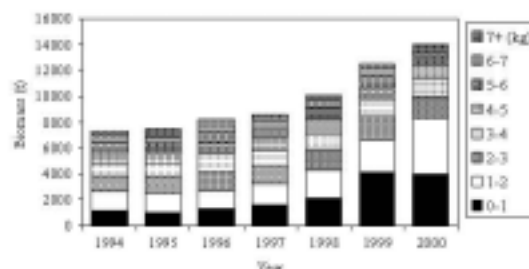


図16: WPAで推定された、マダラサardin系群の年別体重階級別資源重量

4.3.2. YPR^WおよびSPR^Wによる資源診断

2000年の漁業について、漁獲係数を $F=0.47$ 、漁獲開始体重を $w_c=0.5\text{kg}$ 、としたとき、YPR^Wは $1.13\text{kg}/R$ であった。 F を 0.47 に固定したとき、YPR^Wは $w_c=3.0\text{kg}$ で最大($1.54\text{kg}/R$)となり、 w_c を 0.5kg に固定したとき、YPR^Wは $F=0.29$ で最大($1.18\text{kg}/R$)となった(図17)。

YPR^Wの場合と同様に、2000年の漁業について、漁獲係数を $F=0.47$ 、漁獲開始体重を $w_c=0.5\text{kg}$ としたとき、%SPR^Wは11.4%であった(図18)。 $F=0.47$ のとき%SPR^Wは、 $w_c=2.0\text{kg}$ で24.3%、 $w_c=3.0\text{kg}$ で33.4%であった。また、 $w_c=0.5\text{kg}$ のとき%SPR^Wは、 $F=0.308$ で20%、 $F=0.212$ で30%であった。言い換えれば、加入量が安定している状況下で、適切

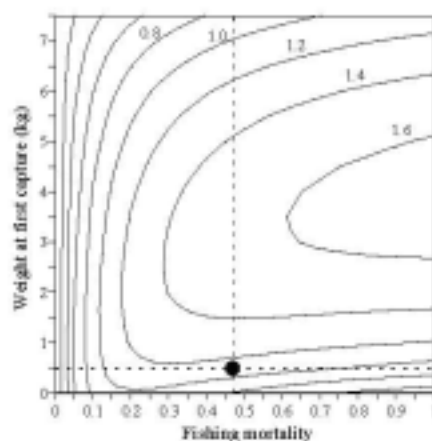


図17: マダラサardin系群のYPR^W等量線図。黒点は2000年の漁獲圧($F=0.47$, $w_c=0.5\text{kg}$)を示す。

な漁獲係数と漁獲開始サイズにより、産卵親魚量を現状の3倍以上にすることが可能ということである。

4.3.3. もしも適切な漁獲圧で漁業が行われていたら

YPR^WおよびSPR^Wによる資源診断により、マダラ襟裳西系群の現状の漁獲圧が適切ではないことがわかった。そこで、より適切な漁獲圧で漁業が行われた場合、資源量や漁獲量はどのように変わっていたか調べた。

解析方法は次の通りである。これまでの資源量推定や資源診断結果を用いるため、体重階級構成モデルとした。1994年の資源尾数は、各体重階級ともWPAの推定値とした。1995年以降については、0.1kgの体重階級の資源尾数に推定値を与え、1kg以上の体重階級については以下の式で算出した。この際、体重成長遷移確率や自然死亡係数には、資源診断で用いられた値と同様のものを用いた。

$$N_{j+1,k} = \sum_{i=1}^j (p_{k,i} e^{-(F_i + M_i)} N_{i,j})$$

N : 資源尾数, j : 年, k : k 番目の体重階級, i : i 番目の体重階級,
 p : 体重成長遷移確率, F : 漁獲死亡係数, M : 自然死亡係数

実際の漁獲圧として、まずWPAで推定された各年の漁獲死亡係数(図14)と漁獲開始体重($w_c=0.5\text{kg}$)より資源尾数と漁獲尾数を算出し、次に、 $F=0.3$ で漁獲を続けた場合、漁獲開始体重を $w_c=1.0\text{kg}$ で漁獲を続けた場合、さらに $F=0.3$ および $w_c=1.0\text{kg}$ で漁獲を続けた場合について資源尾数と漁獲尾数を算出した。なお、本解析では、漁獲開始体重以上の階級はすべて選択率を1としたので、実際の F で算出された資源量や漁獲量は、WPAで推定された値とは一致しない。

解析結果は次のようになった(図19)。資源量では、 $F=0.3$ と $w_c=1.0\text{kg}$ のときでは資源量の増加傾向は類似している、2000年では実際の漁獲圧のときに比べ、それぞれ39%、

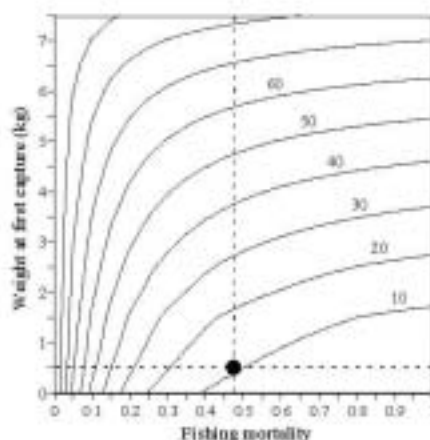


図18: マダラ襟裳西系群のSPR^W等量線図。黒点は2000年の漁獲圧($F=0.47$, $w_c=0.5\text{kg}$)を示す。

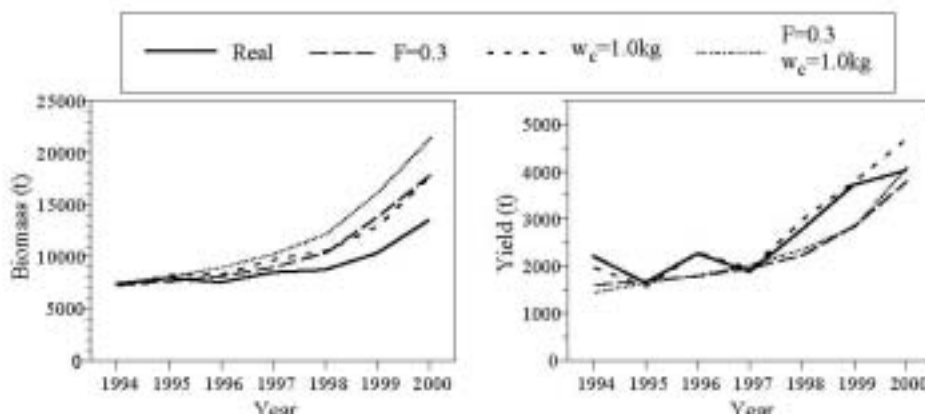


図19: 2000年の漁獲圧($F=0.47$, $w_c=0.5\text{kg}$)とは異なる漁獲圧で漁業が行われた場合の、マダラ襟裳西系群の資源量と漁獲量。

37%資源量が多くなった。同様に、 $F=0.3$ かつ $w_t=1.0\text{kg}$ のときでは、68%資源量が多くなった。漁獲量は、漁獲死亡係数を実際のものか 0.3 に固定するかにより変動傾向が分かれた。2000 年の漁獲量は、実際の漁獲量のときに比べ、 $F=0.3$ 、 $w_t=1.0\text{kg}$ 、 $F=0.3$ かつ $w_t=1.0\text{kg}$ でそれぞれ 5%減少、18%増加、3%増加であった。

5. 考察

VPA により資源量推定を行うために必要な年別年齢別漁獲尾数を得るためには、漁獲物の一部を用いて体長測定および年齢査定を行い、Age-Length-Key を作成し、漁獲物全体の体長組成を年齢組成に変換する。体長組成はもちろんのこと、Age-Length-Key も年別に得られている必要がある。よって、過去の銘柄組成などから年別の体長組成を得ることが可能であっても、経年的に年齢形質の標本が得られてない限り、年別の年齢組成を得るのは困難である。新たに資源評価の対象になるような魚種では、必ずしも漁獲物の年齢に関する情報が把握されているわけではない。未開発資源など、このような VPA を適用しにくい状況でも、体重組成を用いる WPA で資源量推定を行うことにより、定量的な資源評価が可能である。数年、十数年のうちに年齢に関する情報が蓄積されれば、VPA による資源量推定に切り替えても良い。

本研究で行った WPA の模擬資源への適用シミュレーションより、道南のマダラのような生活史を持つ魚種では、漁獲物の 20%以上の体重測定結果より体重組成が得られれば WPA を適用可能である。実際の適用においては、市場で一尾ずつ体重測定されていることは少なく、銘柄組成より体重組成を得る場合が多い。よってその変換に伴う誤差も考慮し、漁獲物の 20%を最低限とし、可能な限り多くの銘柄組成を利用できることが望ましい。

襟裳西海域のマダラ資源量は増加しているにもかかわらず、本海域における産卵場とされている陸奥湾や木古内湾周辺での漁獲量は極めて少ない。この 2 つの産卵場周辺における漁獲量の全体に占める割合は、1992 年の 45%に対し、1994 年で 12%、2000 年では 3%であった。1991 年および 1992 年の陸奥湾におけるマダラ仔魚の摂餌状態は良好であった (Takatsu et al., 2002) が、産卵場への来遊量が漁獲量に比例すると仮定しても、これらの産卵群が本海域のマダラ資源全体を支えているとは考えにくい。では、他の産卵群が襟裳西海域に来遊して陸奥湾や木古内湾の産卵群と混合しているのだろうか。東北太平洋海域では、襟裳西海域同様ここ数年マダラの漁獲量が増加しており、1998 年および 1999 年のマダラ太平洋北系群の漁獲量は過去最高レベルであった (成松ら, 2001)。この傾向は襟裳西海域の南部に隣接する尻矢崎海区 (独立行政法人水産総合研究センター東北水産研究所管轄) でも同様であった。東北太平洋海域におけるマダラの産卵場は仙台湾付近である (桜井・吉田, 1990) ほか、小規模なものが三陸海岸各地にあると考えられている (成松ら, 2001)。東北太平洋の 3 海区および襟裳西海区の月別 CPUE では (いずれも 1991 年から 2000 年の値の平均)、尻矢崎海区は他の海区に比べてもマダラの産卵期である 12 月から 3 月における CPUE の上昇が著しかった。この産卵期における高密度は、仙台湾や三陸海岸だけでなく、尻矢崎海区内 (例えば八戸前浜など) にも産卵場が存在する可能性を示唆している。

マダラでは 2 年前の 100m 深水温 8°C の南限位置と漁獲量の高い相関が認められる (服部・北川, 1997) ことや、大西洋マダラでは資源豊度が大きいほど分布域が広い (Atkinson et al., 1997) などから、近年では、東北太平洋海域のマダラが資源量の増大と

もに分布域を拡大して、襟裳西海域のマガダと一部で混合している可能性も示唆されるが、まだ詳細は不明である。

マガダ襟裳西系群は、西は陸奥湾および津軽海峡周辺海域より、東は北海道襟裳岬付近まで分布している。本群は、道東海域、東北太平洋海域に分布する群に比べ、漁獲量レベルでそれぞれ1/2, 1/6と、比較的小規模であるが、漁獲が産卵期である12月から3月に多いこともあり、冬季間においては重要な漁業資源である。本群を利用する漁業は、神合底曳網漁業、延縄漁業や刺網漁業が多いが、定置網漁業や釣り漁業など、多岐にわたっている。

本群の資源評価の結果、WPAにより資源量の増加傾向が明らかになった。YPR^W解析の結果から、加入量が現状程度であれば、最適な漁獲サイズと漁獲圧により、漁獲量を現状より40%程度増加させることが可能であることが示された。%SPR^Wより、同様に産卵親魚量を3倍以上に増加させることが可能である。

WPAによる資源量推定、YPR^W解析およびSPR^W解析による資源診断の結果では、資源状態は良好ではなかったが、特に1998年以降における小型サイズの資源量の増加から、加入量は良好であったといえる。資源診断結果より、現状の漁業の殆どは親魚を多く残せるような漁獲は行っていないので、最近の加入量の増加は、主に環境要因により起こったものと考えられる。この結論は、一見すると資源管理の必要性を否定するかのよう感じられる。しかし、今後環境要因により加入量の増加が起こると同様に加入量の減少も起こると考えられ、この場合、現状の漁業では資源状態をさらに悪化させる可能性は高い。よって、本研究では小型サイズのマガダを現状よりも保護できる管理方策を提言する。

では、襟裳西海域でマガダを利用する漁業はどうすべきか。陸奥湾では、底建網による漁獲対象が親魚であるため、漁獲サイズについて改善する必要はない。しかし、陸奥湾では現在、豊漁であった1980年代後半以降最低レベルの漁獲量が続き、産卵後の価値の低いマガダについては放流するなど、来遊量増加に向けた努力がみられている。主に恵山沖で行われる延縄漁業は、漁獲の殆どがマガダであり、漁業管理の行いやすい漁業であるといえる。しかも、延縄という漁具の性格上、漁具全体の変更ではなく、釣針サイズの変更により、現状よりも小型サイズのマガダを取り残すことは可能であると考えられる。次に底曳網漁業である。北日本における底魚の最重要種はスケトウダラである。そのため、底曳網漁業はマガダではなく、スケトウダラの漁獲を中心に操業を行う。スケトウダラの完全加入は5歳で、5歳の体重は522gである(八吹・本田, 2001)。しかし、この漁獲サイズをマガダに当てはめれば、本研究で明らかにしたように小型サイズも親魚も多く獲り残すことはできない。底曳網では主な漁獲対象がスケトウダラであるため、現状より漁獲サイズを大きくすることは難しい。スケトウダラの漁獲量に大きく影響を与えない程度(例えば $F=0.3$ 、現状の漁獲努力量の約2/3)に漁獲圧を下げるくらいが、マガダにとって現実的な方策と考える。

謝辞

第46回資源管理談話会出席者の皆様には、有益な御指摘や助言等を多数賜り、深く感謝するとともにお礼申し上げます。

参考文献

- Atkinson, D. B., Rose, G. A., Murphy, E. F. and Bishop, C. A., 1997. Distribution changes and abundance of northern cod (*Gadus morpha*), 1981-1993. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **54**(Suppl. 1), 132-138.
- 服部努, 1994. マダラの成長, 成熟および繁殖生態に関する研究. 北海道大学水産学研究科博士論文, 北海道大学, 北海道, 150pp.
- 服部努, 北川大二, 1997. 東北太平洋側のスケトウダラおよびマダラの漁獲量変動. 水産海洋研究, **61**, 79-80.
- 北海道立函館水産試験場室蘭支場, 1997. 道南太平洋海域のスケトウダラ漁況について, 北海道立函館水産試験場室蘭支場, 北海道, 1-17.
- Jones, R., 1984. Assessing the effects of changes in exploitation pattern using length composition data. *FAO Fisheries Technical Paper*, **256**. FAO Rome.
- 松石隆, 1997. 漁獲物の体長組成データに基づくマルチコホート解析法の開発と推定精度の評価. 北海道大学水産学部紀要 43, 北海道大学, 北海道, 80pp.
- 成松庸二, 北川大二, 服部努, 2001. 平成 13 年マダラ太平洋北系群の資源評価. わが国周辺海域の漁業資源評価, 313-324.
- Pauly, D., 1980. On the interrelationships between natural mortality, growth parameters, and mean environmental temperature in 175 fish stocks. *J. Cons. Int. Explo. Mer.*, **39**, 175-192.
- 桜井泰憲, 吉田英雄, 1990. 我が国におけるマダラ資源とその生態. 水産「技術と経営」, 平成 2 年 1 月号, 40-54.
- 水産庁北海道漁業調整事務所, 独立行政法人水産総合研究センター北海道区水産研究所, 農林水産省札幌統計情報事務所, 1996-2002. 北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報, 独立行政法人水産総合研究センター北海道区水産研究所, 釧路市.
- 水産庁振興部沖合課, 水産庁研究部資源課, 東北農政局青森統計調査事務所, 1995-2001. 太平洋北区沖合底びき網漁業漁場別漁獲統計調査資料. 独立行政法人水産総合研究センター東北区水産研究所八戸支所, 八戸市.
- Sullivan, P. J., Lai, H. L. and Gallucci, V. F., 1990. A catch-at-length analysis that incorporates a stochastic model of growth. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, **47**, 184-198.
- Takatsu, T., Nakatani, T., Miyamoto, T., Kooka, K. and Takahashi, T., 2002. Spatial distribution and feeding habits of Pacific cod (*Gadus macrocephalus*) larvae in Mutsu Bay, Japan. *Fish. Oceanogr.*, **11**, 90-101.
- Ueda, Y., Matsuishi, T. and Karno, Y., 2001. Weight-based population analysis: An estimation method. *Fisheries Research*, **50**, 271-278.
- Ueda, Y. and Matsuishi, T., 2002. Stock assessment based on body size information. *Fisheries Science*, **68** suppl. 1, 425-426.
- 八吹圭三, 本田聡, 2001. 平成 13 年スケトウダラ太平洋系群の資源評価. わが国周辺海域の漁業資源評価, 132-146.
- 吉田英雄, 1991. マダラ. 漁業生物図鑑北のさかなたち, 北日本海洋センター, 札幌, 114-117.