VPA で求めた北海道北部産マガレイの資源尾数推定値の評価

下田 和孝,^{1a*} 室岡 瑞恵,² 板谷 和彦,³ 星野 昇^{4b}

(2005 年 11 月 7 日受付, 2006 年 3 月 8 日受理)

¹北海道立稚内水産試験場, ²北海道立網走水産試験場, ³北海道立中央水産試験場, ⁴北海道立水産孵化場

Evaluation of VPA estimates of population size of brown sole

Pleuronectes herzensteini in northern Hokkaido, JapanKAZUTAKA SHIMODA,^{1a*} MIZUE MUROOKA,²KAZUHIKO ITAYA³ AND NOBORU HOSHINO^{4b}¹Hokkaido Wakkanai Fisheries Experimental Station, Wakkanai, Hokkaido 097-0001, ²Hokkaido Abashiri Fisheries Experimental Station, Abashiri, Hokkaido 099-3119, ³Hokkaido Central Fisheries Experimental Station, Yoichi, Hokkaido 046-8555, ⁴Hokkaido Fish Hatchery, Eniwa, Hokkaido 061-1433, Japan

Evaluation of population size estimates from VPA (back calculation), VPA (forward calculation) and ADAPT VPA of brown sole *Pleuronectes herzensteini* population in northern Hokkaido, Japan were investigated by retrospective analysis. Relative error between population size by VPA based on eight years of fishing data and estimated population size by three methods of VPA based on one year of fishing data were $-54\sim+109\%$ in VPA (back calculation), $-41\sim+59\%$ in VPA (forward calculation) and $-53\sim+54\%$ in ADAPT VPA. Relative error of age one by VPA (forward calculation) was the lowest of the three methods. At age three to six, relative error by VPA (back calculation) and ADAPT VPA were lower than that of VPA (forward calculation). Relative error of age two and seven showed no different between the methods. We tried to calculate the population size of age one to two by VPA (forward calculation) and over age three by VPA (back calculation). Relative error by the new method was $-26\sim+5\%$.

キーワード : CPUE, VPA, マガレイ, レトロスペクティブ解析

VPA (Virtual Population Analysis) は年齢別漁獲尾数から資源尾数と漁獲係数を算出する資源計算手法で,¹⁾ 日本近海の TAC 対象種などで広く用いられている。^{2,3)} VPA は北西大西洋漁業国際委員会 (ICNAF) を中心に研究・開発が進められ, その背景には ICNAF が行ってきた CPUE に基づく資源評価が, 漁獲努力量の不確実さから評価精度の向上が困難であるという問題があった。⁴⁾ 一方, VPA では最近年の漁獲係数を何らかの方法で仮定する必要がある, このため資源評価上最も重要な最近年の資源尾数推定値の信頼性が低くなるという欠点がある。⁵⁾ これを補うために, CPUE や資源量指数などの情報を併用して最近年の資源尾数と漁獲係数を推定する手法 (チューニング VPA) が開発され, 現在, 国際

的な漁業機関の科学者会議では VPA に代わって頻繁に用いられている。⁶⁾

北海道では周辺海域で漁獲される主要な 23 魚種のべ 46 海域の資源状態を調査し, その資源評価結果を公表している。⁷⁾ 北海道北部に分布するマガレイ *Pleuronectes herzensteini* 資源もこの評価対象種とされ, VPA で算出した最近年の資源尾数を基準に資源評価が行われている。しかしながら, 最近年時点で推定した資源尾数が, その後, 新たな漁獲データが加わることで大きく変化することがあり, 資源評価結果が資源の現状を適切に反映しているとは言い難い状態にある。

レトロスペクティブ解析は, 最近年から 1 年ずつデータを減らして, 過去の資源尾数や漁獲係数がどのよ

* Tel. : 81-123-32-2135. Fax : 81-123-34-7233. Email : shimodak@fishexp.pref.hokkaido.jp

^a 現所属 : 北海道立水産孵化場 (Hokkaido Fish Hatchery, Eniwa, Hokkaido 061-1433, Japan)^b 現所属 : 北海道立中央水産試験場 (Hokkaido Central Fisheries Experimental Station, Yoichi, Hokkaido 046-8555, Japan)

うに変化するかを調べる手法で、最近年の資源尾数や漁獲係数の偏りを評価するのに用いられる。^{2,5)} 本研究ではVPA および2種類のチューニングVPA、すなわち1歳魚のCPUEを用いた前進法およびADAPT VPA (Adaptive Framework Virtual Population Analysis)^{2,6,8)}で資源尾数を算出し、それぞれの方法についてレトロスペクティブ解析を行い、最近年時点で算出した資源尾数とその後のデータ蓄積によってどのように変化したかを調べた。この変化割合が少ない手法を年齢別に選び、年齢によって最近年資源尾数の算出手法を変えたコホートテーブルを作り、データ蓄積に伴う資源尾数推定値の変化を最小限に抑えることを試みた。

試料および方法

対象資源と漁業の特徴 北海道北部の日本海からオホーツク海に分布するマガレイは、日本海北部の北海道沿岸で産卵し、孵化後そのまま日本海に着底する群と、宗谷暖流によりオホーツク海に移送される群に分かれると考えられている。⁹⁾ オホーツク海に移送された群は未成魚期の2~3年間をそこで生活した後、成熟期が近づく和日本海へと回遊して繁殖する。^{10,11)} 本資源は主に沿岸漁業による刺し網や定置網および沖合底曳き網漁業で漁獲される。⁹⁾ オホーツク海では6~12月に未成魚を対象とした漁業が行われるのに対し、日本海では4~6月に産卵群を漁獲する。⁹⁾ また、宗谷海峡から利尻島および礼文島周辺の海域では11月から翌年3月にかけて日本海へと産卵回遊する途上の群を対象にした漁業が行われる。⁹⁾

年別年齢別漁獲尾数の算出方法 前述の資源と漁業の特徴に従って、オホーツク海から北海道北部日本海に位置する5箇所の漁業協同組合（紋別漁協、枝幸漁協、稚内漁協、稚内機船漁協および北るもい漁協天塩支所）で、銘柄毎に5~12 kgのマガレイ標本を購入して各個体の性別を判定し、体重測定と年齢推定を行った。年齢は西内¹²⁾に従い、耳石の輪紋数から査定した。各銘柄の年齢別体重組成を雌雄別に求め、各銘柄の漁獲重量を年齢別漁獲尾数に換算した。これを全銘柄分合算してサンプリングした漁協における年齢別漁獲尾数を求めた。近隣漁協の漁獲量についても、サンプリングした漁協の漁獲物組成を用いて年齢別漁獲尾数に換算した。これらを年度毎に合算し対象海域全体の年別年齢別漁獲尾数とした。本資源では5~6月に産卵が行われることから、⁹⁾ 全ての個体の誕生日を7月1日と定義し、7月から翌年6月を年度とした。また、本研究では1974~2003年度を年別年齢別漁獲尾数の算出対象とした。漁獲量の集計範囲は現行の資源評価海域⁷⁾に従って、北るもい漁協初山別支所以北の日本海からオホーツク海のウトロ地区までとした。各年度の漁獲量の集計には、1985年以降の

沿岸漁業については北海道水産現勢¹³⁻¹⁴⁾を用い、沖合底曳網漁業については北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報¹⁵⁻²¹⁾を用いた。1984年以前の沿岸漁業の漁獲量、およびサンプリングした漁協の銘柄別の漁獲量は、各漁協に保存されている統計資料を集計した。

VPAの後退法による資源尾数の算出方法 Pope¹⁾の近似式を用いて、後退法で各年齢の資源尾数および漁獲係数(F)を算出した。加入年齢は1歳、最高齢は7歳とした。自然死亡係数は田中²²⁾の方法で西内²³⁾が求めた値(雌:0.2083, 雄:0.2500)を用いた。雌の7歳の F は同年の6歳と同じと仮定した。雄は5歳以上の個体がサンプル中に出現しない年度があったため、5~7歳の F は4歳と等しいと仮定した。本資源では、雌は5歳以降、雄は4歳以降成長が鈍化するため、^{12,24)} 漁獲圧が大きく変化するとは考えにくいことから、これらの仮定は妥当と判断できる。最近年の F のうち7歳の雌および5~7歳の雄は、平松²⁾の方法を用いて、それぞれ同年の6歳および4歳の F と一致する値を代入した。これ以外の年齢における最近年の F は、過去3年間で選択率に大きな変化が無いものと仮定し、過去3年の平均の F ²⁾を用いた。また、後述の2手法を含めた全ての手法で雌雄別に資源尾数を算出し、これを合算して総資源尾数とした。

CPUEを用いた前進法による資源尾数の算出方法 本資源では1975年級群以降オホーツク海側の雄武町の沖合20~30定点で、小型桁網を用いてマガレイ幼魚の生息量を調査している。^{23,25)} この調査で得られた1歳魚のCPUE(1定点当たりの平均採集個体数)は、VPAの後退法で求めた1歳資源尾数と正の相関関係が認められる(Fig. 1)。ただし、この相関分析で用いた1歳資源尾数は、8年以上の漁獲データをもとに算出した値である。また、1978年級群のCPUE(51.7)は他の年級群(平均値:7.7, 範囲:0.4~19.2)と比べて明らかに高く、かつ1975~1995年級群のデータを用いた回帰分析によると、回帰式に及ぼす影響が過大であったため(てこ比:雌雄とも0.74, VPAの後退法による1歳資源尾数:雌3,507万尾, 雄2,395万尾), Fig. 1では用いていない。Fig. 1であてはめた回帰式を用いると、1996年級群以降について、それぞれの1歳CPUEから1歳資源尾数を算出できる。さらに、1歳資源尾数から各年齢における漁獲尾数と自然死亡を順次減じる前進計算を行うことで、最近年の資源尾数が解析的に算出できる。この前進計算にはPope¹⁾の仮定に基づく次式(1)を用いた。

$$N_{a,y} = \{N_{a-1,y-1} \cdot \exp(-0.5 \cdot M) - C_{a-1,y-1}\} \times \exp(-0.5 \cdot M) \quad (1)$$

ただし、 $N_{a,y}$ は y 年における a 歳魚の資源尾数、 $N_{a-1,y-1}$ はその前年の資源尾数、 M は自然死亡係数、

Fig. 1 Relationships between CPUE examined by small beam trawl nets and estimated population size by VPA (back calculation) of age 1 brown sole in northern Hokkaido. Figures beside plots indicate year class (1975–1995).

$C_{a-1,y-1}$ は $y-1$ 年における $a-1$ 歳魚の漁獲尾数である。前進法は最近 7 年間に資源加入した年級群だけに適用し、それ以前に加入した年級群については前述の後退法と同じ方法で資源尾数を求めた。前進法では 1 歳資源尾数が過小または過大推定であった場合、最近年の 7 歳の F が負の値や過小・過大な値となり、これが前年度の 6 歳の F やそれ以前の各年齢の F に順次影響し、過去の資源尾数に大きな影響を及ぼす可能性がある。このため本研究の前進法では、最近年の 7 歳の F に後退法の 7 歳の F と同じ値を代入することで、こうした影響を抑えた。

ADAPT VPA による資源尾数の算出方法 ADAPT VPA では、1975 年級群以降の 1 歳資源尾数が前述の小型桁網による 1 歳魚の CPUE の動向と合致するように、平松²⁾の方法を参考にした次式(2)の目的関数を設定した。この目的関数を最小にする最近年の F をエクセル (マイクロソフト社) のソルバー機能を用いて推定した。

$$\sum_y (I_y - qN_{1,y})^2 \quad (2)$$

ただし、 I_y は y 年の 1 歳魚 CPUE、 $N_{1,y}$ は y 年の 1 歳資源尾数、 q は比例係数²⁾である。また、雌では 7 歳の F は 6 歳と等しいと仮定し、雄は 5 歳以上の個体が漁獲されない年があったため 5～7 歳の F は 4 歳と等しいと仮定した。前述のように、これらの仮定は妥当と判断できる。5 歳以下の雌および 3 歳以下の雄の最近年の漁獲係数 ($F_{b,y}$) は、過去 3 年間で選択率に大きな変化が無いものと仮定し、次式(3)により過去 3 年の F の比から

算出した。²⁾

$$F_{b,y} = F_{a,y} (F_{b,y-1} + F_{b,y-2} + F_{b,y-3}) / (F_{a,y-1} + F_{a,y-2} + F_{a,y-3}) \quad (3)$$

ただし、 $F_{a,y}$ は雌では 6 歳の最近年の F 、雄では 4 歳の最近年の F である。

レトロスペクティブ解析 上記 3 つの方法について、2003 年度から 1 年度ずつデータを減じ資源尾数を再計算した。前進法および ADAPT VPA では 1 歳魚の CPUE データについても減じた。前進法では CPUE と 1 歳資源尾数との回帰式 (Fig. 1) が経年的に変化し、1981 年級群まで遡った時点で雄の回帰関係は有意ではなくなり (雌: $R^2 = 0.710$, $P = 0.035$, $N = 6$, 雄: $R^2 = 0.625$, $P = 0.061$, $N = 6$)、1980 年級群まで遡った時点で雌雄ともに回帰関係は有意ではなくなった (雌: $R^2 = 0.577$, $P = 0.136$, $N = 5$, 雄: $R^2 = 0.541$, $P = 0.156$, $N = 5$)。ただし、1981 年級群については、1 歳資源尾数を雌雄込みとした場合には回帰関係が有意であったことから ($R^2 = 0.713$, $P = 0.034$, $N = 6$)、1 歳資源尾数の算出に使用できると判断した。なお、前述した 1978 年級群の CPUE (51.7) は、1975～1981 年級群のデータを用いた回帰分析においても、てこ比が過大 (0.77) であったため、すべての回帰分析において使用しなかった。同様に ADAPT VPA でも 1978 年級群の CPUE を使用しなかった。

一般に VPA では漁獲年数が経過するほど推定した資源尾数は変化しにくくなる。²⁾ 本研究では 1～7 歳魚を資源解析の対象としたため、7 年で全年齢の漁獲が終了し、その後資源尾数推定値は変化しにくくなると予想される。ただし、7 年分の漁獲データから推定した資源尾数のうち 1 歳魚の値は、最近年の 7 歳魚の漁獲係数を仮定して算出する年級群に相当する。したがって、本研究では 8 年分の漁獲データから求めた資源尾数を確定値とみなし、漁獲開始 1～7 年目に推定した資源尾数と確定値との差を推定誤差と定義した。1981 年級群までを用いた回帰式で最近年の 1 歳資源尾数が算出できる年度が 1989 年度であること、および 2003 年度に確定値が算出されるのが 1996 年度であることから、本研究では 1989～1996 年度の資源尾数についてそれぞれの手法の推定誤差を評価した。1 年度ずつデータを減じたことによって資源尾数が変化する程度を、次式(4)を用いて算出した誤差割合 (relative error; RE, %) で表した。

$$RE = 100 \cdot (N_{esy} - N_{es8}) / N_{es8} \quad (4)$$

ここで、 N_{esy} は 1～7 年分の漁獲データから求めた資源尾数の推定値、 N_{es8} は 8 年分の漁獲データから推定した確定値である。

最近年時点における資源尾数の推定値を X 、8 年分の漁獲データから算出した資源尾数の確定値を Y とした散布図を年齢別に作成した。各プロットについて直線

$Y=X$ との残差を求め、一元配置分散分析を用いて手法間における残差の平均値の差の有無を調べ、Tukey の HSD 検定による多重比較を行った。これらの検定結果および残差の最大値を基準に、最近年の資源尾数の推定方法として誤差が少ない方法を年齢毎に選択し、モザイク状のコホートテーブルを作成した。この方法を混合法 (mixed method) と定義し、同様にレトロスペクティブ解析を行った。

結 果

漁獲尾数および資源尾数の推移 雌雄込みの漁獲尾数は 1981 年度の 3,700 万尾をピークに減少し、1987 年度には最低の 600 万尾となった (Fig. 2)。その後、漁獲尾数は徐々に増加して 1995 年度には 2,000 万尾となったが、2000 年度以降は再び減少傾向を示した。2003 年度は 3 歳魚の漁獲尾数が多く、総漁獲尾数は前年度よりも約 40% 増加した。

1974~1996 年度の資源尾数は、計算手法による違いがほとんど無かった (Fig. 3)。資源尾数は 1979 年度の 1 億 6,800 万尾をピークに減少し、1986 年度には最低の 2,500 万尾となった (Fig. 3)。その後、資源尾数は 4,000 万尾弱で推移したが、1994 年度に高豊度の 1993 年級群が加入したことで 8,100 万尾に回復した。1997 年度以降の資源尾数は算出方法により異なっていた。この違いは主に 1 歳資源尾数に起因し、後退法では 2000 年級群および 2002 年級群の 1 歳資源尾数をともに 5,000 万尾以上と見積もっているのに対し、前進法では 2000 年級群の 1 歳資源尾数を 3,600 万尾、ADAPT VPA では 2002 年級群を 3,300 万尾と後退法よりも少なく見積もっていた。最近年に当たる 2003 年度の資源尾数は、後退法で 1 億 1,000 万尾、前進法で 9,300 万尾、ADAPT VPA で 7,700 万尾と推定された。

漁獲係数の推移 各年齢の漁獲係数のうち、1974~1996 年度の後退法の値について Fig. 4 に示した。前述したように、この期間において手法間で推定資源尾数にほとんど差がないため、漁獲係数もほぼ一致する。1 歳魚の漁獲係数は、1982 年度以前は雌雄とも 0.05 以下で推移したが、1980 年代中盤以降約 10 倍の変動幅を示すようになった。1 歳の漁獲係数が高い時期は、総資源尾数の少ない時期と一致した (Fig. 3)。2 歳雌の漁獲係数は 1991 年と 1992 年に 0.8 と高くなったが、そのほかの期間は 0.1~0.5 の間を推移し、大幅な経年変化は認められなかった。3 歳雌の漁獲係数は、1977 年度以降 0.3~1.0 の間を推移し、大幅な経年変化は認められなかった。2~3 歳雄の漁獲係数は同年度の雌よりも高く、振幅が大きかった。4~6 歳雌および 4 歳雄の漁獲係数は 0.1~2.8 の間を推移し、2~3 歳雌と比べると年変化が大きかった。なお、7 歳雌および 5~7 歳雄の漁獲係

Fig. 2 Yearly catch of brown sole in northern Hokkaido.

Fig. 3 Yearly changes in population size estimated by three methods of VPA of brown sole in northern Hokkaido.

数は、それぞれ 6 歳雌および 4 歳雄と等しいと仮定したため、ここでは省略する。

Fig. 4 Yearly changes in fishing mortality coefficient estimated by VPA (back calculation) of brown sole in northern Hokkaido.

レトロスペクティブパターン 後退法で算出した資源尾数の誤差割合 (RE) は漁獲初年度で $-54 \sim +109\%$ となり, 1989 年度以外の RE は $\pm 30\%$ を越えた (Fig. 5)。しかし, 漁獲開始 3 年目には RE が $-8 \sim +11\%$ に収束し, その後は漁獲データの蓄積が進んでもほとんど変化しなかった。これを雌雄・年齢別にみると (Fig. 6), 1 歳魚の推定資源尾数は, 漁獲初年度からその 2 年後にかけて 2 倍以上増減することが多かったが (8 年度中, 雌 7 例, 雄 6 例), 2 歳魚ではこうした大幅な増減は少なかった (8 年度中, 雌 2 例, 雄 1 例)。3~5 歳魚は特に雌で推定資源尾数の増減幅が小さかった。6~7 歳魚は推定資源尾数が漁獲初年度からその 2 年後にかけて 2 倍以上増減する年度が認められたが, 資源尾数が少ないため総資源尾数に及ぼす影響は小さいものと考えられる。

前進法の場合には, RE は初年度で $-41 \sim +59\%$ となり, 後退法と比べるとその幅はやや狭かった (Fig. 5)。しかし, 漁獲データの蓄積が進んでも RE が収束せず, 6 年度分の漁獲データをもとに推定した場合でも $-26 \sim +3\%$ であった。これを雌雄・年齢別にみると (Fig. 6), 最近年時点で推定した 1 歳資源尾数は, 6 年間ほぼ一定の値を示した後, 7 年目に後退法で算出した資源尾数へと移行した。同様に, 2~6 歳魚ではそれぞれ 6~2 年目に後退法による値へと移行した。7 歳魚は最近年のターミナル F に後退法と同じ値を代入して算出したため, 資源尾数は漁獲初年度から後退法と一致した。8 年分の漁獲データから算出した確定値と比べると, 最近年時点で推定した 1~3 歳の資源尾数は, 雌で

Fig. 5 Relative error between population size by VPA based on eight years of fishing data and estimated population size by VPA based on one to seven years of fishing data of brown sole population in northern Hokkaido. $\square$ 1989; $\times$ 1990; $\blacktriangle$ 1991; $\triangle$ 1992; $\bullet$ 1993; $\circ$ 1994; $\blacklozenge$ 1995; $\diamond$ 1996.

は過小推定, 雄では過大推定となっていた。

ADAPT VPA の RE は漁獲初年度で $-53 \sim +54\%$ を示し, この値は後退法よりは小さく, 前進法とはほぼ等しかった (Fig. 5)。ADAPT VPA では漁獲開始 4 年目に RE が $-4 \sim +18\%$ に収束したが, 後退法と比べると収束に 1 年多く要した。性別・年齢に関わらず, 漁獲開始から 2~4 年間に推定資源尾数の大きく増減する年度が認められたが, 5 年目以降はほとんど変化しなかった (Fig. 6)。

最近年資源尾数の推定誤差 最近年時点で 1 年分の漁獲尾数データを元に推定した資源尾数を X 軸に, 8 年分の漁獲データから算出した資源尾数の確定値を Y 軸にとった散布図を Fig. 7 に示した。Fig. 7 の各プロットと直線 $Y=X$ との残差の集計値を Table 1 に示した。1 歳においては, 前進法は他の手法と比べ残差の最大値が小さく, その平均値は後退法の約 4 分の 1, ADAPT VPA の約半分であった。ただし検定結果は後退法との間でのみ有意であった。2 歳では後退法や ADAPT VPA の残差も小さくなり, その平均値には手法による差が認められなくなった。3 歳においても残差の平均値に手法間で有意差は認められなかったが, 前進法による推定値の中には他の方法と比べ大きな残差を示すものや, 資源尾数が負の値を示すものが出現した

Fig. 6 Relationships between fishing data periods and estimated values of brown sole population size. □ 1989; × 1990; ▲ 1991; △ 1992; ● 1993; ○ 1994; ◆ 1995; ◇ 1996.

(Fig. 6)。この傾向は4～6歳ではさらに顕著になり、前進法の残差の平均値は他の手法よりも有意に大きくなった。残差の最大値は、3歳では後退法で小さく、4～6

歳では後退法とADAPT VPAとの差はほとんどなかった。7歳の残差の平均値は手法間で差は認められなかった。

Fig. 7 Relationships between true values and estimated values of brown sole population size. True values are calculated by VPA based on eight years of fishing data. Estimated values are calculated by VPA (back calculation: $\circ$, forward calculation: $\triangle$) or ADAPT VPA ($\times$) based on one year of fishing data. Dotted lines indicate $y=x$ line.

コホートテーブルの改良 以上の結果から, 最近年資源尾数のうち1歳は残差の平均値または最大値が小さい点で前進法が優れ, 3歳は残差の最大値が小さい点で後退法が, 4~6歳は残差の平均値が小さい点で後退法およびADAPT VPAが優れていると判断した。2歳および7歳については手法間の差が小さく, いずれの手法を選択しても推定結果に及ぼす影響は小さいと考えられることから, 最近年の資源尾数のうち1~2歳を前進法で3~7歳を後退法で算出する混合法のコホートテーブルを作成し (Fig. 8), 1989~1996年度の資源尾数についてレトロスペクティブ解析を行った。最近年時点で推定した資源尾数のREは $-26\sim+5\%$ で (Fig. 9), この値は他のすべての手法と比べて小さかった。

混合法で算出した1996年度以降の資源尾数を Fig. 10に示した。1996~1998年度は1993および1996年級群によって資源が維持されたものの, これらが減少した1999~2000年度には総資源尾数は減少した。2001年度に高豊度の2000年級群が加入すると資源状態は向上した。2002年級群が加入した2003年度はさらに資源状態は向上し, 総資源尾数は1億尾に達したものと推定された。混合法で求めた資源尾数の1988~2003年度におけるレトロスペクティブパターンを Fig. 11に示

Table 1 Residual error between true value-estimated value plots and $y=x$ line in the Fig. 7. Results of one-way layout ANOVA and Tukey's HSD test between methods are shown

Age	Method	Range ($\times 10^6$)	Mean ($\times 10^6$)	SD ($\times 10^6$)	ANOVA		Tukey's HSD Test	
					F	P-value	Comparison	P-value
1	VPA (back cal.)	4.03-34.48	19.14	9.93	7.91	0.003	back cal.-fow. cal.	0.002
	VPA (forward cal.)	0.03-9.91	4.27	4.13			back cal.-ADAPT	0.089
	ADAPT VPA	0.22-18.55	10.78	7.27			fow. cal.-ADAPT	0.216
2	VPA (back cal.)	0.68-12.36	6.49	3.97	0.81	0.461	back cal.-fow. cal.	0.477
	VPA (forward cal.)	0.73-9.48	3.91	2.85			back cal.-ADAPT	0.836
	ADAPT VPA	0.94-16.11	5.32	5.10			fow. cal.-ADAPT	0.770
3	VPA (back cal.)	0.08-3.65	0.92	1.22	2.50	0.106	back cal.-fow. cal.	0.088
	VPA (forward cal.)	1.43-7.82	3.44	2.23			back cal.-ADAPT	0.487
	ADAPT VPA	0.03-8.78	2.23	2.94			fow. cal.-ADAPT	0.541
4	VPA (back cal.)	0.05-0.99	0.35	0.38	11.55	0.001	back cal.-fow. cal.	0.001
	VPA (forward cal.)	0.34-5.55	2.65	1.78			back cal.-ADAPT	0.992
	ADAPT VPA	0.05-1.31	0.42	0.48			fow. cal.-ADAPT	0.001
5	VPA (back cal.)	0.03-0.54	0.20	0.21	8.95	0.002	back cal.-fow. cal.	0.004
	VPA (forward cal.)	0.74-9.07	3.14	2.75			back cal.-ADAPT	0.999
	ADAPT VPA	0.05-0.59	0.23	0.25			fow. cal.-ADAPT	0.004
6	VPA (back cal.)	0.01-0.28	0.08	0.10	6.48	0.006	back cal.-fow. cal.	0.015
	VPA (forward cal.)	0.11-7.52	2.27	2.45			back cal.-ADAPT	0.999
	ADAPT VPA	0.01-0.13	0.04	0.05			fow. cal.-ADAPT	0.013
7	VPA (back cal.)	0.01-0.08	0.02	0.03	0.27	0.763	back cal.-fow. cal.	1.000
	VPA (forward cal.)	0.01-0.08	0.02	0.03			back cal.-ADAPT	0.800
	ADAPT VPA	0.01-0.06	0.01	0.02			fow. cal.-ADAPT	0.800

Age \ Year	1974	1975		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
1											
2											
3											
4											
5											
6											
7											

Fig. 8 Cohort table of the “mixed method”. Values in filled cells are estimated by VPA (forward calculation). Values in open cells are estimated by VPA (back calculation).

Fig. 9 Relative error between population size by VPA based on eight years of fishing data and estimated population size by “mixed method” based on one to seven years of fishing data of brown sole population in northern Hokkaido.

Fig. 11 Retrospective pattern of brown sole population size estimated by “mixed method” in northern Hokkaido.

Fig. 10 Population size in recent years estimated by “mixed method” of brown sole in northern Hokkaido.

した。2003年度までの漁獲データから求めた資源尾数を基準にすると、最近年時点で求めた資源尾数は、1997および1998年度は約40%多く、逆に2001および2002年度は約30%少なく見積もられていた。

考 察

近年、ADAPT VPAはさかんに研究が進められ、実際の資源評価に用いられている。^{5,6,8,26)} ADAPT VPAで精度良く資源量を推定するには、信頼性の高いCPUEや資源量指数が必要で、^{6,8)} 本研究では、1歳魚の資源尾数と有意な相関を示す1歳魚のCPUEを用いた。しか

しながら、ADAPT VPAは最近年の推定誤差の最大幅が前進法とほぼ等しく、また推定誤差の収束には後退法よりも1年多く要したことから、他の手法と比べて特に優れているとは言い難かった。今回のADAPT VPAではCPUEだけでなく過去3年の漁獲係数も用いて最近年資源尾数を推定した。過去3年の漁獲係数だけを用いる後退法と比較すると、ADAPT VPAは最近年における推定誤差が小さかったものの、1歳魚のCPUEのみから推定する前進法は、ADAPT VPAよりもさらに推定誤差が小さかった。このことは、漁獲係数を用いたことがADAPT VPAの推定誤差の原因になったことを示唆している。ADAPT VPAで各年齢の最近年の漁獲係数を算出する際に用いた式(3)は、近年の選択率に年変化が無い場合に有効とされる。²⁾ 一方、本資源では1歳の漁獲係数の変動が大きく、特に資源尾数の減少した時期の漁獲係数が高くなっている。このことは1歳魚に対する選択率が資源状態によって変化することを示唆している。また、本資源は3歳で完全加入するため、²³⁾ 完全加入前の1~2歳に対する選択率は、年による成長の違いなどの影響を受けやすい可能性がある。本資源の1~2歳魚では、式(3)を用いたADAPT VPAはその適用条件を満たしていないものと考えられる。

本研究で使用した前進法は、1~2歳魚の最近年資源

尾数の推定誤差が小さい一方で, 3~7 歳魚の推定誤差が大きかった。1 歳魚の推定誤差が小さいのは, 1 歳魚の CPUE と 1 歳資源尾数との有意な相関関係が 20 年以上にわたって維持されているためである。2 歳魚の資源尾数はこの 1 歳資源尾数から 1 歳時の漁獲尾数と自然死亡を差し引いて求めている。本資源では 1 歳魚の漁獲尾数が非常に少ないため, 2 歳資源尾数の推定誤差は 1 歳魚と同様に小さくなると考えられる。しかし, 個々のプロットに着目すると, 1 歳資源尾数の推定誤差の大きさは年級群によって差が認められる。今回の前進法で用いた計算式(1)では, この推定誤差は高齢になるまで保持され続ける。1 歳魚の推定誤差が大きな年級群においては, 加齢に伴う資源尾数の減少によって資源尾数に対する推定誤差の割合が大きくなり, 資源尾数推定値が負の値や過大な値を示すようになって考えられる。前進法の推定誤差は漁獲年数が経過して後退法による値に移行することで解消する。同一年度の資源では, 推定誤差の解消に要する年数は若齢魚ほど長く, 1 歳魚では 7 年分の漁獲データが必要であった。若齢魚ほど資源尾数が多いため, 若齢魚に推定誤差の大きな年級群を含む年度においては, 総資源尾数の推定誤差の解消にも 7 年程度の年数が必要になると考えられる。

後退法は前進法や ADAPT VPA よりも短期間で推定誤差が収束した。また, 後退法は 3 歳以上の最近年資源尾数において極端に大きな推定誤差を生じない点で優れていた。その一方で, 最近年資源尾数の推定誤差が 3 手法中最も大きく, その原因の多くは 1 歳魚の推定誤差が大きいことにあった。後退法では最近年の資源尾数を過去 3 年の漁獲係数の平均値から算出した。この方法は漁獲圧の経年変化が大きいことを仮定している。²⁾ 今回の結果によると漁獲係数は 3 歳時の雌雄や 2, 4 歳の雌では比較的安定し, この仮定が成立しうることが示されたが, これら以外の年齢, 特に 1 歳魚の漁獲係数は年変動が大きく, この仮定が成立しない可能性が高い。また, 1 歳魚は漁獲物に占める割合が低く, サンプリング誤差を生じやすい可能性がある。1 歳魚は資源尾数が多く, 資源評価に及ぼす影響が大きいことも考慮すると, 本資源の 1 歳魚には過去の漁獲係数を用いた資源尾数推定手法は適していないものと考えられる。

混合法のコホートテーブルは, 前進法と後退法の弱点を補うように年齢によって推定手法を変えてあるため, 最近年資源尾数の推定誤差が他の手法と比べ小さくなった。本資源の評価では最近年の資源尾数を資源評価基準とするため, 本研究で最近年の推定誤差を縮小することができたことは, 資源評価の朝令暮改の軽減につながり価値のあることと考えている。

ただし, 本研究では 8 年分の漁獲データから求めた資源尾数を確定値とみなし, これを基準にして 1996 年

度以前の資源尾数の推定誤差を評価したため, 本研究の結果が, 1997 年度以後の資源尾数にも当てはまるかどうか現段階では判断できない。一般に, レトロスペクティブ解析は, 最近年の資源尾数や漁獲係数の偏りの評価に用いられ,^{2,5,26)} 最近年にかけて明確なレトロスペクティブパターンが認められる場合は推定値の修正が行われる。²⁾ 1997 年度以降のレトロスペクティブパターンをみると, 最近年時点で推定した資源尾数は, 1997 および 1998 年度は過大推定, 2001 および 2002 年度は過小推定となっている可能性がある。これらは 1996 年級群と 2000 年級群の 1 歳魚の CPUE²⁵⁾ がそれぞれ過大, 過小なためと推測される。本研究で用いた 1 歳魚 CPUE は最近年の 1 歳資源尾数の推定に有効であったが, さらに推定誤差を縮小させる必要がある。本資源では 1991 年以降, 日本海でも若齢魚の分布調査を実施し, この調査で得られた 0 歳魚や 1 歳魚の CPUE が本資源の資源状態を反映することが見出されつつある。^{27,28)} 今後, これらの CPUE を併用した 1 歳資源尾数の算出方法の開発が期待できる。

謝 辞

本研究で使用したデータは, 北海道立稚内水産試験場および北海道立網走水産試験場の職員が 30 年間に渡り調査し解析したものである。研究に関わった全ての職員の皆様に厚くお礼申し上げる。北海道大学大学院水産科学研究科の松石隆助教授には ADAPT VPA についてご紹介頂いた。ここに記して感謝申し上げます。

文 献

- 1) Pope JG. An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. *ICNAF Res. Bull.* 1972; **9**: 65-74.
- 2) 平松一彦. VPA (Virtual Population Analysis). 「資源評価体制確立推進事業報告書—資源解析手法教科書—」(田中昌一, 青木一郎, 赤嶺達郎, 丸俊雄, 岸田 達, 高場 稔, 田中栄次, 福田雅明, 谷津明彦, 由木雄一, 和田時夫編) 社団法人日本水産資源保護協会, 東京. 2001; 104-128.
- 3) 谷津明彦. 我が国における TAC 魚種の ABC 算定の現状と将来展望. 水産資源管理談話会報 2000; **23**: 15-35.
- 4) 桜本和美. 資源量の推定. 「漁業管理の ABC」成山堂書店, 東京. 1998; 37-74.
- 5) 平松一彦. 国際会議で用いられる資源評価手法について. 水産資源管理談話会報 1996; **15**: 3-24.
- 6) 和田恵子, 時村宗春. チューニング VPA について. 月刊海洋/号外 1999; **17**: 81-86.
- 7) 北海道水産林務部漁業管理課. 「北海道水産資源管理マニュアル 2004 年度」北海道水産林務部漁業管理課, 札幌. 2004.
- 8) Hiramatsu K, Tanaka E. Reliability of stock size estimates from adaptive framework virtual population analysis. *Fish. Sci.* 2004; **70**: 1003-1008.
- 9) 渡野達雅道. マガレイ. 「新 北のさかなたち」(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; 272-277.
- 10) 山本正義, 佐々木 昭, 黒島和夫. 網走海域のマガレイについて. 北水試月報 1963; **20**: 293-302.
- 11) 福田敏光. 枝幸地方におけるカレイ底刺網漁業試験について. 北水試月報 1963; **20**: 337-355.
- 12) 西内修一. 北海道北部沿岸枝幸海域におけるマガレイの成長. 北水試月報 1984; **41**: 107-117.
- 13) 平成8年～平成15年 北海道水産現勢 (北海道水産林務部企画調整課編). 北海道水産林務部, 札幌. 1998～2005.
- 14) 昭和58年～平成7年 北海道水産現勢 (北海道水産部漁政課編). 北海道水産部, 札幌. 1985～1997.
- 15) 北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報 2003年～2004年 (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編). 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. 2004～2005.
- 16) 北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報 2002年 (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, 農林水産省北海道統計・情報事務所編). 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. 2003.
- 17) 北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報 2000年～2001年 (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編). 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. 2001～2002.
- 18) 北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報 1979年～1999年 (水産庁北海道漁業調整事務所, 水産庁北海道区水産研究所, 農林水産省札幌統計情報事務所編). 水産庁北海道区水産研究所, 釧路. 1980～2000.
- 19) 北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報 1977年～1978年 (水産庁北海道漁業調整事務所, 水産庁北海道区水産研究所, 農林水産省札幌統計情報事務所編). 北海道機船漁業協同組合連合会, 札幌. 1978～1979.
- 20) 北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報 1975年～1976年 (水産庁北海道漁業調整事務所, 水産庁北海道区水産研究所, 北海道中央水産試験場, 農林水産省札幌統計情報事務所編). 北海道機船漁業協同組合連合会, 札幌. 1976～1977.
- 21) 北海道沖合底曳網漁業漁場別漁獲統計年報 1974年 (水産庁北海道漁業調整事務所, 水産庁北海道区水産研究所, 北海道中央水産試験場, 農林水産省札幌統計情報事務所編). 水産庁北海道区水産研究所, 余市. 1975.
- 22) 田中昌一. 水産生物の Population Dynamics と漁業資源管理. 東海水研報 1960; **28**: 1-200.
- 23) 西内修一. 北海道北部沿岸域におけるマガレイの資源解析と漁況予測. 「資源解析の理論と実践」東海区水産研究所, 東京. 1989; 49-59.
- 24) 渡野邊雅道. マガレイの資源管理, 一歩前へ!. 北水試だより 2000; **48**: 6-10.
- 25) 室岡瑞恵. マガレイ. 平成15年度網走水産試験場事業報告書, 北海道立網走水産試験場, 網走. 2004; 4-9.
- 26) 魚住雄二. 国際漁業委員会における資源管理と評価の実際. 水産資源管理談話会報 1996; **15**: 25-56.
- 27) 北海道. 日本海北部地域. 平成14年度複合的資源管理型漁業促進対策事業報告書, 北海道, 札幌. 2003; 6-17.
- 28) 板谷和彦. 石狩湾におけるカレイ類未成魚分布調査. 北水試だより 2005; **68**: 9-11.